

Revista de

Política Agrícola

VENDA
PROIBIDA

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

ISSN 1413-4969
Publicação Trimestral
Ano XXVIII - Nº 4
Out./Nov./Dez. 2019

**Avaliação do crescimento das
exportações brasileiras
de soja em grão**

Pág. 48



Insegurança
alimentar no
meio rural
brasileiro

Pág. 37

Pass-through
das exportações
do farelo de soja

Pág. 85

Ponto de Vista
Amazônia:
um mosaico
em construção

Pág. 134

Revista de

Política Agrícola

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

ISSN 1413-4969
Publicação Trimestral
Ano XXVIII – N° 4
Out./Nov./Dez. 2019
Brasília, DF

Sumário

Homenagem

- Um firmamento mais brilhante foi visto em outubro..... 3
Elcio Perpétuo Guimarães

Carta da Agricultura

- Quem são e onde vivem os produtores rurais no Brasil?... 5
Evaristo de Miranda

- Efeitos da Ater na produtividade agropecuária goiana 7
Guilherme Resende Oliveira / Adriano Silva de Faria

- Convergência do PIB agropecuário
per capita dos estados 21
*Francisco José Silva Tabosa / Roberto Tatiwa Ferreira / Alexandre Nunes Almeida /
Helson Gomes de Souza / Pablo Urano de Carvalho Castelar*

- Insegurança alimentar no meio rural brasileiro 37
Juliana de Sales Silva / Vanda Coelho Rego

- Avaliação do crescimento das
exportações brasileiras de soja em grão 48
Klismann Alberto de Souza / Geraldo Moreira Bittencourt

- Avaliação da eficiência técnica e de
escala de empresas do agronegócio brasileiro 68
Oscar Tupy / Reinaldo de Paula Ferreira / Eliseu Alves

- Imperfeições de mercado e pobreza rural 77
Eliseu Alves / Geraldo da Silva e Souza / Paulo Freire Mello / Renner Marra

- Pass-through* das exportações do farelo de soja 85
Leonardo Copetti / Daniel Arruda Coronel

- Setor sucroenergético paranaense:
concentração e identificação de clusters regionais 102
*Angel dos Santos Fachinelli Ferrarini / Antonio Carlos de Campos /
Angelo Rondina Neto / Jaime Graciano Trintin*

- Distribuição espacial da produtividade
de cana-de-açúcar no Brasil 121
*Roberta Vedana / Karla Cristina Tyskowski Teodoro Rodrigues /
José Luiz Parré / Pery Francisco Assis Shikida*

Ponto de Vista

- Amazônia: um mosaico em construção 134
Pedro Abel Vieira / Antônio Márcio Buainain / Elísio Contini

Conselho editorial
Eliseu Alves (Presidente)
Embrapa
Elísio Contini
Embrapa
Biramar Nunes de Lima
Consultor independente
Carlos Augusto Mattos Santana
Embrapa
Antonio Flavio Dias Avila
Embrapa
Alcido Elenor Wander
Embrapa
José Garcia Gasques
Mapa
Geraldo Sant'Ana de Camargo Barros
Consultor independente

Secretaria-Geral
Luciana Gontijo Pimenta

Editor-Chefe
Wesley José da Rocha

Foto da capa
xb100 (freepik.com)

Embrapa Informação Tecnológica

Supervisão editorial
Wesley José da Rocha

Revisão de texto
Wesley José da Rocha

Normalização bibliográfica
Sabrina Déde de C. L. Degaut Pontes

**Projeto gráfico,
edição eletrônica e capa**
Carlos Eduardo Felice Barbeiro

Impressão e acabamento
Embrapa Informação Tecnológica

Interessados em receber esta revista, comunicar-se com:

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

2.000 exemplares (impressão suspensa)

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 Informação Tecnológica

Revista de política agrícola. – Ano 1, n. 1 (fev. 1992) - . – Brasília, DF : Secretaria Nacional de Política Agrícola, Companhia Nacional de Abastecimento, 1992-
v. ; 27 cm.

Trimestral. Bimestral: 1992-1993.
Editores: Secretaria de Política Agrícola do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento, 2004- .
Disponível também em World Wide Web: <www.agricultura.gov.br>
<www.embrapa.br>
ISSN 1413-4969

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

CDD 338.18 (21 ed.)

Um firmamento mais brilhante foi visto em outubro

Elcio Perpétuo Guimarães¹

O firmamento está mais brilhante ao receber no dia 27 de outubro mais uma estrela, não uma estrela qualquer, mas uma de brilho singular, que iluminou a vida de muitas pessoas em sua passagem pelas nossas terras.

O amigo Almiro Blumenschein nos deixou depois de 88 anos de um legado marcado por uma infindável lista de contribuições à ciência brasileira e mundial. Antes de mencionar algumas de suas contribuições, vale a pena destacar que, de maneira única, o Almiro obteve dois títulos de doutorado; o primeiro foi na Esalq/USP, em Piracicaba (1957), onde trabalhou com orquídeas; o segundo, nos Estados Unidos (1961), onde trabalhou com milho, sob a orientação de ninguém menos que o Prêmio Nobel de 1983, a Doutora Barbara McClintock.

Uma de suas muitas contribuições científicas foi ter catalogado mais de 1.500 espécies de orquídeas, sendo uma delas identificada por ele e que recebe seu sobrenome: *Cattleya blumencheinii*.

Além de suas contribuições científicas, ele teve grande destaque como gestor na área de pesquisa e desenvolvimento. Fez parte do grupo dos primeiros diretores executivos, da recém-criada Embrapa, em 1973, empresa cujo sucesso se deve à visão e ao rumo científico que recebeu, em sua origem, do Almiro.

Tive o privilégio de compartilhar dos anos seguintes de sua carreira quando, de 1979 a 1985, foi o chefe-geral da Embrapa Arroz e Feijão, em Goiânia. Com sua experiência na construção do modelo Embrapa, decidiu vir a um dos Centros Nacionais de Pesquisa para experimentar in loco como estava funcionando a ideia que construiu. Sua passagem pela Unidade foi marcante: mudou a sede física da Unidade da cidade para a Fazenda Experimental Capivara, onde está até hoje; lançou a primeira cultivar de arroz do então sequeiro, hoje terras altas; estimulou dezenas de pesquisadores a fazerem seus doutorados fora do Brasil; criou uma cultura de pesquisa e desenvolvimento na Unidade que perdura até hoje; fortaleceu as relações internacionais criando oportunidades com instituições internacionais, principalmente o Centros de Pesquisa do CGIAR; e comandou sua equipe como ninguém conseguiu fazê-lo até hoje. O próximo passo de sua carreira foi a gestão de um grande projeto internacional com a Winrock International, na Indonésia. Durante esse período, foi membro de juntas diretivas de vários centros internacionais de pesquisa. De regresso ao Brasil, dedicou-se a colocar sua experiência para potencializar o trabalho de instituições nacionais, como a Companhia de Desenvolvimento dos Vales do São Francisco e do Parnaíba (Codevasf), o Instituto Brasileiro de Informações em Ciência e Tecnologia (Ibict), a Fundação de Apoio a Pesquisa em Goiás (Funape), onde foi presidente, o CNPq e a UFG.

¹ Ph.D. em Genética e Melhoramento de Plantas, Chefe-Geral da Embrapa Arroz e Feijão.

Seu último trabalho foi como professor na Faculdade Lions. Durante seu passeio pelas nossas terras, recebeu uma série de reconhecimentos: em 1981, recebeu o Distinguished Service in the Cause of Human Welfare; nesse mesmo ano, foi agraciado com a Comenda do Rio Branco pelo governo brasileiro; em 1992, em reconhecimento a seu trabalho no país, o governo da Indonésia fez-lhe duas homenagens; em 1996, recebeu a Comenda da Ordem Nacional do Mérito Científico, também do governo brasileiro; e o governo do Estado de São Paulo, onde iniciou sua carreira como professor da Esalq/USP, entregou-lhe a Medalha do Mérito Científico em 2000.

Todas essas contribuições como cientista e gestor foram marcantes para a humanidade, mas quero terminar esta nota dizendo que sua maior contribuição foi estimular as pessoas ao seu redor a fazerem o seu melhor, deixando assim um legado imensurável que mesmo com sua partida seguirá existindo em pessoas como a que escreveu esta nota.

Quem são e onde vivem os produtores rurais no Brasil?

Evaristo de Miranda¹

Diante do perene desafio de conhecer o universo de produtores, unidades e áreas de produção agropecuária no Brasil, a equipe da Embrapa Territorial percebeu, em 2018, uma oportunidade para ampliar a compreensão dessa realidade complexa e dinâmica em bases territoriais.

Pela primeira vez, era possível confrontar em bases geográficas as informações de duas iniciativas nacionais: os dados geocodificados dos imóveis rurais registrados no Cadastro Ambiental Rural (CAR)² do Serviço Florestal Brasileiro (SFB) e a disponibilidade das coordenadas geográficas dos estabelecimentos agropecuários recenseados pelo IBGE³ em 2017.

A Embrapa Territorial realizou o download de todas as planilhas com as coordenadas geográficas dos estabelecimentos agropecuários do Censo 2017 e também das informações geocodificadas de cada um dos imóveis rurais cadastrados no CAR em todo o Brasil. Um enorme *bigdata* foi criado.

Após revisão e crítica dos dados, fez-se o cruzamento por geoprocessamento das coordenadas de cada um dos 5.063.771 estabelecimentos agropecuários do censo agropecuário com os limites geográficos de cada um dos 4.894.358 imóveis rurais do CAR. Os resultados por muni-

cípio, estado e região apontaram para três subpopulações.

A primeira foi a de 2.849.563 estabelecimentos agropecuários coincidentes territorialmente com imóveis rurais do CAR. Ela está mapeada, é inequívoca e corresponde a 56,3% dos estabelecimentos levantados pelo IBGE. Eles estão presentes tanto nas bases de dados do CAR quanto nas do IBGE.

A segunda subpopulação é composta por 2.214.208 estabelecimentos agropecuários, ou 43,7% do total, sem nenhuma interseção aparente com os imóveis cadastrados no CAR. Em parte, esses casos ilustram o esforço do IBGE em atingir pessoas em áreas remotas (Amazônia) e situações em que o cadastramento dos imóveis rurais é incipiente, por diversas razões (Nordeste).

A terceira subpopulação é a de 3.039.852 imóveis rurais do CAR (62,1% do total). Seus perímetros são mapeados no detalhe, correspondem a um Certificado de Cadastro do Imóvel Rural (CCIR), a um CPF ou CNPJ, mas não possuem interseção com as coordenadas dos estabelecimentos agropecuários visitados pelo IBGE. A disjunção exibe grandes variações por estado.

A definição de estabelecimento agropecuário do IBGE (área produtiva como uma

¹ Doutor em Ecologia, Chefe-Geral da Embrapa Territorial.

² BRASIL. **Sicar - Sistema Nacional de Cadastro Ambiental Rural**. 2012b. Disponível em: <<http://www.car.gov.br/#/>>. Acesso em: 19 fev. 2020.

³ 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: 19 fev. 2020.

unidade de gestão sob um responsável) difere daquela do imóvel rural do SFB (*unidade de produção*, associada a um CCIR, para fins de cumprir o Código Florestal). Não há como coincidir exatamente no território. Nos dois casos, as duas instituições buscam, dentro de limites orçamentários e operacionais, cobrir a totalidade do País e de seus públicos-alvo.

Uma parte das explicações possíveis dessa disjunção é talvez de ordem operacional: locais não levantados por dificuldades de acesso; recusa de informar; produtores ausentes ou vivendo em áreas urbanas; mais de 3.000 estabelecimentos sem coordenadas geográficas nos arquivos; áreas com conflitos agrários agudos; cadastros para assegurar a posse em terras devolutas, sem presença; imóveis cadastrados sem atividades produtivas para compensar exigências de vegetação nativa e diversas situações vicariantes. Um grande estabelecimento agropecuário, equivalente a um registro no IBGE, pode dar lugar a vários CARs, em número idêntico ao dos CCIRs

que o compõem. Usinas de cana-de-açúcar, empresas de pecuária ou reflorestamento dão origem a vários CARs, um para cada CCIR.

Formas complexas de acesso, controle, ocupação, uso, transmissão e transferência das terras e seus recursos no espaço rural entrelaçam no tecido social as dimensões agrícolas, agrárias e rurais. Várias unidades de produção vegetal e animal, de residência, parentesco, renda, consumo, gestão e decisão, uso e ocupação se compõem no mundo rural, em harmonia e conflito, sob um pesado manto de legislações e exigências trabalhistas, ambientais, tributárias, etc. Os conceitos de imóvel rural e estabelecimento agropecuário captam apenas parte dessa realidade. Isso indica a necessidade de muita prudência dos técnicos na análise e extração dos dados do censo agropecuário. Esses resultados preliminares inéditos, que serão aprofundados, já ilustram a distância entre os métodos e meios disponíveis para captar científicamente a realidade rural e sua complexidade.

Efeitos da Ater na produtividade agropecuária goiana¹

Guilherme Resende Oliveira²
Adriano Silva de Faria³

Resumo – A Assistência Técnica e Extensão Rural (Ater) é uma das principais políticas públicas do setor agrícola brasileiro, ao lado do crédito rural e da pesquisa agropecuária. Este estudo analisa os efeitos da Ater sobre a produção goiana. Fazendo uso dos dados de corte transversal do censo agropecuário, são identificadas relações entre a prestação de orientação técnica e a produtividade municipal de alguns produtos selecionados, cuja análise estatística apontou um efeito positivo da orientação técnica na produtividade de milho e soja e na densidade de boi por área. A assistência própria, que inclui a privada, tem maior peso, nesse contexto, mas a participação governamental foi relevante, especialmente para a agricultura familiar, que demanda os serviços da Emater. Essa instituição atenua as diferenças regionais de renda via prestação de orientação técnica aos agricultores das áreas mais carentes. A relação positiva entre a oferta de orientação técnica e os rendimentos de alguns produtos revela o efeito das instituições, públicas e privadas, de Ater na geração de emprego e renda em Goiás. Além disso, a maior produção agropecuária influencia diretamente a segurança alimentar e a mitigação de danos ao meio ambiente, pois, afinal, acaba sendo necessária uma área menor a ser ocupada pelas atividades econômicas. É fundamental observar que a instituição pública de Ater está dispersa por todo o território goiano, mas ela preenche especialmente os espaços com menor presença de orientação própria e das organizações privadas, que são guiadas por interesses mercadológicos.

Palavras-chave: assistência técnica, extensão rural, regressão múltipla.

Effects of technical assistance on Goias' agricultural productivity

Abstract – The Technical Assistance and Rural Extension (Ater) is one of the main public policies in the Brazilian agricultural sector, alongside rural credit and agricultural research. This study analyzes the effects of Ater on the production of Goias. Using cross-section data from the Agricultural Census (IBGE, 2017), relationships between the technical guidance and the municipal productivity of some selected products were identified, in which the statistical analysis identified a positive effect of technical guidance on maize productivity, soybean and ox density per area. The own technical assistance, which includes the private, has greater weight, in this context, however, government participation was relevant, especially for family agriculture, which demands the services of Emater. This institution plays an important role in mitigating regional differences in income by providing technical guidance to farmers in the most deprived areas. The positive relationship between the of-

¹ Original recebido em 22/11/2018 e aprovado em 7/6/2019.

² Doutor em Economia, gerente do governo do Estado de Goiás. E-mail: resendego@yahoo.com.br

³ Mestre em Ciências Ambientais, analista da Gerência de Inteligência Territorial da Emater-GO. E-mail: adriano-sf@emater.go.gov.br

fer of technical guidance and the income of some products reveals the effect of the Ater institutions, public and private, on the generation of employment and income in the state of Goias. In addition, increased agricultural production directly influences food security and mitigation of damages to the environment, after all, ends up requiring a smaller area to be occupied by economic activities. It is important to note that Ater's public institution is dispersed throughout Goias territory. However, it especially fills the spaces with less self-directed presence and private organizations, which are guided by market interests.

Keywords: technical assistance, rural extension, regression analysis.

Introdução

Goiás é o quarto maior produtor de grãos do País e possui o terceiro maior efetivo bovino (IBGE, 2017b, 2017c). Apesar disso, o estado não está entre os três mais produtivos em nenhum dos casos. Por trás da alta produção, existe uma grande área de cultivo e de criação, e essa situação gera uma série de questionamentos relacionados ao meio ambiente, ao mercado de trabalho, a tecnologias, à atuação estatal, etc.

Alves (2013) afirma que, pelo Censo Agropecuário de 2006, na determinação do aumento da produção a terra explicou 9,6%, o trabalho, 22,3%, e a tecnologia, 68,1%. Além disso, a tecnologia adotada, especialmente pelos grandes produtores, gerou a concentração da produção. Assim, o autor conclui que a intensidade da mudança provocada pela modernização da agricultura foi a principal responsável pela alta concentração da produção no Brasil.

O acesso a políticas públicas, como o crédito rural e a prestação de assistência técnica, ao lado do capital físico (maquinários e equipamentos), está entre os fatores que mais determinam a produtividade agropecuária. Buainain et al. (2013) afirmam que a modernização da agricultura brasileira foi fundada em um tripé – crédito rural subsidiado, extensão rural e pesquisa agrícola por instituições públicas –, além de outros instrumentos como política agrária, armazenagem e preço mínimo. Independentemente de sua origem, conforme apresentam Soares & Spolador (2016), a implementação de Ater se mostra como aumentadora de eficiência. Os autores abordam que no Estado de São Paulo

a Ater exclusivamente pública exibiu resultado mais significativo na redução de ineficiências. Nesse sentido, o papel das instituições públicas de Ater é fundamental para reduzir a desigualdade de renda, especialmente do ponto de vista espacial, pois a concentração regional da oferta desses serviços é alta na maioria dos estados, já que as empresas privadas e a assistência técnica própria – quando o produtor contrata diretamente o agrônomo, veterinário ou profissional relacionado – são responsáveis pela maioria das orientações técnicas. Nesse caso, predomina a lógica de localização mercadológica, isto é, elas buscam a demanda e se posicionam nas regiões mais prósperas. Portanto, cabe ao Estado a responsabilidade de atuar nas regiões mais carentes.

Buainain (2014, p.236) afirma que

[...] os principais fatores responsáveis pelo crescimento da produtividade do trabalho e pelo rendimento da terra foram a engenharia genética, notadamente os transgênicos, e a mecanização, com intensa participação da automação e da agricultura de precisão.

Vieira Filho (2014) mostra que de 2007 a 2012 a área plantada de milho transgênico mais do que decuplicou, e a de soja quadruplicou. Inclusive, houve muitos lançamentos de variedades de milho transgênico no mercado doméstico desde sua aprovação – mais de 100 cultivares registradas por ano. A produção de soja está entre as atividades que exibem elevadas taxas de crescimento (Hirakuri & Lazarotto, 2014). Juntamente com o milho, é uma das cadeias produtivas de maior agregação econômica para

o agronegócio brasileiro (A produtividade da soja..., 2017).

O desempenho da agricultura depende da disseminação de conhecimento das pesquisas por meio da Ater. Garcia (2014, p.566) ressalta o

[...] forte apoio do Estado, mas o fator novo foi, certamente, o papel ativo assumido pelo setor privado, na provisão de crédito, assistência técnica, abertura de mercados e organização do negócio.

Portanto, o papel da assistência privada é reconhecido pela literatura. Assim, é fundamental articular essas políticas de modo a tornar os objetivos almejados mais efetivos e aumentar as sinergias existentes. Recentemente, a Ater elevou seu status como política pública ao ser regulamentada por meio da Lei 12.188, de 12 de janeiro de 2010 (Brasil, 2010), que dá as principais diretrizes para o setor e instituiu a Política Nacional de Ater (Pnater). Além disso, o Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf) valorizou as instituições de Ater, inserindo os serviços oficiais de extensão como essenciais na rede de agricultores familiares.

A Agência Goiana de Assistência Técnica, Extensão Rural e Pesquisa Agropecuária (Emater-GO) tem as competências de executar a política estadual de Ater e desenvolver outras atividades correlatas ao desenvolvimento rural. Além disso, a instituição visa ao aumento da produção agropecuária e à competitividade do agronegócio e da agricultura familiar (Goiás, 2017).

A Emater-GO atende prioritariamente os pequenos produtores, que enfrentam restrições de mercado e crédito, aumentando assim ainda mais sua responsabilidade na prestação de Ater. Os médios e grandes agricultores possuem relativa facilidade de acesso à Ater, por meio de consultorias, empresas de produtos agrícolas e mercado das multinacionais de sementes e insumos, as quais fornecem o contato dos produtores

a agrônomos, veterinários e técnicos agrícolas. Castro (2015) ressalta que a lacuna deixada pela ausência de Ater foi ocupada por essas empresas. Logo, os agricultores familiares passaram a depender ainda mais da Ater pública, oferecida majoritariamente pelas Emateres.

Castro (2015) afirma que a agricultura familiar foi negligenciada pelo governo ao longo do processo de modernização da agricultura brasileira, o que se refletiu no baixo apoio público ao grupo, especialmente nos momentos de crise fiscal e extinção da Embrater⁴, situação que fez com que o financiamento das Emateres ficasse a cargo dos governos estaduais e, consequentemente, a injeção de recursos e a qualidade variassem de acordo com a UF – os recursos federais representam menos de 10% dos gastos estaduais (Asbraer, 2010). Scholz (2014) afirma que apenas os estados com agricultura mais pujante mantiveram seus órgãos de Ater mais ativos.

De acordo com Asbraer (2010), os serviços de Ater estão em 95% do Brasil, em mais de 5.200 escritórios, com 23 mil profissionais. Apesar disso, apenas um terço dos estados contam com entidades de Ater estruturadas e com um processo moderno de gestão, caso da Emater-GO, que conta com sistemas de tecnologia da informação e dados gerenciais relativamente organizados. A instituição está presente em mais de 200 municípios do estado, de um total de 246, com um corpo técnico em campo de aproximadamente 500 servidores (além do corpo administrativo da sede, que conta com a direção e coordenações, área de pesquisa e outros). Em 2016, a Emater fez 119 mil atendimentos, nos escritórios da Emater ou visitas às propriedades; em 2017, foram mais 127 mil atendimentos. Marques (2017) afirma que a estrutura central de difusão de saberes como a proposta pela Emater-GO funciona como uma espécie de central que une produtores familiares e as tecnologias novas, implementadas pelos agentes de campo.

Peixoto (2014) mostra que os serviços de Ater receberam mais atenção do governo

⁴ Empresa Brasileira de Assistência Técnica e Extensão Rural.

federal, de modo que os recursos do orçamento da União aumentaram significativamente desde 2010. Apesar desse esforço, as ações ainda são insuficientes para reestruturar o sistema público de Ater, o que deixa desassistido grande número de agricultores familiares, que podem ser atendidos pelo setor privado sem que haja choques com o poder público.

Gasques et al. (2004) estimam a Produtividade Total dos Fatores (PTF) na agropecuária brasileira, de 1975 a 2002, analisando os condicionantes do seu crescimento, que foram os gastos com pesquisa e crédito rural. O estudo indica que a produtividade da terra foi o principal componente associado ao acréscimo da PTF, sendo a primeira influenciada principalmente por Pesquisa e Desenvolvimento, a cargo de instituições públicas, como a Embrapa, e instituições privadas. A Organização das Nações Unidas para Alimentação e Agricultura (FAO, 2000), mostra que entre os principais condicionantes da PTF estão os gastos em pesquisa, extensão, escolaridade e infraestrutura.

Roessing & Lazzarotto (2005) analisam a maior disposição dos agricultores em adotar a tecnologia de produção da soja transgênica diante das diferenças de custos de produção, isto é, de um diferencial médio de 3% a favor da soja transgênica. Essa é uma das razões que justifica o fato de a soja resistente a herbicida ocupar a maior área de culturas transgênicas no mundo, seguida do milho e do algodão geneticamente modificados.

Helfand et al. (2014) discutem o crescimento da importância da tecnologia e do capital como insumos de produção agrícola. Nesse sentido, o papel da assistência técnica, pública e privada, torna-se ainda maior, dada a necessidade de qualificação e capacitações para o uso das novas tecnologias. Apesar de os grandes estabelecimentos dominarem a produção, sendo eles os que mais utilizam os transgênicos, os pequenos e médios produtores também passaram a adotar essa tecnologia. Prova disso é a própria Emater-GO, que, em parceria com a Embrapa, lançou recentemente uma cultivar de soja

(BRSGO 7654RR) para aumentar sua participação nesse mercado.

A literatura, nacional e estrangeira, destaca uma série de evidências sobre os efeitos da Ater na produção agropecuária. Niquito et al. (2018) analisam a assistência técnica prestada pelo Sistema S e mostram que ela possui efeitos positivos sobre a probabilidade de formalização dos negócios, a demanda por crédito, a jornada de trabalho e os salários. Além disso, os resultados foram mais expressivos entre as mulheres.

Gonçalves et al. (2008) mostram que os grandes produtores de leite de Minas Gerais que exibiram maior eficiência técnica na produção foram os que usaram crédito rural e Ater. A não significância dessas variáveis para os demais (médios e pequenos) pode ter sido por conta da restrição de acesso a esses recursos. Costa & Freitas (2018) usam os microdados do censo agropecuário (IBGE, 2006) e identificam que o crédito e a extensão rural contribuem para o aumento da eficiência técnica no uso dos fatores produtivos, havendo um efeito sinérgico no caso dos agricultores que acessam simultaneamente as duas políticas.

Freitas et al. (2016) utilizam os dados do Censo Agropecuário de 2006 numa abordagem econômica que mostra um efeito positivo da assistência técnica governamental na produção de soja e milho e na demanda por combustíveis, enquanto a assistência privada afetou positivamente as ofertas de soja e trigo, além da redução do uso de combustíveis e trabalho contratado.

Diesel et al. (2008) mostram que existem ganhos na contratação da Ater privada, a exemplo dos provenientes de informações sobre preços e práticas agrícolas e acesso a tecnologias. Contudo, as experiências de países que reformaram seus sistemas privatizando os serviços de extensão rural revelam que, na maior parte dos casos, a mudança não favoreceu o desenvolvimento agrícola. Portanto, é oportuno acompanhar os ganhos e perdas desse modelo, além de aprender com os casos anteriores.

Marques (2017) ressalta o papel das demais instituições na oferta de Ater, já que a lei da Pnater autorizou a contratação de outras empresas por meio de chamadas públicas. No entanto, a terceirização da Ater não garante o uso de metodologia participativa e democrática e, portanto, os resultados dessas contratações foram, até o momento, aquém do almejado.

A oferta regional de Ater diverge bastante territorialmente, o que ajuda a explicar a diferença de produtividade regional e, consequentemente, de renda. Entre as macrorregiões do País, o Censo Agro (IBGE, 2018) mostra que no Sul estavam 48,6% dos estabelecimentos atendidos, enquanto para o Norte e Nordeste os valores eram de 10,4% e 7,4%, respectivamente. Em Goiás, a situação não é diferente, pois existiam municípios com cobertura superior a 70%, enquanto em outros 55 casos a cobertura era inferior a 10% do total de estabelecimentos. Assim, as instituições de Ater também atuam sobre a equidade social, especialmente por fortalecer as regiões mais pobres.

Oliveira et al. (2017) mostram que a baixa escolaridade do agricultor familiar e a concentração de serviços públicos e das atividades econômicas são fatores que justificam a atuação do extensionista rural e, consequentemente, a contribuição da Ater para reduzir a desigualdade regional. Niquito et al. (2018) ressaltam a heterogeneidade regional dos efeitos, isto é, como regiões mais (ou menos) carentes sofrem diferentemente os efeitos da Ater. Assim, fatores como geografia, meio ambiente, infraestrutura, escolaridade dos produtores interferem no efeito causado pela Ater. Logo, é fundamental que haja uma sinergia entre as políticas, não apenas agrícolas, mas governamentais.

O objetivo deste estudo é verificar os efeitos da assistência técnica e extensão rural sobre a produtividade dos principais produtos agrícolas e pecuários de Goiás. Essa é uma das maneiras de avaliar a eficácia da prestação de serviços das empresas de assistência técnica públicas e privadas. A pesquisa faz uma abordagem regional, já que existe grande disparidade espacial de pro-

dutividade e na oferta de Ater. Além disso, são feitas recomendações para a melhor atuação da Emater-GO e dos serviços não governamentais e privados de orientação técnica.

Materiais e métodos

Entre os principais objetivos da Ater, está o aumento da renda do produtor rural. Portanto, a orientação técnica prestada por empresas públicas e privadas, ONGs, cooperativas, etc. visa ao aumento da produtividade. Assim, para analisar o efeito da Ater na agropecuária, serão selecionados os principais produtos da agricultura familiar goiana: soja, milho, arroz, feijão e mandioca, leite e efetivos bovinos.

Para desenvolver a parte empírica/ecnométrica, é fundamental um modelo que relate a produção ou produtividade com seus determinantes. Aqui, utiliza-se a função

$$Y = F(K, L, H, T)$$

em que os fatores de produção são capital (K), trabalho (L), terra (H) e tecnologia (T). Consequentemente, a produtividade da área pode ser expressa por

$$y = Y/H = F(k, l, t)$$

em que $k = K/H$, $l = L/H$ e $t = T/H$

Nesse caso, admite-se que a tecnologia tem relação direta com a prestação de Ater (T = número de orientações técnicas prestadas) e, portanto, ela será utilizada como sua proxy. Assim, as demais variáveis proxy são: K (número de tratores) e L (número de empregados). A escolha do uso de agrotóxico ou práticas agrícolas, bem como o controle de doenças ou parasitas, suplementação alimentar e beneficiamento, nas respectivas áreas, leva em conta variáveis cuja identificação como tecnologia é controversa.

A equação $\text{Produtividade}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{Assistência}_{it} + X_i y + u_i$ apresenta as relações a serem analisadas neste estudo. Nela, i se refere ao município; X , às variáveis de controle, o que inclui o

total de pessoal ocupado dividido pelo número de estabelecimentos do município i , além do total de tratores por estabelecimento do município; u é o termo de erro aleatório; β e γ são os parâmetros relacionados aos termos da equação; e *Assistência* é a variável independente de interesse, que é a razão do total de orientações técnicas prestadas pelo número de estabelecimentos rurais do município i .

Gasques et al. (2004) afirma que o índice de Produtividade Parcial dos Fatores (PPF) – relação entre o produto e um fator de produção – mais utilizado na agricultura é a produção por área, ou seja, a produtividade da terra.

Apesar da produtividade ser função direta da área produzida, as políticas públicas são desenhadas de acordo com o número de estabelecimentos, inclusive porque as instituições de Ater também trabalham com essa variável. Assim, em vez de analisar a relação entre produtividade e os fatores de produção por área, a relação se dará com a quantidade de fatores de produção por estabelecimento. Além disso, por causa da indisponibilidade dos microdados, isto é, a informação por estabelecimento rural, a unidade de observação será o município. Portanto, as informações relativas à produtividade média e os fatores de produção serão referentes ao município.

As bases de dados utilizadas são o censo agropecuário, Pesquisa Pecuária Municipal e Pesquisa Agrícola Municipal (IBGE, 2017b, 2017c, 2018), que fornecem dados relativos às variáveis mencionadas, e informações administrativas da Emater-GO, que mostram a quantidade de atendimentos prestados por município.

A análise de correlação entre produtividade média do município e os fatores de produção será feita pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO), que exibe o tipo de correlação entre as variáveis (e sua significância estatística) por meio dos coeficientes encontrados. É importante ressaltar que o estudo não verifica a causalidade entre os fatores analisados, apesar de esse tipo de análise trazer evidências para

sua identificação. Para isso, existem outros métodos de identificação (robustos), como o de Causalidade de Granger. Costa & Freitas (2018) usam a forma funcional Cobb-Douglas, em que os coeficientes estimados pela fronteira representam diretamente as elasticidades dos fatores de produção.

Salienta-se que diversos modelos econômétricos foram testados, apesar de não relatados, de modo que foram apresentados apenas os que tiveram maior poder explicativo, ou seja, outras variáveis influenciaram a produtividade, mas com efeitos marginalmente pequenos e, por isso, não foram explicitadas.

Scholz (2014) ressalta que durante o contexto de criação da Pnater, o discurso tecnicista e a visão de mercado facilitaram a inserção de indicadores de resultados na extensão, pois as variáveis adotadas anteriormente não permitiam avaliar objetivamente a atuação das organizações. Apesar disso, as instituições de Ater ainda levantam mal os dados que comprovam a efetividade de suas atividades; portanto, os dados do censo agropecuário auxiliaram na avaliação de resultados.

Resultados e discussão

No Censo Agropecuário de 2017 (IBGE, 2018), foram identificados mais de 152 mil estabelecimentos rurais em Goiás, aumento de 12,2% em relação ao Censo Agropecuário de 2006 (IBGE, 2006), diferentemente da realidade nacional, em que houve redução de 1,9%. A área total identificada para os estabelecimentos agropecuários em Goiás foi de aproximadamente 26,25 milhões de hectares (72,2% do território do estado), crescimento de 0,47% em relação ao censo de 2006. No Brasil, o aumento foi de 4,66%.

A população ocupada na zona rural em Goiás caiu de 614.102 para 535.052 pessoas, e sua maioria possui tempo de trabalho superior a 180 dias. Em 2006, a maior parte da população rural se inseria no grupo do ensino fundamental,

com 51,5%, e apenas 34,3% possuía ensino médio ou superior (Figura 1). Já em 2017, a categoria que sofreu maior alteração foi a do analfabetismo, com redução de seis pontos percentuais (p.p.). Já a população com ensino médio caiu 0,3 p.p., provavelmente por causa do aumento de 3,6 p.p. das pessoas com ensino superior.

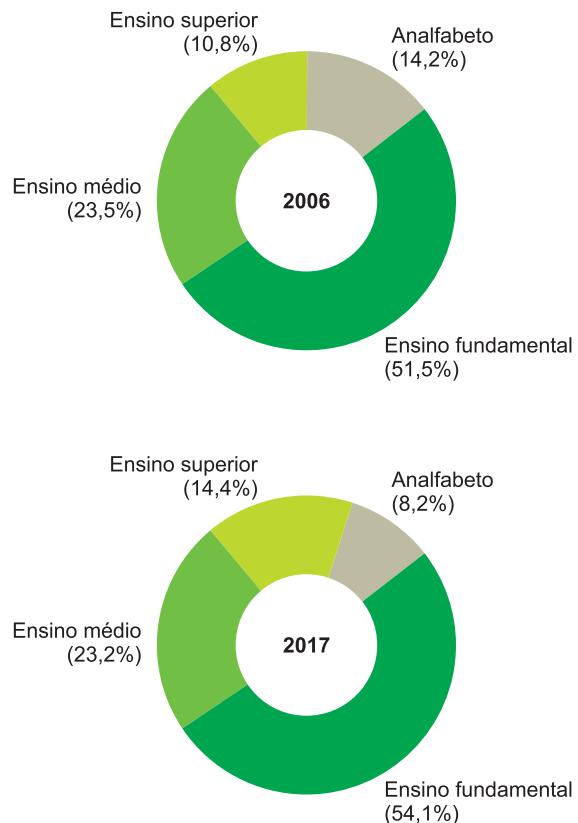


Figura 1. Escolaridade dos produtores rurais de Goiás segundo os censos agropecuários de 2006 e 2017.

Fonte: IBGE (2006, 2018).

Assim, o nível de escolaridade da população rural está crescendo, o que é imprescindível para que se possa usar as novas tecnologias e trabalhar com maior eficiência. Em vista disso, o papel da Ater é ainda mais importante.

Em Goiás, 33.380 agricultores declararam ter recebido assistência técnica. Isso representa 21,9% do total de estabelecimentos rurais, percentual pouco maior que o nacional, com 19,9% dos estabelecimentos atendidos tecnicamente.

A maioria dessas assistências (18.768) foram próprias, isto é,

[...] prestadas por técnico (pessoa física ou consultor) contratado pelo produtor ou quando a pessoa que administra o estabelecimento (produtor ou administrador) possuir a habilitação técnica ou formação profissional legalmente autorizada a prestar assistência às atividades desenvolvidas no estabelecimento” (IBGE, 2017a, p.67).

Os dados divulgados não permitem identificar o tipo de produto ou produtor que recebeu orientação técnica, mas, quando o IBGE divulgar os microdados, essa análise poderá ser feita.

O governo forneceu orientações técnicas para 5.513 estabelecimentos goianos, o que equivaleu 15,1% do total do estado (Figura 2). Enquanto isso, o peso da assistência técnica governamental no cenário nacional foi de 36,7%, representatividade bem superior à verificada no âmbito estadual.

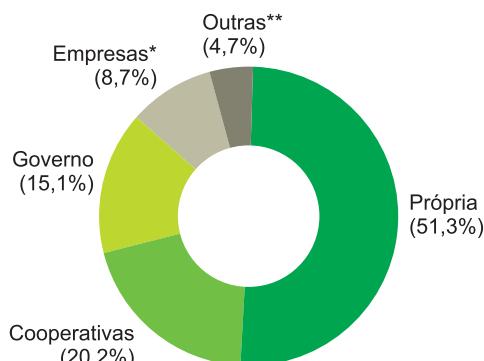


Figura 2. Origem da orientação técnica.

Fonte: IBGE (2018).

Notas: * Consideradas as empresas integradoras e privadas de planejamento.

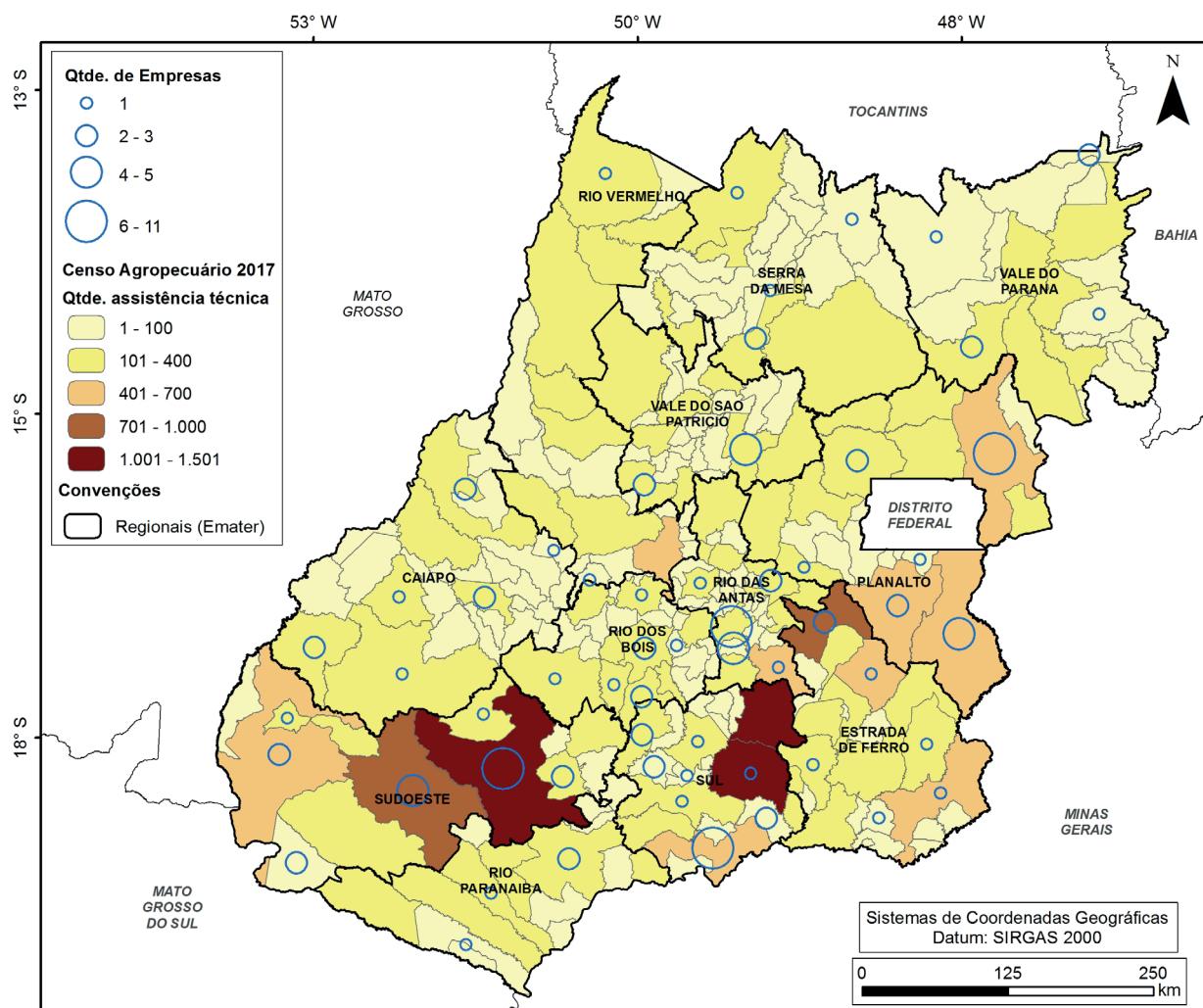
** Representa o somatório das orientações técnicas do Sistema S, ONGs e outras formas.

Em 2006 existiam 8.678 estabelecimentos administrados por pessoas com curso superior; em 2017, houve crescimento de 151,3%, ou seja, mais que dobrou, totalizando 21.811 estabelecimentos. Uma parcela desse universo contribui para explicar o incremento da participação das orientações próprias. Outra informação que

mostra a perda da atuação do governo é a representatividade no mercado: caiu de 29,2% para 21,9% do total de estabelecimentos.

Comparando a distribuição territorial por municípios no âmbito geral (Figura 3) e apenas as prestadas pelo governo (Figura 4), verifica-se que o sul do estado registra as maiores quantidades de assistências prestadas. Já as governamentais se concentram no norte, o que é positivo, pois essa é a parte mais carente do estado. Assim, o governo atua onde é menor a representatividade da assistência privada, ou seja, a Emater-GO tem papel complementar ao mercado.

Diesel et al. (2008) afirmam que as empresas privadas de assessoria técnica são apenas uma das opções de serviços de extensão, pois as demandas dos agricultores podem ser atendidas de modo eficaz por outros tipos de organizações, como ONGs, associações de agricultores e produtoras de insumos. Contudo, cada uma dessas iniciativas privilegiam um tipo de público – as ONGs são talvez o único tipo a focar nos segmentos mais pobres. Além disso, a alta participação da assistência própria tem relação com a assistência prestada pelas casas agropecuárias e indústrias de insumos, máquinas e equipa-



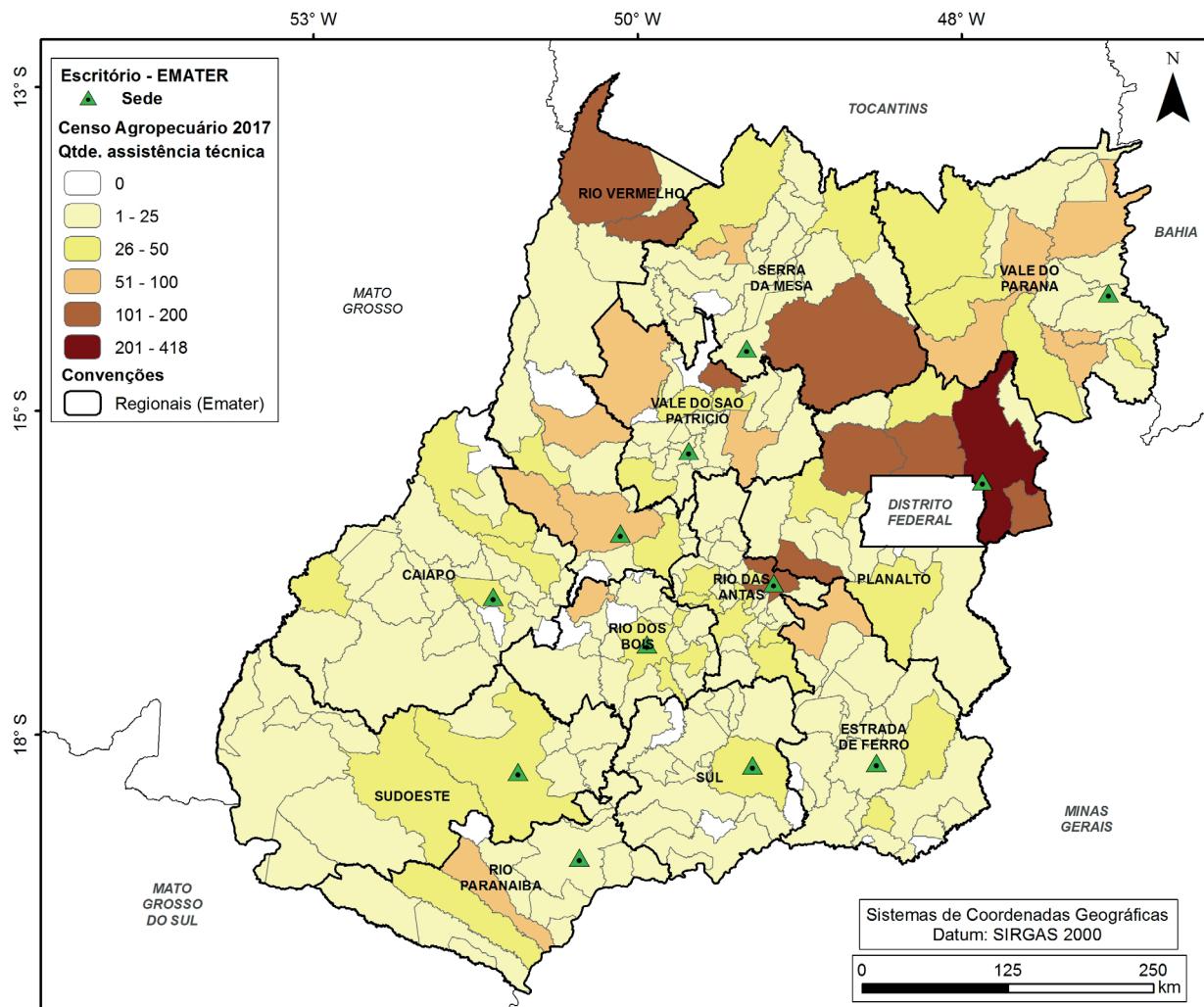


Figura 4. Distribuição territorial da assistência técnica prestada ao produtor rural pelo governo.

Fonte: IBGE (2018).

mentos, que nem sempre são contratadas, mas fornecem informação especializada.

É importante observar a distribuição territorial da assistência técnica, que, de acordo com o Censo de 2017, esteve concentrada nos municípios mais desenvolvidos e ricos. A atuação da assistência técnica governamental, oferecida principalmente pela Emater-GO, presente em pouco mais de 200 municípios goianos dos 246, focou as regiões com baixa cobertura do setor privado, o que mostra o papel do Estado como mitigador das desigualdades. Contudo, essa situação também reflete a busca dos agriculto-

res por fontes de informações no setor privado, causadas pelas deficiências e baixa oferta de serviços do setor público.

De acordo com a Relação Anual de Informações Sociais (Rais) do Ministério do Trabalho (Brasil, 2017), em 2016 existiam em Goiás 129 empresas de serviços de agronomia e de consultoria (subclasse da Classificação Nacional de Atividades Econômicas (Cnae) – 7490-1/03), que compreendem as atividades de consultoria, assessoria, orientação e assistência prestadas por agrônomos e outros profissionais a estabelecimentos agropecuários. Essas empresas

possuíam um corpo técnico de 384 servidores formais – média de três funcionários por empresa –, ou seja, é baixa a capacidade de atendimento do setor.

Outra atividade essencial das instituições públicas de Ater diz respeito à emissão de Declaração de Aptidão ao Pronaf (DAP), que é um requisito para o acesso a diversas políticas públicas. Em 2017, cerca de 1,6 milhão de estabelecimentos agropecuários possuíam DAP no Brasil – Goiás possuía cerca de 22,2 mil. Aproximadamente 74% dos estabelecimentos não possuíam DAP em 2017, 14,6% possuíam e 10,9% não souberam dizer. Os dados do Censo Agro (IBGE, 2018) mostram também que 82,3% dos estabelecimentos rurais não tiveram acesso ao crédito rural, sendo o Pronaf o maior financiador dos produtores rurais em Goiás – 28,3% dos que declararam possuir financiamento. Já 56,8% tomaram financiamentos/empréstimos não provenientes de programas governamentais, em muitos casos por causa da falta de acesso decorrente do distanciamento dos serviços públicos de Ater.

A Tabela 1 mostra as principais estatísticas das variáveis analisadas. De modo geral, a maioria dos municípios goianos produz os produtos escolhidos. A alta diferença entre os valores máximo e mínimo, além do desvio padrão de algumas variáveis, mostra a heterogeneidade espacial verificada em Goiás.

Em alguns casos, a produtividade de alguns itens chega a variar dez vezes entre os municípios, o que ajuda a compreender o papel dos fatores de produção. Portanto, é fundamental entender a distribuição territorial dos determinantes da produção para que se possa reduzir a desigualdade de renda no estado.

Em média, os municípios tinham 618 estabelecimentos rurais e receberam 135 orientações técnicas (IBGE, 2018). Contudo, os dados da Emater-GO mostram um número um pouco distinto⁵, com 418 atendimentos da agência rural por município, sendo 165 no escritório e 253

na propriedade. Além disso, a média municipal mostra que existiam 3,3 pessoas trabalhando em cada estabelecimento, e aproximadamente um trator a cada quatro estabelecimentos rurais.

A Tabela 2 mostra relações positivas e estatisticamente significantes entre a orientação técnica e a produtividade municipal do milho e da soja. Em ambos os casos, existe uma atuação muito forte da assistência própria e das empresas privadas de assistência técnica, especialmente as ligadas às multinacionais que ofertam as sementes desses produtos. Ressalta-se que em Goiás a taxa de adoção da biotecnologia (transgenia) foi de 95,4% na safra de 2016–2017, principalmente nas culturas de soja, milho e algodão, conforme apontado no relatório anual da empresa Céleres, prestadora de consultoria focada na análise do agronegócio (Céleres, 2018). No primeiro caso do milho, apesar de não haver contratação direta de orientação técnica, a compra de sementes vem acompanhada de informações técnicas que contribuem para o aumento da produtividade.

Além disso, foi encontrado efeito positivo na densidade bovina, que pode representar uma intensificação do uso do fator de produção pastagem, isto é, à medida que se aumenta a proporção de estabelecimentos rurais orientados tecnicamente, eleva-se a quantidade de bois por pasto, indicando assim maior produção de carne por área.

Também foi possível observar relação positiva e estatisticamente significante entre a quantidade de tratores por estabelecimento e a produtividade do feijão e das vacas. Apesar disso, a relação desse fator com a produtividade do milho foi negativa.

Em nenhum caso, a proporção de pessoas ocupadas por estabelecimento rural exibiu efeito significante (nem positivo, nem negativo) nas variáveis analisadas. Isso pode indicar que a quantidade de mão de obra disponível não seja um fator relevante para explicar a produtividade agropecuária, afetando apenas a produção.

⁵ Os dados do Censo Agro são autodeclarados, e os da Emater-GO provém de sistema de informações gerenciais (administrativas).

Tabela 1. Resumo estatístico das variáveis.

Variável	Observações	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
Mandioca (t)	246	916,31	6.654,58	0	103.419,00
Mandioca (ha)	246	74,10	225,28	0	3.205,00
Soja (t)	246	40.848,20	113.082,80	0	1.157.034,00
Soja (ha)	246	11.948,78	32.860,29	0	339.045,00
Feijão soma (t)	246	934,29	3.449,86	0	38.432,00
Feijão (ha)	246	410,99	1.387,50	0	14.268,00
Milho soma (t)	246	53.635,01	169.499,50	0	1.878.490,00
Milho (ha)	246	7.081,60	25.939,11	0	296.072,00
Produtividade milho	238	10,70	6,79	0,44	43,31
Produtividade soja	163	3,30	0,33	2,14	4,05
Produtividade feijão	102	1,60	0,86	0	2,91
Produtividade mandioca	214	9,36	18,41	0,33	186,24
Área estab	246	107.166,30	121.746,40	31,00	706.627,00
Bovinos	244	70.765,72	74.598,68	4.051,00	583.411,00
Pastagens (ha)	244	60.441,69	71.224,13	2.208,00	521.389,80
Densidade (boi/ha)	244	1,40	0,51	0,38	4,56
Vacas ordenhadas	244	4.546,03	4.631,13	122,00	26.944,00
Leite (mil L)	244	10.893,96	14.611,04	243,00	104.577,00
Produtividade vaca	244	2.142,50	751,54	409,41	4.823,55
Ater	246	135,69	179,98	1,00	1.501,00
Estabelecimentos	246	618,00	53,00	6,00	2.968,00
Percentual assistidos	246	0,23	0,16	0,02	0,94
Origem governo	246	22,41	40,10	0	418,00
Percentual governo	227	0,22	0,20	0,00	0,90
Atendimentos	246	418,84	641,65	0	7.263,00
Atend escritório	246	165,77	230,49	0	1.991,00
Atend propriedade	246	253,07	486,14	0	5.865,00
Atend/estab	246	1,09	3,88	0	58,33
Atend/gov	227	47,12	69,57	0	420,00
Tratores	245	138,67	155,87	4,00	1.429,00
Pessoal ocupado	246	1.975,63	1.881,60	25,00	14.101,00
Pessoal/estab	246	3,38	1,70	1,27	19,00
Trator/estab	246	0,24	0,14	0	0,77

Fonte: IBGE (2018).

Considerações finais

Esta análise traz um panorama de como está a atividade rural em Goiás e serve de subsídio para ações que buscam melhorar o sistema

de produção dos agricultores ou investir onde o setor carece de assistência técnica e tecnologia.

A relação positiva e estatisticamente significante entre a oferta de orientação técnica e os

Tabela 2. Resultados da regressão MQO.

	LnProdmilho	LnProdssoja	LnProdfeijao	LnProdmandioca	LnProdvaca	LnDensidade
PessoalEstab	-0,0231 (-0,69)	-0,00263 (-0,46)	-0,0337 (-0,68)	-0,0104 (-0,14)	-0,0241 (-1,33)	0,0209 (1,26)
TratorEstab	-0,963* (-1,87)	0,0355 (0,36)	1,799* (1,86)	0,905 (1,18)	0,805*** (2,98)	-0,259 (-1,05)
PercentAssist	0,857** (2,35)	0,179** (2,45)	0,773 (1,17)	0,422 (0,71)	0,209 (1,05)	0,365** (1,99)
Constante	2,278*** (22,53)	1,143*** (60,65)	-0,212 (-1,25)	1,476*** (6,98)	7,443*** (135,95)	0,186*** (3,71)
R ²	0,0330	0,0758	0,147	0,0265	0,0917	0,0289
N	238	163	98	214	244	244
F	2.661	4.345	5.420	1.908	8.078	2.378

Notas: estatística t entre parênteses; * p < 0,10, ** p < 0,05, *** p < 0,01.

Fonte: IBGE (2018).

rendimentos de alguns produtos revela o efeito positivo das instituições de Ater na geração de emprego e renda em Goiás. Além disso, a maior produção agropecuária influencia diretamente a segurança alimentar e a mitigação de danos ao meio ambiente.

É fundamental observar que a instituição pública de Ater está dispersa por todo o território goiano. Contudo, ela preenche especialmente os espaços com menor presença de orientação própria e das organizações privadas, que são guiadas por interesses mercadológicos, mas que representam a maior parcela de assistências técnicas no estado. A busca pelo lucro faz com que essas entidades se localizem nas áreas onde a demanda é maior, isto é, onde existem mais agricultores e com melhores condições de mercado, situação que acaba perpetuando a desigualdade regional de renda intraestadual. Nesse sentido, a Emater-GO desempenha papel fundamental ao atender à lacuna deixada pelas demais prestadoras de orientação técnica. Além disso, essa agência pública é uma das únicas a trabalhar os serviços de extensão rural que possuem caráter educativo e geram externalidades positivas. Logo, traz benefício social relevante e maior que o benefício privado.

A alta orientação técnica própria e a das empresas privadas estão correlacionadas com o uso de sementes tecnologicamente modificadas. Essa relação não foi mais bem investigada por causa da indisponibilidade de informações. Assim, é fundamental aprofundar no entendimento das sinergias provocadas por esses pacotes tecnológicos. Além disso, as cooperativas estão como o segundo maior grupo que presta assistência técnica em Goiás. Portanto, possuem atuação vital no sistema que proporciona ganhos de produtividade ao agricultor e pecuarista.

Peixoto (2014) ressalta que os custos da extensão precisam ser avaliados diante dos retornos econômicos e sociais associados com seu sucesso. Assim, o monitoramento e avaliação são fundamentais, especialmente para um modelo de extensão dirigida pela demanda. Logo, é essencial aperfeiçoar os sistemas de monitoramento e avaliação de modo a facilitar o acompanhamento e a melhoria das atividades realizadas, além da transparência da prestação de serviços.

Referências

A PRODUTIVIDADE da soja: análise e perspectivas . Compêndio de Estudos CONAB, Brasília, v.10, 2017.

ALVES, E. Excluídos da modernização da agricultura: responsabilidade da extensão rural? **Revista de Política Agrícola**, ano22, p.3-5, 2013.

ASBRAER. Associação Brasileira das Entidades Estaduais de Assistência Técnica e Extensão Rural. **Serviços de Ater para o Brasil contemporâneo**: contribuição da Extensão Rural Estatal aos candidatos à Presidência da República. Brasília, 2010.

BRASIL. **Lei nº 12.188, de 12 de janeiro de 2010**. Institui a Política Nacional de Assistência Técnica e Extensão Rural para a Agricultura Familiar e Reforma Agrária - PNATER e o Programa Nacional de Assistência Técnica e Extensão Rural na Agricultura Familiar e na Reforma Agrária - PRONATER, altera a Lei nº 8.666, de 21 de junho de 1993, e dá outras providências. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2007-2010/2010/Lei/L12188.htm>. Acesso em: 28 out. 2019.

BRASIL. Ministério do Trabalho. **Relação Anual de Informações Sociais - RAIS**. 2017. Disponível em: <http://bi.mte.gov.br/bgcaged/caged_rais_estabelecimento_id/caged_rais_estabelecimento_basico_tab.php>. Acesso em: 15 mar. 2018.

BUAINAIN, A.M. Alguns condicionantes do novo padrão de acumulação da agricultura brasileira. In: BUAINAIN, A.M.; ALVES, E.; SILVEIRA, J.M. da; NAVARRO, J. (Ed.). **O mundo rural no Brasil do século 21**: a formação de um novo padrão agrário e agrícola. Brasília: Embrapa, 2014. p.211-240.

BUAINAIN, A.M.; ALVES, E.; SILVEIRA, J.M. da; NAVARRO, Z. Sete teses sobre o mundo rural brasileiro. **Revista de Política Agrícola**, v.22, p.105-121, 2013.

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.

CÉLERES. **20 anos da adoção da biotecnologia agrícola no Brasil**: lições aprendidas e novos desafios. 2018. Disponível em: <<http://www.celeres.com.br/20-anos-da-adocao-da-biotecnologia-agricola-no-brasil-licoes-aprendidas-e-novos-desafios/>>. Acesso em: 15 abr. 2019.

COSTA, L.V.; FREITAS, C.O. de. Crédito e extensão rural: impactos isolados e da sinergia sobre a eficiência técnica dos agricultores brasileiros. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 46., Rio de Janeiro. [Anais]. Rio de Janeiro: ANPEC, 2018.

DIESEL, V.; FROEHLICH, J.M.; NEUMANN, P.S.; SILVEIRA, P.R.C. da. Privatização dos serviços de extensão rural: uma discussão (des)necessária? **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.46, p.1155-1188, 2008. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032008000400010>.

FAO. Food and Agriculture Organization of the United Nations. **The state of food and agriculture 2000**. Rome, 2000. Lessons from the past 50 years.

FREITAS, C.O. de; SILVA, F. de F.; NEVES, M. de C.R.; BRAGA, M.J. Technical assistance support effect on Brazilian agricultural performance. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 44., 2016, Foz do Iguaçu. [Anais]. Rio de Janeiro: ANPEC, 2016.

GARCIA, J.R. Trabalho rural: tendências em face das transformações em curso. In: BUAINAIN, A.M.; ALVES, E.; SILVEIRA, J.M. da; NAVARRO, J. (Ed.). **O mundo rural no Brasil do século 21**: a formação de um novo padrão agrário e agrícola. Brasília: Embrapa, 2014. p.559-589.

GASQUES, J.G.; BASTOS, E.T.; BACCHI, M.P.R.; CONCEIÇÃO, J.P.C.R. da. **Condicionantes da produtividade da agropecuária brasileira**. Brasília: Ipea, 2004. (IPEA. Texto para Discussão, nº 1017).

GOIÁS. Agência Goiana de Assistência Técnica, Extensão Rural e Pesquisa Agropecuária – Emater. **Portaria nº 288/2017**. Regimento interno. Documento não publicado.

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

HELPAND, S.M.; PEREIRA, V. da F.; SOARES, W.L. Pequenos e médios produtores na agricultura brasileira: situação atual e perspectivas. In: BUAINAIN, A.M.; ALVES, E.; SILVEIRA, J.M. da; NAVARRO, J. (Ed.). **O mundo rural no Brasil do século 21**: a formação de um novo padrão agrário e agrícola. Brasília: Embrapa, 2014. p.533-557.

HIRAKURI, M.H.; LAZZAROTTO, J.J. **O agronegócio da soja nos contextos mundial e brasileiro**. Londrina: Embrapa Soja, 2014. (Embrapa Soja. Documento, 349).

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Agropecuário 2017**: resultados preliminares. Rio de Janeiro, 2018.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Agropecuário 2006**. Rio de Janeiro, 2006.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Manual do recenseador**. Rio de Janeiro, 2017a.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Pesquisa Agrícola Municipal (PAM)**. Rio de Janeiro, 2017b.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Pesquisa da Pecuária Municipal (PPM)**. Rio de Janeiro, 2017c.

MARQUES, R.C.B. **Assistência Técnica e Extensão Rural do estado de Goiás**: da aplicabilidade da legislação e

de políticas efetivas. 2017. 117p. Dissertação (Mestrado) -Universidade Federal de Goiás, Goiânia.

NIQUITO, T.W.; ELY, R.A.; RIBEIRO, F.G. Avaliação de impacto das Assistências Técnicas do Sistema S no mercado de trabalho. **Revista Brasileira de Economia**, v.72, p.196-216, 2018. DOI: <https://doi.org/10.5935/0034-7140.20180010>.

OLIVEIRA, G.R.; ARAÚJO, F.M. de; QUEIROZ, C.C. de. A importância da Assistência Técnica e Extensão Rural (Ater) e do crédito rural para a agricultura familiar em Goiás. **Boletim Goiano de Geografia**, v.37, p.528-551, 2017. DOI: <https://doi.org/10.5216/bgg.v37i3.50769>.

PEIXOTO, M. Mudanças e desafios da extensão rural no Brasil e no mundo. In: BUAINAIN, A.M.; ALVES, E.; SILVEIRA, J.M. da; NAVARRO, J. (Ed.). **O mundo rural no Brasil do século 21: a formação de um novo padrão agrário e agrícola**. Brasília: Embrapa, 2014. p.891-924.

ROESSING, A.C.; LAZZAROTTO, J.J. Soja transgênica no Brasil: situação atual e perspectivas para os próximos

anos. In: REUNIÃO DE PESQUISA DE SOJA DA REGIÃO CENTRAL DO BRASIL, 27., 2005, Cornélio Procópio.

Resumos. Londrina: Embrapa Soja, 2005. (Embrapa Soja. Documentos, 257).

SCHOLZ, G.A.G. **Planejamento nas organizações estaduais de Assistência Técnica e Extensão Rural – Ater**: percepções do alinhamento estratégico frente às políticas setoriais. 2014. 211p. Dissertação (Mestrado) – Universidade Tecnológica Federal do Paraná, Curitiba.

SOARES, P.; SPOLADOR, H.F.S. Determinantes da eficiência técnica na agricultura: um estudo para as culturas de milho e soja do estado de São Paulo. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 44., 2016, Foz do Iguaçu. [Anais]. Rio de Janeiro: Anpec, 2016.

VIEIRA FILHO, J.E.R. Transformação histórica e padrões tecnológicos da agricultura brasileira. In: BUAINAIN, A.M.; ALVES, E.; SILVEIRA, J.M. da; NAVARRO, J. (Ed.). **O mundo rural no Brasil do século 21: a formação de um novo padrão agrário e agrícola**. Brasília: Embrapa, 2014. p.395-421.

Convergência do PIB agropecuário per capita dos estados¹

Francisco José Silva Tabosa²

Roberto Tatiwa Ferreira³

Alexandre Nunes Almeida⁴

Helson Gomes de Souza⁵

Pablo Urano de Carvalho Castelar⁶

Resumo – Este trabalho testa a hipótese de convergência para os desvios do PIB agropecuário dos estados brasileiros. Além disso, busca-se fornecer um indicativo para a velocidade com que as taxas de crescimento do PIB agropecuário convergem para a situação estacionária. Adotou-se um conjunto de estimativas para corrigir os possíveis vieses dos procedimentos econôméticos utilizados. Os resultados obtidos com as meias-vidas indicaram que os desvios do PIB demoram, em média, cerca de 1 ano para alcançar a distância entre o valor corrente e o nível de equilíbrio. Além disso, verificou-se que a maior meia-vida é obtida quando o Piauí é usado como numerário, e a menor, no caso da Bahia.

Palavras-chave: agronegócio, Brasil, meia-vida.

Convergence of the agricultural GDP per capita of the Brazilian states

Abstract – The present work tests the hypothesis of convergence for the deviations of the agricultural GDP of the Brazilian states. In addition, we aim to provide an indicative for the speed with which growth rates of agricultural GDP converge to a steady state. To do so, we use a set of estimates to correct possible biases arising from the economic procedures used. The results obtained as half lives indicate that the deviations of the agricultural GDP of the Brazilian states take, on average, about 1 year to reach the distance between the current value and the level of equilibrium. Furthermore, it was found that the greatest half-life is obtained when the state of Piauí is used as numeraire and the lowest in the case of the state of Bahia being used.

Keywords: agribusiness, Brazil, half life.

Introdução

Na teoria econômica, um aspecto de suma importância para a pesquisa é o da convergência das taxas de crescimento econômico. Há uma

perspectiva hipotética, como ressaltada em Abramovitz (1986), de que a renda per capita das economias mais pobres tende a crescer de forma mais intensa do que as taxas de crescimento das

¹ Original recebido em 26/2/2019 e aprovado em 21/6/2019.

² Professor do Maer/UFC. E-mail: franzetabosa@ufc.br

³ Professor do Caen/UFC, bolsista produtividade do CNPq. E-mail: rtf2@uol.com.br

⁴ Professor da Esalq. E-mail: alex.almeida859@gmail.com

⁵ Doutorando em Economia. E-mail: helson.g.souza@gmail.com

⁶ Professor do curso de Finanças da UFC. E-mail: pcastelar@ufc.br

economias de renda mais elevada. Isso seria um *catch-up effect*, uma tendência à convergência das rendas, ou produtos, num determinado estado de equilíbrio, em que ocorreria a estacionariedade desses níveis, com as economias menos desenvolvidas finalmente alcançando as mais desenvolvidas. No entanto, isso não ocorre de maneira certa, sendo necessárias algumas condições para a observação do fenômeno.

A convergência é um tema sempre presente nos estudos sobre crescimento e integração econômica, pois tem implicações relevantes sobre o processo de crescimento e desenvolvimento de regiões e sobre a forma como políticas públicas atuam nesse processo. As análises feitas sobre a hipótese de convergência são aplicadas geralmente a setores importantes de uma economia, auxiliando no direcionamento da criação e implantação de políticas públicas (Penna et al., 2012).

Diversos estudos exploram se a convergência no nível do produto ocorre entre países, e mesmo intrarregional, averiguando se em estados e regiões do globo tem havido convergência. No Brasil, diante da disparidade entre o Norte/Nordeste pobre e o Sul/Sudeste rico, cabe uma avaliação acurada dessa perspectiva.

Almeida et al. (2008) analisam o processo de convergência da produtividade agrícola das microrregiões agrícolas brasileiras, e o estudo aponta evidências em favor da convergência absoluta. Raiher et al. (2016) citam a importância de estudar as dinâmicas do setor agropecuário brasileiro e analisam a evolução da produtividade da agropecuária nas microrregiões do Sul – identificam a existência de um processo de convergência.

Figueiredo & Corrêa (2006) indicam que a partir do início da década de 2000 a modernização agrícola no Brasil esteve associada ao rápido crescimento da intensidade do uso da terra e da relação entre capital e trabalho e que, com isso, ocorreram reflexos nos ganhos de produtividade no período. Esses fatores incidem sobre a dinâmica de crescimento das atividades agropecuárias, interferindo no comportamento

de longo prazo do setor. Nesse sentido, o estudo de Fochezatto & Stülp (2008) faz uma análise sobre a convergência no setor agropecuário levando em consideração os fatores determinantes da produtividade.

Contudo, as técnicas de verificação da hipótese de convergência em sua forma tradicional vêm passando por uma série de adaptações que, ao longo do tempo, buscaram adequar as técnicas utilizadas de uma maneira a obter resultados mais robustos, como em Durlauf (2001), Spohr & Freitas (2011) e Penna & Linhares (2013).

Assim, este trabalho tem o objetivo de verificar a hipótese de convergência do PIB agropecuário per capita dos estados brasileiros, dada a importância do setor para o produto do País, e fornecer a velocidade com que as taxas de crescimento convergem para uma possível situação de equilíbrio. Assim, busca-se responder: existe convergência para as taxas de crescimento do PIB agropecuário per capita nas Unidades da Federação? E, se existe, com que velocidade essa série converge para uma situação de equilíbrio?

Destaca-se que a literatura que trata da convergência, principalmente a voltada para o setor agrícola, é vasta. Esta investigação, contudo, traz o diferencial de corrigir os vieses decorrentes da restrita dimensão temporal dos dados.

Revisão de literatura

A hipótese de convergência

A hipótese de que a produção per capita converge em economias ao longo do tempo representa uma das controvérsias mais antigas da teoria econômica. Contudo, a ideia básica por trás da hipótese de convergência é fornecer uma resposta para questionamentos como estes: devemos esperar que a disparidade de crescimento entre economias se limite ao longo do tempo? Existe uma tendência inerente às economias de baixa renda de crescer mais rápido do que as economias de alta renda? O crescimento econômico acabará por abrandar nas economias

de alta renda? As respostas a essas perguntas podem a ser afirmativas mesmo na ausência do comércio internacional? O crescimento em uma economia de alta renda causa uma maior taxa de crescimento (do que seria de outra forma possível) em uma economia de baixa renda? (Rassekh, 1998).

De acordo com a abordagem de Somasekharan et al. (2011), os modelos de convergência aplicados ao crescimento econômico geralmente mostram que em economias fechadas, sem diferenças de tecnologia e preferências, as taxas de crescimento da renda per capita tendem a estar inversamente relacionadas aos níveis iniciais de renda per capita. A força principal que conduz a convergência no modelo de crescimento neoclássico é o rendimento decrescente do capital reproduzível. Portanto, as economias com valores iniciais mais baixos dos índices capital-trabalho terão maiores produtos marginais de capital e, assim, tenderão a crescer a uma taxa mais elevada.

Até a década de 1970, a Teoria Neoclássica do Crescimento Econômico, atribuída a Solow (1956), era a principal ferramenta de estudo sobre o crescimento econômico. Inicialmente, o autor considerou uma função de produção neoclássica contendo dois fatores de produção, capital e trabalho, com retornos decrescentes para os fatores. Admitindo as taxas de poupança e de crescimento populacional como exógenas, o estudo demonstra que essas duas variáveis determinam o nível de renda per capita de longo prazo.

A base teórica dos modelos de convergência é a teoria neoclássica, que implica progresso tecnológico, poupança exógena, taxas de retornos decrescentes dos fatores de produção e tendência a um estado estacionário. De acordo com o arcabouço teórico e literário, se as economias em análise têm preferências e tecnologias parecidas, aquelas mais pobres tenderão a exibir crescimento do PIB mais rápido do que as mais ricas, reduzindo assim o *gap* de desenvolvimento entre elas (Spohr & Freitas, 2011).

De acordo com Gadea Rivas & Sanz Villarroja (2016), em estudos de convergência re-

centes, a teoria neoclássica tem sido amplamente aceita. Para os autores, a principal característica dessa teoria é que ela é representada no já mencionado modelo de crescimento de Solow.

Inicialmente, a hipótese de convergência era testada por meio de estimativas sobre dados em corte transversal. Em relação a esse procedimento, Durlauf (2001) indica que uma correlação negativa entre as taxas de crescimento e o crescimento inicial é interpretada como evidência de β -convergência incondicional, em que incondicional significa que as características dos países não são levadas em consideração. Além disso, Durlauf (2001) indica que a análise condicional de β -convergência requer a inclusão de variáveis de condicionamento, como a taxa de investimento e crescimento populacional, para interpretar a taxa de convergência como uma medida de convergência condicional.

Contudo, a hipótese de convergência foi sendo reformulada e adaptada para cada caso específico, mas sempre visando ao auxílio na formação de políticas públicas para a condução de uma economia estável. Amorim et al. (2008) verificam a hipótese de convergência em suas formas relativa e absoluta em relação à renda dos principais setores da economia brasileira. Já Spohr & Freitas (2011) utilizam um modelo de β -convergência para verificar o comportamento de longo prazo do PIB agropecuário brasileiro. Freitas & Almeida (2015) fazem uma adaptação aos modelos de convergência para que se obtenha o controle da autocorrelação espacial, podendo assim verificar de forma mais robusta a hipótese de convergência para a renda dos países.

No entanto, a maior parte dos trabalhos que analisam a hipótese de convergência dão pouca importância a alguns problemas decorrentes das estimativas ou chegam até mesmo a desconsiderar algumas contradições das ferramentas utilizadas. Penna & Linhares (2013) enfatizam uma contradição encontrada entre os testes de β -convergência e σ -convergência. Tendo em vista o fato de que em Spohr & Freitas (2011) foi encontrado um resultado em que o primeiro tipo de teste sustenta a hipótese de convergência, enquanto o teste da

σ -convergência atua de forma a não validar tal hipótese, Penna & Linhares (2013) argumentam que essa contradição possivelmente decorre de não linearidades no processo de convergência, que seriam condizentes com o processo de formação de clubes de convergência.

Sayginsoy (2004) usa uma abordagem de razão de verossimilhança para derivar um teste da hipótese da convergência econômica no contexto do modelo de tendência determinista linear. A abordagem permitiria obter resultados mais robustos na presença de uma tendência temporal nos dados. O teste é utilizado visando abordar diretamente a natureza não padrão da hipótese de convergência. Contudo, a suposição de normalidade é relaxada, e os resultados são naturalmente estendidos ao caso de erros estacionários de covariância com correlação serial desconhecida, o que representa uma melhoria sistemática em relação aos métodos convencionais para testar a convergência no mesmo contexto.

Já Ahmad & Hall (2017) consideram que a verificação da hipótese de convergência deve levar em consideração o que os autores denominam de proximidade institucional. Para a inserção dessa abordagem, os autores usam uma medida de dependência espacial não geográfica extraída do conceito de proximidade institucional, além da medida geográfica comumente usada. Para tanto, o modelo tradicional de verificação de convergência é adaptado por Ahmad & Hall (2017) na forma de um painel de dados capaz de controlar as interações espaciais por meio da especificação de Durbin.

Numa outra visão para com a hipótese de convergência, o estudo de Simionescu (2014) fundamenta-se na hipótese de que uma das falhas dos modelos de verificação de convergência é que essas abordagens geralmente não conseguem capturar os efeitos das disparidades regionais sobre os dados analisados. Simionescu (2014) propõe o uso de uma estimativa que capture as interações entre as unidades de espaço estudadas por meio de um modelo de defasagem espacial. Com isso, a autora consegue verificar a

veracidade da hipótese de convergência absoluta da renda nos países da União Europeia (UE).

Para Chen et al. (2006), é preciso ter uma certa cautela quando a convergência é analisada por meio de dados em painel. Para os autores, as conclusões tomadas a partir desse tipo de procedimento podem exibir um teor errôneo decorrente de possíveis vieses oriundos das estimativas. Chen et al. (2006) indicam que quando se analisa a velocidade de reversão dos desvios, as estimativas com dados em painéis podem estar sujeitas ao viés gerado pela agregação inapropriada dos coeficientes autorregressivos heterogêneos, ao viés de Nickell e ao viés de agregação temporal dos dados.

Revisão da literatura empírica

Começando pelas abordagens internacionais, Li et al. (2008), usando a metodologia da análise por envoltória de dados (DEA), buscam decompor a produtividade em mudança pura de eficiência técnica, mudança de eficiência de escala e progresso tecnológico. Os autores deduzem que o crescimento anual da produtividade agrícola na China é de cerca de 2,2%. O progresso tecnológico elevou a produtividade agrícola – taxa de 4,2% ao ano de 1980 a 2005 –, mas a eficiência da tecnologia diminuiu em média 1,9% ao ano. O crescimento da produtividade total dos fatores (PTF) e o progresso tecnológico são mais rápidos nas províncias orientais do que nas regiões central e ocidental. A eficiência relativa da tecnologia foi estável nas províncias do leste do país, mas declinou nas províncias centrais e ocidentais. Assim, de acordo com os autores, foi o progresso tecnológico que impulsionou o crescimento da PTF na agricultura da China. Os testes também revelam que a convergência σ existe na produtividade agrícola chinesa.

Gáspár (2010) analisa se há convergência ou divergência nas economias de 171 países, de 1992 a 2008, usando a base de dados do Fundo Monetário Internacional (FMI). O processo de convergência, ou *catching-up*, é calculado usando o PIB per capita, pois, argumenta o autor, tal

indicador é uma boa proxy quantitativa relativa para o crescimento econômico, incluindo, também, como variáveis de interesse a participação da agricultura, da indústria, do setor de serviços, as exportações e a entrada de capitais. O autor também criou um indicador alternativo de convergência, ômega, além de usar os habituais sigma e beta, para analisar a convergência. A ideia por trás do indicador ômega é reunir os PIBs per capita em clusters com base em períodos, sendo um período base, 2002, e um corrente, 2008, para efeito de comparação.

Os resultados do trabalho sugerem convergência da seguinte maneira: as economias estão convergindo para seus próprios níveis de estado estacionário, mas apenas uma convergência muito lenta pode ser observada para as economias de baixa renda (e também para países desenvolvidos). Espera-se, de acordo com o autor, também um processo de convergência no longo prazo, mas principalmente para os países de renda média, o que parece confirmar a existência de clubes de convergência.

Rahman et al. (2017) investigam a convergência de valor agregado setorial em países do Regional Comprehensive Economic Partnership (RCEP) selecionados, aplicando o modelo de fator de coeficientes variáveis no tempo sugerido por Phillips & Sul (2007) no período 1987–2015. A convergência estrutural ocorre, de acordo com os autores, quando o progresso da convergência de renda é associado à convergência setorial ou nível desagregado. Além disso, um algoritmo de *clustering* aplicado resultou em três clubes: países avançados (Japão, Singapura e Coreia) no clube principal; países de rendimento médio-alto (Malásia, China e Tailândia) como segundo clube; e países de renda média-baixa (Indonésia, Filipinas e Índia) formam outro clube. A hipótese de três setores de convergência afirma que a convergência intersetorial aparece sempre que as nações menos desenvolvidas são capazes de reduzir a disparidade de renda com as nações avançadas, como no caso dos países asiáticos.

De acordo com os resultados do artigo, a convergência em termos de renda per capita foi

rápida, indicando nível mais alto de convergência no nível setorial. Para a robustez, foram usados dados de cinco setores: agricultura, manufatura, serviços, construção e mineração. Os resultados indicam uma sinalização clara para um movimento de *catching-up* dos países asiáticos para formar grandes grupos, ou seja, observa-se, no nível agregado, tendência de convergência.

Baráth & Fertö (2017) investigam os níveis relativos de produtividade e a decomposição da mudança de produtividade para a agricultura de países europeus em 2004–2013. Mais especificamente, a intenção é contribuir para o debate sobre se a PTF diminuiu na UE; o trabalho compara o nível relativo de PTF entre os estados membros da UE e investiga a diferença entre estados membros “antigos” (OMS) e “novos” estados membros (NMS), testando, por fim, se a PTF está convergindo entre os estados membros. A análise empírica aplica a estrutura de quantidade agregada desenvolvida em O’Donnell (2008) e usa dados em painel no nível nacional do setor agrícola de 23 estados membros da UE.

Os resultados implicam que a PTF diminuiu ligeiramente na UE no período analisado; no entanto, existem diferenças significativas entre os OMS e os NMS. De todo modo, as estimativas do artigo apoiam a hipótese de convergência de produtividade entre os estados membros.

Zuk & Savelin (2018) analisam a convergência da renda real nas regiões central, leste e sul-oeste da Europa para as economias mais avançadas da UE em 2000–2016. O artigo estabelece fatos estilizados de convergência, analisa os motores do crescimento econômico e identifica fatores que podem explicar as diferenças entre economias de rápida e lenta convergências na região.

Os resultados mostram que as economias mais bem sucedidas do continente, em termos de ritmo de convergência, compartilham algumas características, como uma forte melhoria na qualidade institucional e no capital humano, políticas econômicas orientadas para o exterior, certas condições demográficas e a rápida relocação do trabalho da agricultura para outros

setores. Além disso, de acordo com o trabalho, as economias de crescimento mais rápido (convergentes) geralmente experimentam uma apreciação da taxa de câmbio real, que muitas vezes se materializa em taxas de inflação mais altas. Depois de entrar na UE, no entanto, uma inflação mais alta pode levar a taxas de juros reais mais baixas do que em outros países membros, o que aumenta a probabilidade, segundo os autores, de que as economias de crescimento mais rápido experimentem, com maior frequência e intensidade, ciclos de expansão/recessão, particularmente por causa das taxas de juros naturais tipicamente mais altas nessas economias, a menos que instrumentos de política fiscal sejam adotados.

Em suma, a literatura empírica internacional parece apontar, como regra, para a convergência – no nível global, intra-países ou entre países de determinada região, como Ásia ou Europa.

Para o Brasil, Santos & Baptista (2008) buscam resposta sobre a existência de convergência de renda agropecuária para os estados no período de 1991 a 2005, usando os testes de β -convergência e σ -convergência. Os resultados sugerem que existe dependência entre a taxa de crescimento da renda agropecuária per capita e seu valor inicial, de forma que, em geral, as economias menos desenvolvidas no setor agropecuário crescem mais que as mais desenvolvidas. Dessa forma, de acordo com os resultados encontrados, o crescimento da renda agropecuária per capita teria atuado positivamente no sentido de reduzir as disparidades entre os estados, por influência de fatores indutores específicos ou políticas direcionadas para esse comportamento de convergência.

Spoehr & Freitas (2011) também realizam testes de hipóteses de convergência absoluta, condicional e β -convergência das taxas de crescimento per capita da agropecuária dos estados brasileiros, usando dados em painel, sendo 1980–2004 o período da amostra. Os testes econôméticos apontam um processo de convergência absoluta e, quando condicionada

ao capital humano, a convergência torna-se ainda mais acentuada. Contudo, de acordo os autores, as estimativas não mostram a existência de convergência sigma.

Já Dassow et al. (2011) fazem um estudo local, analisando os efeitos dos componentes setoriais do valor adicionado bruto sobre o crescimento econômico e a convergência de renda em Mato Grosso em 2001–2007. Os autores adaptam o modelo de Barro e Sala-i-Martin para β -convergência com técnicas econôméticas espaciais. Os testes de autocorrelação espacial indicaram dependência espacial nas taxas de crescimento e composições setoriais da renda per capita no valor adicionado total. Os autores encontram também convergências absoluta e condicional da renda nos municípios mato-grossenses. Especificamente, ressalta-se que o setor agropecuário foi o principal responsável pelas oscilações econômicas, tanto para formação do valor adicionado quanto para a geração de renda.

Penna et al. (2012) examinam a existência de tendências comuns do PIB per capita agropecuário e a formação de clubes de convergência entre os estados, admitindo a possibilidade de heterogeneidade no processo de desenvolvimento tecnológico. A metodologia empregada segue aquela originalmente proposta por Phillips & Sul (2007) e sugere a formação de dois grupos de convergência: o primeiro formado por Acre, Espírito Santo, Goiás, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, Minas Gerais, Paraná, Rondônia, Roraima, Rio Grande do Sul, Santa Catarina, São Paulo e Tocantins; e o segundo formado por Alagoas, Amazonas, Amapá, Bahia, Ceará, Maranhão, Pará, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Rio de Janeiro, Rio Grande do Norte e Sergipe.

Especificamente, o trabalho encontra que não ocorre β -convergência absoluta, mas ocorre β -convergência condicional, no sentido de que estados com características comuns tendem a convergir para um mesmo steady-state, formando clubes de convergência, e os autores argumentam que a hipótese de que estados com PIB per capita agropecuário inicial relativamente mais baixo devem crescer mais rapidamente

deve ser vista com cautela, ainda que tal teoria pareça se verificar para grande parte dos estados nessa condição. Por fim, a convergência das taxas de crescimento econômico entre os grupos não ocorre nos resultados do modelo, mas se verifica uma convergência do nível das rendas per capita estaduais dentro de cada clube.

Em análise similar sobre convergência com foco na agropecuária, mas tratando de microrregiões brasileiras, Saith & Kamitani (2016) verificam a existência de clusters espaciais com enfoque nas variáveis pecuária, lavouras permanentes e temporárias, em 1990 e 2013. A metodologia utilizada foi a de análise exploratória de dados espaciais (Aede), por meio do cálculo do índice I de Moran, global e local, além da análise de clusters. Os resultados sinalizam a presença de autocorrelação espacial na agropecuária entre as microrregiões brasileiras nas dimensões das variáveis adotadas. Também há evidências da migração da produção no sentido do Sul e Sudeste para o Centro-Oeste e Norte do País. Os modelos econométricos estimados mostram forte efeito espacial na produção pecuária nas microrregiões brasileiras e convergência espacial na produção pecuária brasileira.

Ou seja, da mesma maneira que se observa na literatura internacional, percebe-se tendência à convergência nas análises nacionais, ainda que a devida cautela deva ser adotada com o tipo e o ritmo de convergência em ambos os cenários.

Políticas públicas

De acordo com a literatura reunida em Grisa & Schneider (2015), as décadas de 1960 e 1970 são marcos da intervenção do Estado na agricultura e no meio rural. Segundo os autores, as políticas públicas desse período procuraram alterar o padrão tecnológico dos agricultores (incrementando a produção e a produtividade) e construir novas dinâmicas produtivas e econômicas relacionadas com as indústrias e com os mercados. Com isso, vieram políticas de moder-

nização da agricultura e projetos de desenvolvimento rural integrado, seguindo os receituários de agências multilaterais.

Conforme Chaddad & Jank (2006), a partir da década de 1980 o Brasil começa a adotar algumas iniciativas mais liberais e políticas mais voltadas ao mercado, o que impacta a performance dos setores alimentício e agropecuário. Particularmente a partir de 1985, segundo os autores, há uma abertura para o comércio internacional, bem como sua integração através de iniciativas como a implementação do Mercosul e a eliminação de tarifas de exportação, entrando na década de 1990 com mais políticas que de alguma forma motivaram o setor, como uma política mais agressiva contra barreiras alfandegárias na agricultura e a negociação de acordos entre o Mercosul e UE e a Área de Livre Comércio das Américas (Alca), além de outros acordos bilaterais.

Somam-se a isso as políticas públicas voltadas para o crédito, começando com o Sistema Nacional de Crédito Rural, criado ainda na década de 1960, e chegando até a década de 1990 com iniciativas como o Programa de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf), criado em 1996 para fornecer crédito aos agricultores familiares, mas que posteriormente recebeu uma extensão, denominada Assistência Técnica e Extensão Rural (Ater), que fornece assistência para a agroindústria e outros setores correlacionados com diversas linhas de crédito, bem como diversos programas específicos do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES). Ressalte-se, no entanto, que, ainda na década de 1990, há uma crise relacionada ao endividamento no setor agrícola, sendo necessárias iniciativas de rescalonamento e renegociação dessas dívidas⁷.

Chaddad & Jank (2006) ressaltam que, dado o papel essencial do setor agroalimentar na economia brasileira, seria importante que as políticas públicas destinadas a agricultores mais pobres não impeçam investimentos adicionais em bens públicos que contribuam para ganhos

⁷ Ver Chaddad & Jank (2006).

de produtividade e acesso ao mercado de todos os tipos de fazendas e para a competitividade do País. Os autores argumentam que os esforços brasileiros nas negociações comerciais internacionais não contribuirão para o crescimento agroalimentar nem para o desenvolvimento econômico se o País não continuar a investir em iniciativas importantes, como pesquisa agrícola – ainda que tenha feito isso através da Embrapa –, infraestrutura pública, inspeção sanitária animal e vegetal e medidas para proteger o meio ambiente.

Cazella et al. (2016), analisando as políticas públicas de desenvolvimento rural no País, argumentam que, em linhas gerais, os resultados mostram que, mesmo com avanços alcançados nos últimos 25 anos na concepção de políticas públicas específicas para a agricultura familiar, três aspectos se sobressaem: a polarização das ações, separando as políticas entre as de natureza produtiva e as de caráter assistencial, as dificuldades de se ampliar o público contemplado pelas políticas orientadas para o fomento da produção agropecuária e a inexistência de contrapartidas socioambientais para aqueles que se beneficiam de subsídios.

Barreto & Almeida (2009) sustentam que, em termos de políticas públicas, o alvo deveria ser o incentivo de isenções tributárias para investimentos em pesquisa agropecuária e financiamento de capital de risco para empresas intensivas em tecnologia agropecuária mais avançada.

A literatura compilada em Grisa & Schneider (2015), mencionada anteriormente, sugere que os resultados das políticas públicas para o setor agropecuário têm sido mistos: por um lado houve a inclusão, de forma contundente, do setor em programas de crédito, bem como a modernização técnica, com avanços tecnológicos que fomentaram incrementos de eficiência; por outro, muitos atores econômicos ainda estão à margem de subsídios, e políticas

com preocupações com o meio ambiente ainda carecem de maior capilaridade.

Metodologia

Há uma limitação do período nos dados disponíveis para a população rural e para os PIB do setor agrário dos estados. Para reduzir o efeito negativo do tamanho da amostra na análise em questão, este trabalho utiliza técnicas capazes de corrigir um conjunto de vieses metodológicos propostas por Chen et al. (2006). Evita-se a análise de convergência via testes de raiz unitária ou de cointegração, e as evidências empíricas sobre a hipótese de convergência são obtidas através da estimativa de um modelo dinâmico para dados em painel e das meias-vidas.

Dados

Os dados utilizados aqui são de caráter secundário e foram extraídos da base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipeadata, 2017). Foram usados valores referentes ao PIB agropecuário das 26 Unidades da Federação e do Distrito Federal – dados anuais dispostos entre 2001 e 2009.⁸

Os valores foram atualizados pelo Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI), da Fundação Getúlio Vargas (FGV, 2018).

A Tabela 1 mostra as estatísticas descritivas dos dados utilizados aqui. Considerando a amostra como um todo, observa-se que o valor médio do PIB agropecuário per capita brasileiro no período analisado foi de R\$ 2.620,00. Seu valor máximo ocorreu em 2008, R\$ 2.890,00; o menor, foi de R\$ 2.270,00, em 2006.

Tratamento econométrico

Para encontrar o valor da meia-vida, inicialmente parte-se de um modelo autorregressivo de

⁸ Os dados do PIB per capita agropecuário estadual, disponível no site do Ipeadata, referem-se só até 2009.

⁹ Em aplicações empíricas com dados na frequência anual, o uso de uma defasagem (AR(1)) geralmente é suficiente. Esse número de defasagem foi confirmado por critérios de informação.

Tabela 1. Estatísticas descritivas do PIB agropecuário per capita dos estados brasileiros (R\$).

UF	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
AC	1.839,145	1.060,741	199,1762	2.931,911
AL	700,7607	73,4979	618,6633	854,3635
AM	1.214,409	281,024	532,7552	1.473,038
AP	1.553,11	294,6582	1.090,732	2.009,742
BA	985,4295	78,9293	828,9357	1.098,509
CE	796,3342	149,0707	489,8094	1.005,376
DF	1.386,728	453,9171	703,4039	1.952,578
ES	3003,33	791,4902	1.492,099	3.970,605
GO	6.602,366	1.255,335	4.646,972	8.211,519
MA	1.253,504	350,0883	737,978	1.978,076
MG	3.335,865	517,6788	2.337,712	4.194,268
MS	7.892,232	2.129,861	5.387,602	11.987,57
MT	9.515,365	2.626,661	5.202,716	13.026,05
PA	1.015,746	349,2727	779,3889	1.919,577
PB	888,3832	141,7192	738,6722	1.212,06
PE	732,6905	149,6612	609,2382	1.096,787
PI	592,6635	109,165	449,2603	729,9274
PR	4.380,283	702,8628	3.549,213	5.707,689
RJ	1.316,974	180,2891	993,1344	1.637,532
RN	683,6502	187,7185	247,5937	845,4134
RO	3.133,806	872,8571	1.625,219	4.588,378
RR	1.514,412	474,1221	477,5298	2.084,547
RS	4.287,627	897,0819	2.739,641	5.946,443
SC	3.959,232	577,6262	3.185,077	5019,53
SE	1.126,711	184,0495	900,3903	1.406,198
SP	4.246,29	2.268,483	2582,15	1.0130,06
TO	2.961,708	859,2103	1.030,702	3.847,053
BR	2,6267	0,2282	2,2700	2,8900

ordem 1 AR (1)⁹. Considerando dados dispostos em tempo e espaço ($i = 1, \dots, N$; $t = 1, \dots, T$), um modelo com efeitos fixos, admitindo a possibilidade de heterogeneidade entre as unidades de corte transversal, assume a forma

$$r_{it} = \alpha_i + \rho_i r_{it-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

em que $r_{it} = [\{\ln(y_{it}) - \ln(y^*_{it})\} \times 100]$; $\ln(y_{it})$ e $\ln(y^*_{it})$ são o log natural do PIB agropecuário per capita do estado i e da unidade econômica t usada como base da comparação (numerário¹⁰). A partir da estimação do coeficiente ρ , é possível obter o valor das meias-vidas para cada unidade de corte transversal:

$$H(\hat{\rho}_i) = -(\ln(2) / \ln(\hat{\rho}_i)) \quad (2)$$

A meia-vida é uma medida usualmente utilizada para a velocidade de convergência e indica qual é o tempo necessário para que caia pela metade o hiato entre as economias – representado em r_{it} .

Nesse procedimento, a velocidade de reversão dos desvios do PIB agropecuário estadual é não linear e apresenta grande sensibilidade ao valor de $\hat{\rho}$. Nesse sentido, o cálculo da meia-vida por meio da estimação de $\hat{\rho}$ exige um procedimento estatístico robusto e cauteloso para que se possa obter resultados consistentes.

Chen et al. (2006) indicam a possibilidade de existência de três vieses na estimação da velocidade de reversão dos desvios dos valores com dados em painel: o viés gerado pela agregação inapropriada dos coeficientes autorregressivos heterogêneos; o viés de Nickell, que ocorre quando uma regressão dinâmica inclui o intercepto; e o viés de agregação temporal dos dados.

Assim, utiliza-se o teste indicado por Pesaran & Yamagata (2008) para verificar a hipótese de homogeneidade dos parâmetros autorregressivos. Caso a hipótese nula da homogeneidade seja rejeitada, aplica-se então uma estimativa baseada no Recursive Adjusted Seemingly Unrelated Regresion (RSUR), seguindo o procedimento indicado por Choi et al. (2004).

Quando o viés de Nickell é a única fonte de viés no painel dinâmico, aplica-se o coeficiente estimado via Feasible Generalized Last Squares com efeito fixo (FGLS) para que se possa obter uma estimativa média não viesada.

¹⁰ Os numerários são os outros estados e sua média.

O viés de agregação temporal dos dados pode ocorrer pela introdução de uma estrutura de média móvel MA(1) no erro da regressão. Nesse sentido, a agregação dos dados pode estar indexada a um valor proveniente do tempo de indexação $t = 1, \dots, T$, e, para cada intervalo reportado, existem M intervalos que dependem da frequência com que os dados foram coletados. Considerando a estrutura temporal dos dados aqui utilizados, o problema de agregação temporal dos dados será corrigido considerando $M = 365$. Para isso, aplica-se o inverso da agregação temporal em função de M .

Além disso, a existência de ambos os vieses, o de Nickell e o de agregação de dados, pode implicar em um efeito combinado de interação entre os vieses, gerando com isso um viés adicional. O efeito líquido desse viés combinado vai depender do verdadeiro valor de ρ . O procedimento para a correção do viés combinatório consiste na estimativa de ρ por FGLS, aplicando-se em seguida a função inversa do viés combinado, como demonstrado por Chen et al. (2006), que denominam esse estimador de $\hat{\rho}_{GNTAU} = \beta^{-1}(\hat{\rho}_{FGLS}, M, T)^{14}$, de modo que $\beta^{-1}(\cdot)$ é o inverso do viés de Nickell e a agregação temporal combinados, M é o número de subintervalos utilizados, e T é o número de períodos.

Em suma, o procedimento aqui adotado segue estas etapas: realiza-se o teste de homocedasticidade proposto por Pesaran & Yamagata (2008); em seguida, se os coeficientes autorregressivos forem homogêneos, estima-se a equação 1 por meio do procedimento FGLS, aplicando posteriormente a correção de Nickell; depois, aplica-se o inverso do viés de agregação temporal; por fim, corrige-se $\hat{\rho}_{FGLS}$ para o viés combinado de Nickell e de agregação temporal. Ressalta-se que, em todos os procedimentos descritos, os valores das meias-vidas serão obtidos conforme a equação 2.

Resultados e discussão

Conforme a experiência internacional, a importância da agropecuária no PIB de um país

exibe tendência declinante ao longo do tempo. Isso tem ocorrido na maioria das nações, inclusive no Brasil no período de 1960 a 1993. Porém, a partir de meados da década de 1990 até 2004 o PIB agropecuário cresceu no Brasil, o que não ocorreu na maioria dos países sul-americanos (Brugnaro & Bacha, 2009).

A Figura 1 mostra uma dispersão dos valores do PIB agropecuário per capita dos estados – nota-se grande concentração de baixos valores. O Centro-Oeste se destaca por possuir os maiores PIB per capita.

A afirmação de Brugnaro & Bacha (2009) reflete um indicativo da forte participação da agropecuária na produção nacional até 2004. Depois desse período, tem-se o comportamento do PIB brasileiro dividido trimestralmente em três grandes setores (Figura 2).

Visualiza-se uma certa oscilação na participação da agropecuária no PIB total, que pode ser decorrente de muitos fatores – clima, produção e comportamento dos mercados interno e externo. Contudo, comparando os períodos finais com os iniciais, percebe-se que houve queda razoável da participação da agropecuária no PIB total, que perdeu espaço, juntamente com o setor de serviços, para o campo industrial. O comportamento temporal da agropecuária na Figura 2 mostra que esse setor ainda detém pouca participação no PIB. Entretanto, Raiher et al. (2016) indicam que mesmo com baixa participação no valor total da produção, a agropecuária desempenha papel fundamental no desenvolvimento econômico, suprindo os demais setores de matérias-primas e gerando uma grande demanda de produtos de outros setores, colaborando assim para o estabelecimento de uma situação de equilíbrio econômico.

Dentro do setor agropecuário, a agricultura fundamenta grande parte da participação do agronegócio brasileiro. Dados da Cepea (2017) mostram que grande parte do valor do agronegócio nacional provém da agricultura, de forma que as oscilações do agronegócio brasileiro

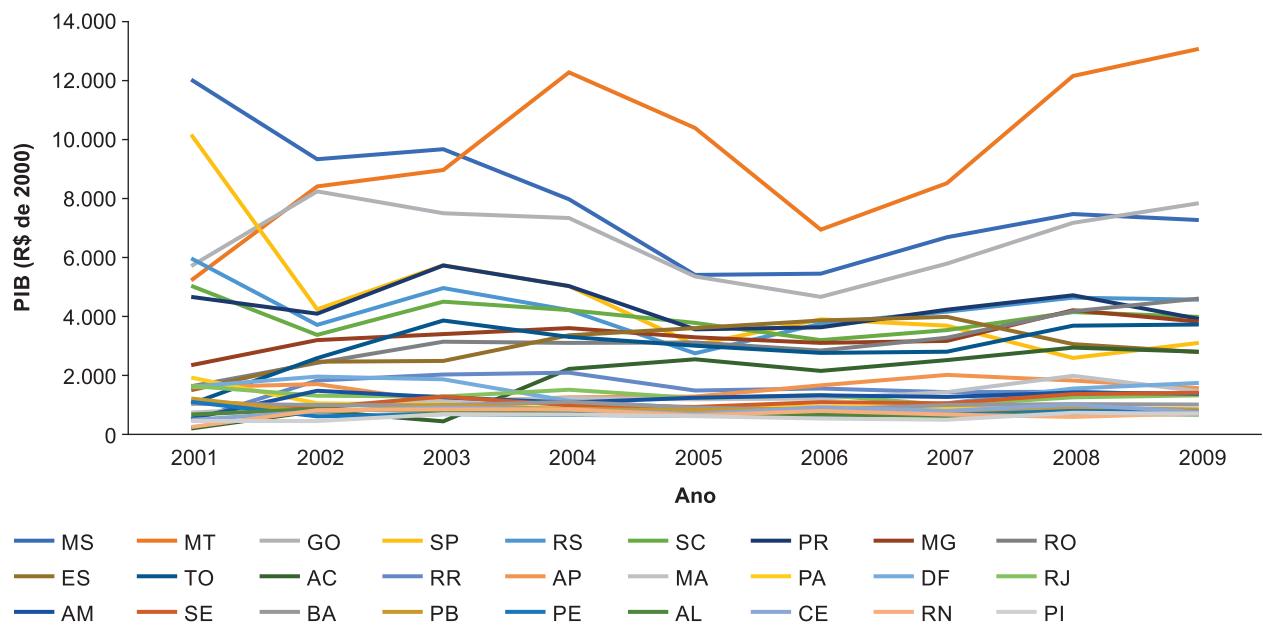


Figura 1. PIB agropecuário per capita brasileiro por Unidade da Federação (R\$ de 2000).

Fonte: elaborado com dados do Ipeadata (2017).

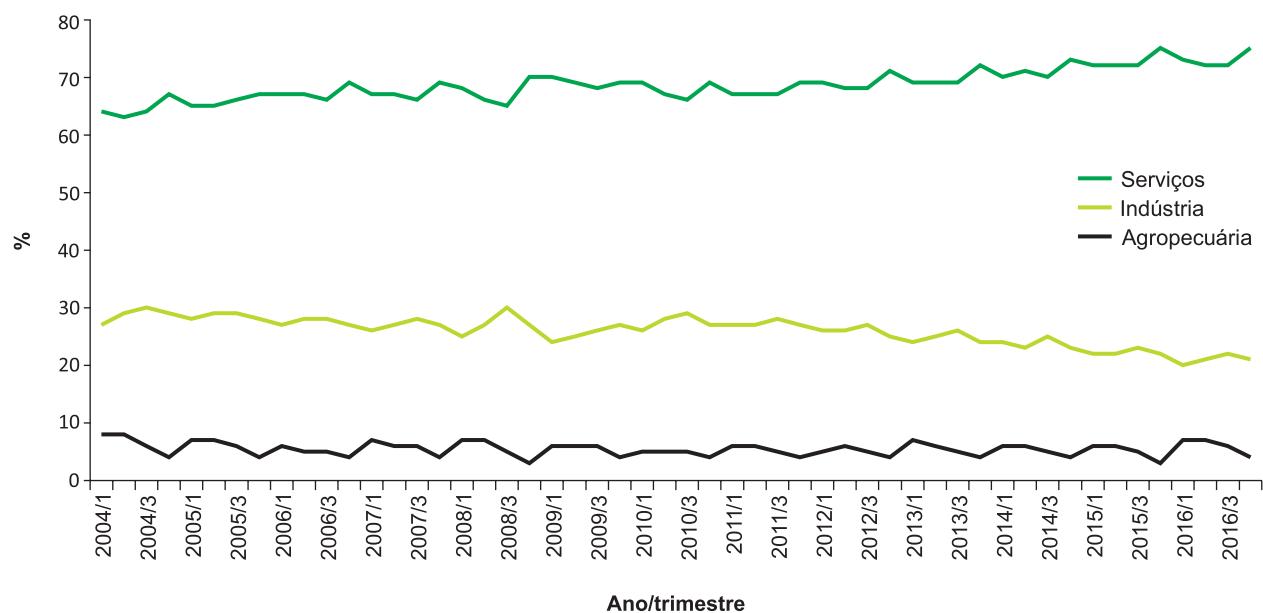


Figura 2. Participação setorial no valor agregado do PIB brasileiro.

Fonte: elaborado com dados do IBGE (2017).

acompanham as mudanças do valor determinado pelo setor agrícola (Figura 3).

De acordo com Conceição & Conceição (2014), a agricultura brasileira constitui um dos pilares fundamentais para o estabelecimento de

uma balança comercial favorável. Os autores indicam que uma parte considerável da produção agrícola nacional é destinada à exportação, o que fornece ao País um suprimento constante de divisas.

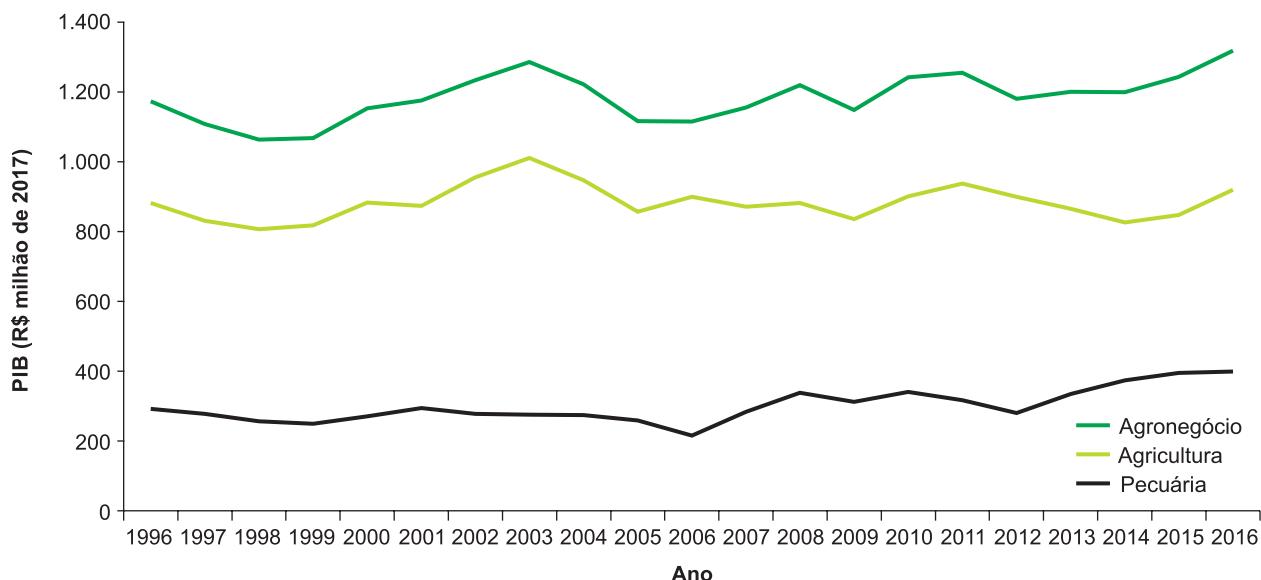


Figura 3. PIB do agronegócio brasileiro (R\$ milhões de 2017).

Fonte: elaborado com base nos dados da Cepea (2017).

Dado esse comportamento do setor agrícola diante da economia nacional, Conceição & Conceição (2014) ressaltam, bem como Almeida et al. (2008), Brugnaro & Bacha (2009) e Raiher et al. (2016), a importância do fornecimento de indicativos do setor agrícola nacional para a formulação de políticas públicas.

Nesse sentido, Almeida et al. (2008) indicam que a verificação da hipótese de convergência aplicada ao setor agrícola fornece indícios do comportamento de longo prazo desse setor, proporcionando assim uma aplicação de políticas públicas num contexto mais eficiente.

Assim, elaborou-se aqui um conjunto de estimativas, conforme indicado na sessão anterior, buscando fornecer um indicativo coerente e robusto para a hipótese de convergência referente ao PIB agropecuário dos estados. Foram feitas estimativas para corrigir os possíveis vieses indicados por Chen et al. (2006). Os resultados desse procedimento são mostrados na Tabela 2.

Os resultados indicam que as meias-vidas sem correções exibem valores superiores àqueles encontrados com os procedimentos corretores dos vieses de Nickell e temporal conjuntamente.

Isso aponta para indícios de que o efeito do viés de Nickell se sobrepõe aos efeitos do viés de agregação temporal.

Considerando o resultado obtido com a correção de ambos os vieses, verifica-se que no intervalo de 0,49 a 1,44 anos, a escolha do numerário não aufera grandes efeitos sobre a velocidade de reversão do PIB agropecuário dos estados. Os parâmetros autorregressivos estimados por essa técnica são bem menores do que a unidade em todos os numerários utilizados. Esses resultados podem ser entendidos como evidências favoráveis a um processo de convergência entre os PIBs per capita da agropecuária dos estados.

Considerando a média encontrada para o Brasil, a meia-vida obtida com a correção de ambos os vieses indica que os desvios do PIB agropecuário nacional demoram em média um ano para alcançar a distância entre o valor corrente e o nível de equilíbrio. Verifica-se também que a maior meia-vida é obtida quando o Piauí é usado como numerário, e a menor, no caso da Bahia.

Tabela 2. Resultados das estimativas e meias-vidas.

UF	Sem correção		Nickell		Agr. temporal		Nickell+Temporal	
	AR	MV	AR	MV	AR	MV	AR	MV
AC	0,49	0,96	0,75	2,43	0,15	0,36	0,60	1,34
AL	0,24	0,49	0,48	0,94	0,02	0,17	0,32	0,61
AM	0,26	0,51	0,48	0,93	0,02	0,17	0,32	0,60
AP	0,20	0,43	0,75	2,38	0,15	0,36	0,59	1,32
BA	0,29	0,56	0,40	0,76	0,01	0,16	0,25	0,50
CE	0,33	0,62	0,68	1,81	0,11	0,31	0,53	1,08
DF	0,19	0,42	0,50	0,99	0,02	0,18	0,34	0,64
ES	0,05	0,24	0,42	0,80	0,01	0,16	0,26	0,52
GO	0,23	0,48	0,43	0,83	0,01	0,16	0,28	0,54
MA	0,27	0,53	0,55	1,17	0,04	0,22	0,39	0,75
MG	0,27	0,53	0,65	1,60	0,09	0,29	0,49	0,98
MS	-	-	-	-	-	-	-	-
MT	0,49	0,97	0,75	2,35	0,14	0,36	0,59	1,30
PA	0,07	0,26	0,43	0,82	0,01	0,16	0,27	0,53
PB	0,32	0,60	0,51	1,04	0,03	0,19	0,35	0,67
PE	0,37	0,70	0,61	1,42	0,07	0,26	0,46	0,88
PI	0,38	0,72	0,78	2,74	0,16	0,38	0,62	1,44
PR	0,36	0,69	0,63	1,49	0,08	0,27	0,47	0,92
RJ	0,59	1,32	0,76	2,48	0,15	0,37	0,60	1,35
RN	0,20	0,43	0,48	0,95	0,02	0,17	0,33	0,62
RO	0,42	0,79	0,68	1,80	0,11	0,31	0,52	1,07
RR	0,42	0,79	0,62	1,44	0,07	0,26	0,46	0,89
RS	0,42	0,81	0,68	1,79	0,11	0,31	0,52	1,07
SC	0,33	0,62	0,68	1,80	0,11	0,31	0,52	1,07
SE	0,58	1,28	0,60	1,35	0,06	0,25	0,44	0,85
SP	0,15	0,36	0,48	0,93	0,02	0,17	0,32	0,60
TO	0,26	0,52	0,45	0,87	0,01	0,16	0,30	0,57
Med.BR	0,24	0,49	0,40	0,75	0,01	0,16	0,24	0,49
Min	0,05	0,24	0,40	0,75	0,01	0,16	0,24	0,49
Max	0,59	1,32	0,78	2,74	0,16	0,38	0,62	1,44
Média	0,31	0,64	0,58	1,45	0,07	0,25	0,42	0,87

Nota: MV = meia-vida.

Os resultados para Mato Grosso do Sul como numerário não são reportados em virtude da necessidade de se retirar essa unidade econômica da amostra. Quando se inclui esse estado, obtém-se uma matriz não invertível que impossibilita o processo de estimativa do modelo.

Uma análise foi feita e verifica-se que a correlação das variáveis calculadas em forma de desvio em relação a Mato Grosso do Sul é elevada entre vários estados. No caso de AL e PB, AM e PE e ES e PA,

essa correlação chega a 0,99, e esse valor elevado pode explicar o problema de invertibilidade da matriz em questão.

As meias-vidas encontradas são relativamente baixas. Spohr & Freitas (2011) encontram uma meia-vida de seis anos para o PIB per capita da agropecuária brasileira. Contudo, os autores usam uma abordagem convencional com dados em painel para a verificação da hipótese de convergência, que é feita no referido estudo sobre o PIB agropecuário per capita.

Com base nesses resultados, pode-se concluir, de forma resumida, que os desvios do PIB agropecuário dos estados demoram, em média, cerca de um ano para alcançar a distância entre o valor corrente e o nível de equilíbrio. Além disso, observa-se que estados com um PIB agropecuário per capita maior exibem taxa de crescimento menor do que vários estados que partiram de um menor nível. Isso sugere uma perspectiva de efeito *catch-up*.

Assim, em termos de políticas públicas, dada a relativa velocidade rápida dessa tendência, seria interessante continuar o fomento do fenômeno, para uma convergência continuada do PIB do setor agropecuário, e uma integração maior entre os ritmos produtivos dos estados e regiões do País.

Como ressaltado por Chaddad & Jank (2006), considera-se de suma importância combinar o movimento de convergência com ações continuadas de crédito e acordos bilaterais e multilaterais, para que ganhos de eficiência continuem sendo motivados. Como ressaltado por Barreto & Almeida (2009), além do financiamento de capital, o investimento em pesquisa, seja por fomento direto, seja por isenção tributária, é uma maneira interessante de incentivar o produto agropecuário no País.

Considerações finais

Este trabalho teve por objetivo verificar a hipótese de convergência para os desvios do PIB agropecuário dos estados brasileiros e fornecer

um indicativo para a velocidade de convergência. Foram utilizados valores do PIB agropecuário per capita referentes às 26 Unidades de Federação e ao Distrito Federal. As ferramentas metodológicas adotadas buscaram fornecer um resultado mais preciso e robusto em relação às meias-vidas. Para isso, utilizou-se um conjunto de estimativas de modo a corrigir os vieses decorrentes dos procedimentos econôméticos com dados em painel.

Verificou-se inicialmente que o setor agrícola desempenha um papel fundamental na conjuntura econômica brasileira nos últimos anos. Com base nas estimativas com os desvios do PIB agropecuário estadual, verificou-se que os efeitos do viés de Nickell foram superiores aos efeitos do viés de agregação temporal nos dados utilizados.

Os resultados obtidos com as meias-vidas indicaram que os desvios do PIB agropecuário dos estados demoram, em média, cerca de um ano para alcançar a distância entre o valor corrente e o nível de equilíbrio. Os parâmetros autorregressivos são bem menores do que a unidade em todos os numerários utilizados. Esses resultados são evidências empíricas de um processo de convergência entre os PIBs agrícolas per capita dos estados.

Entretanto, dada a limitação do período disponível, esses resultados devem ser vistos com cautela, principalmente no que se refere a um processo de longo prazo como o de convergência. Nesse sentido, os resultados deste estudo talvez sejam mais bem entendidos como evidências em favor de uma redução nas diferenças da produtividade agrícola entre os estados no período em análise.

Por esse resultado, estados que possuíam um PIB agropecuário per capita maior exibiram taxa de crescimento menor do que vários estados que partiram de um menor nível, o que proporciona o efeito *catch-up* encontrado neste estudo. Entretanto, estudos sobre convergência estadual para o PIB total per capita, como Santos & Baptista (2008) e Penna et al. (2012), apontam para um processo de convergência em clubes, em que no de renda mais alta estão os estados do Sudeste e Sul.

Tais evidências sugerem novos questionamentos: se os ganhos de produtividade no setor agropecuário dos estados com menor PIB foram maiores, então que fatores explicariam tal resultado? Ou há algum fenômeno ainda não explorado acontecendo com a produtividade dos maiores estados produtores agrícolas que permitiu a aproximação com os estados com menor produção agrícola?

Estudos que forneçam respostas a essas perguntas serão de suma importância para complementar os resultados aqui encontrados e, em conjunto, fornecerem informações para a formulação de políticas públicas que visem ao crescimento econômico do setor agrícola brasileiro. Políticas para o crédito, isenções tributárias, acordos bilaterais e multilaterais e incentivo à pesquisa podem, combinados, favorecer ainda mais a convergência do produto no Brasil.

Referências

- ABRAMOVITZ, M. Catching up, forging ahead and falling behind. *Journal of Economic History*, v.46, p.385-406, 1986. DOI: <https://doi.org/10.1017/S0022050700046209>.
- AHMAD, M.; HALL, S.G. Economic growth and convergence: do institutional proximity and spillovers matter? *Journal of Policy Modeling*, v.39, p.1065-1085, 2017. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2017.07.001>. Acesso em: 11 dez. 2017.
- ALMEIDA, E.S. de; PEROBELLI, F.S.; FERREIRA, P.G.C. Existe convergência espacial da produtividade agrícola no Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v.46, p.31-52, 2008. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032008000100002>.
- AMORIM, A.L.; SCALCO, P.R.; BRAGA, M.J. Crescimento econômico e convergência de renda nos estados brasileiros: uma análise a partir dos grandes setores da economia. *Revista Econômica do Nordeste*, v.39, p.359-370, 2008.
- BARÁTH, L.; FERTÖ, I. Productivity and convergence in european agriculture. *Journal of Agricultural Economics*, v.68, p.228-248, 2017. DOI: <https://doi.org/10.1111/1477-9552.12157>.
- BARRETO, R.C.S.; ALMEIDA, E. A contribuição da pesquisa para convergência e crescimento da renda agropecuária no Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v.47, p.719-737, 2009. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032009000300009>.
- BRUGNARO, R.; BACHA, C.J.C. Análise da participação da agropecuária no PIB do Brasil de 1986 a 2004. *Estudos Econômicos*, v.39, p.127-159, 2009. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0101-41612009000100005>.
- CAZELLA, A.A.; CAPELLESSO, A.J.; MEDEIROS, M.; TECCHIO, A.; SENCÉBÉ, Y.; BÚRIGO, F.L. Políticas Públicas de Desenvolvimento Rural no Brasil: O Dilema entre Inclusão Produtiva e Assistência Social. *Política e Sociedade*, v.15, p.49-79, 2016. Edição Especial. DOI: <https://doi.org/10.5007/2175-7984.2016v15nesp1p49>.
- CEPEA. Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. **PIB do agronegócio brasileiro**. Disponível em: <<https://www.cepea.esalq.usp.br/br/pib-do-agronegocio-brasileiro.aspx>>. Acesso em: 15 dez. 2017.
- CHADDAD, F.R.; JANK, M.S. The Evolution of Agricultural Policies in Agribusiness Development in Brazil. *Choices*, v.21, p.85-90, 2006.
- CHEN, L.-L.; CHOI, S.; DEVEREUX, J. Accounting for U.S. Regional Real Exchange Rates. *Journal of Money, Credit and Banking*, v.38, p. 229-244, 2006. DOI: <https://doi.org/10.1353/mcb.2006.0013>.
- CHOI, C.-Y.; MARK, N.C.; SUL, D. **Bias reduction by mean adjustment in dynamic panel data models**. 2004. Disponível em: <<https://www3.nd.edu/~meg/MEG2004/Choi-Chi-Young.pdf>>. Acesso em: 17 dez. 2017.
- CONCEIÇÃO, J.C.P.R. da; CONCEIÇÃO, P.H.Z. da. **Agricultura**: evolução e importância para a balança comercial brasileira. Brasília: Ipea, 2014. (Ipea. Texto para discussão, 1944).
- DASSOW, C.; COSTA, R.M.G.S. da; FIGUEIREDO, A.M.R. Crescimento econômico municipal em Mato Grosso: uma análise de convergência de renda. *Revista Brasileira de Economia*, v.65, p.359-372, 2011. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0034-71402011000400003>.
- DURLAUF, S.N. Manifesto for a growth econometrics. *Journal of Econometrics*, v.100, p.65-69, 2001. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(00\)00055-5](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(00)00055-5).
- FGV. Fundação Getúlio Vargas. **IGP**: Índice Geral de Preços. Disponível em: <<https://portaldilibre.fgv.br/estudos-e-pesquisas/indices-de-precos/igp/>>. Acesso em: 19 set. 2018.
- FIGUEIREDO, N.M.S. de; CORRÊA, A.M.C.J. **Tecnologia na agricultura brasileira**: indicadores de modernização no início dos anos 2000. Brasília: Ipea, 2006. (Ipea. Texto para Discussão, nº 1163).
- FOCHEZATTO, A.; STÜLP, V.J. Análise da convergência da produtividade da mão-de-obra agropecuária entre os estados brasileiros: aplicação de matrizes de Markov, 1990-2000. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v.46, p.739-765, 2008. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032008000300007>.

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>.

GADEA RIVAS, M.D.; SANZ VILLARROJA, I. **Testing the convergence hypothesis for OECD countries: a reappraisal**. 2016. Economics Discussion paper nº 2016-45. Disponível em: <<http://www.economics-ejournal.org/economics/discussionpapers/2016-45/file>>. Acesso em: 17 dez. 2017.

GÁSPÁR, A. Economic growth and convergence in the world economies: an econometric analysis. In: CHALLENGES FOR ANALYSIS OF THE ECONOMY, THE BUSINESSES, AND SOCIAL PROGRESS INTERNATIONAL SCIENTIFIC CONFERENCE, 2009, Szeged. **Proceedings**. Szege: Unidocument Kft., 2010. p.97-110. Edited by Péter Kovács, Katalin Szép and Tamás Katona.

GRISA, C.; SCHNEIDER, S. (Org.). **Políticas públicas de desenvolvimento rural no Brasil**. Porto Alegre: Ed. da UFRGS, 2015. (Série Estudos Rurais).

IBGE. **Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística**. Disponível em: <www.ibge.gov.br>. Acesso em: 17 dez. 2017.

IPEADATA. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 17 dez. 2017.

LI, G.; ZENG, X.; ZHANG, L. Study of agricultural productivity and its convergence across China's regions. **The Review of Regional Studies**, v.38, p.361-379, 2008.

O'DONNEL, C.J. **An aggregate quantity-price framework for measuring and decomposing productivity and profitability change**. [Brisbane]: Centre for Efficiency and Productivity Analysis, 2008. (CEPA. Working Papers nº WP07/2008).

PENNA, C.; LINHARES, F. Há controvérsia entre análises de Beta e Sigma-convergência no Brasil? **Revista Brasileira de Economia**, v.67, p.121-145, 2013.

PENNA, C.M.; LINHARES, F.; KLINGER, A.; PETTERINI, F. Convergência do PIB per capita agropecuário estadual: uma análise de séries temporais. **Economia Aplicada**, v.16, p.665-681, 2012. DOI: <https://doi.org/10.1590/S1413-80502012000400006>.

PESARAN, M.H.; YAMAGATA, T. Testing slope homogeneity in large panels. **Journal of Econometrics**, v.142, p.50-93, 2008. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.010>.

PHILLIPS, P.C.B.; SUL, D. Transition modeling and econometric convergence tests. **Econometrica**, v.75, p.1771-1855, 2007. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2007.00811.x>.

RAHMAN, M.; MARIKAN, D.A.A.; BAKAR, N.A.B.; ARIP, M.A. Sectoral GDP Convergence of Selected RCEP

countries: lead or lags? **International Journal of Business and Society**, v.18 S2, p.669-676, 2017.

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>.

RASSEKH, F. The convergence hypothesis: history, theory, and evidence. **Open Economies Review**, v.9, p.85-105, 1998. DOI: <https://doi.org/10.1023/A:1008279323832>.

SAITH, W.; KAMITANI, E.L.T. Convergência e dinâmica agropecuária: uma análise espacial entre os anos de 1990 e 2013. **Revista de Economia e Agronegócio**, v.14, p.77-103, 2016.

SANTOS, C.M.B.; BAPTISTA, A.J.M. dos S. Disparidades regionais da renda agropecuária per capita nos estados brasileiros: uma análise de convergência. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 46., 2008, Rio Branco. **Amazônia, mudanças globais e agronegócio: o desenvolvimento em questão: anais**. Rio Branco: Sober, 2008.

SAYGINSOY, O. **Powerful and serial correlation robust tests of the economic convergence hypothesis**. 2004. Disponível em: <<http://www.albany.edu/economics/research/workingp/2004/convergence.pdf>>. Acesso em: 10 dez. 2017.

SIMIONESCU, M. The Beta-convergence Analysis and Regional Disparities in EU-28. **ACTA VSF**, v.8, p.167-177, 2014.

SOLOW, R.M. A contribution to the theory of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, v.70, p.65-94, 1956. DOI: <https://doi.org/10.2307/1884513>.

SOMASEKHARAN, J.; PRASAD, S.; ROY, V.P.N. Convergence hypothesis: some dynamics and explanations of agricultural growth across Indian states. **Agricultural Economics Research Review**, v.24, p.211-216, 2011.

SPOHR, G.; FREITAS, C.A. de. Teste da convergência do PIB per capita da agropecuária no Brasil entre 1980 e 2004. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.49, p.341-368, 2011. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032011000200004>.

ŽUK, P.; SAVELIN, L. **Real convergence in central, eastern and south-eastern Europe**. [Frankfurt]: European Central Bank, 2018. (ECB Occasional Paper Series, nº 212).

Insegurança alimentar no meio rural brasileiro¹

Juliana de Sales Silva²
Vanda Coelho Rego³

Resumo – O objetivo deste trabalho é analisar o efeito de três políticas públicas na probabilidade de os domicílios rurais apresentarem insegurança alimentar leve, moderada ou grave: Programa Nacional de Alimentação Escolar (Pnae), Programa de Aquisição de Alimentos (PAA) e Política Nacional de Assistência Técnica e Extensão Rural (Pnater). Foi utilizado um modelo logit multinomial, com dados da pesquisa suplementar da Pesquisa Nacional de Amostras de Domicílios (Pnad) de 2013. Os principais resultados mostraram que os programas Pronaf e Pnater auxiliam na melhoria da segurança alimentar no campo.

Palavras-chave: logit, nutrição, Pnad.

Food insecurity in the Brazilian rural environment

Abstract – Given the importance of food security in the Brazilian countryside, this study aims to analyze the effect of Federal Government programs: National School Feeding Program (PNAE), Food Acquisition Program (PAA) and National Policy on Technical Assistance and (PNATER), in the probability of rural households presenting with mild, moderate or severe food insecurity. For this purpose, a Multinomial Logit model was used, with supplementary data from the National Household Samples Survey 2013. The main results showed that the PRONAF, PNATER Programs help improve food security in rural Brazilian households.

Keywords: logit, nutrition, Pnad.

Introdução

A (in)segurança alimentar é uma temática presente na discussão mundial e não está relacionada com a disponibilidade de alimentos nem com sua qualidade, mas, sim, com a condição financeira para adquirir os bens em quantidade suficiente para satisfazer as necessidades nutricionais (Lima et al., 2016).

De acordo com a Food and Agriculture Organization (FAO, 1996), o conceito de segurança alimentar se refere ao acesso a alimentos por todas as pessoas, em quantidade e qualidade suficientes, de forma continua e que supra as necessidades nutricionais individuais para uma vida saudável e ativa, respeitando os hábitos alimentares e culturais de cada povo.

¹ Original recebido em 19/4/2019 e aprovado em 28/6/2019.

² Doutora em Economia Aplicada, professora adjunta da Unifesspa. E-mail: julianasalessilva@live.com

³ Mestranda em Planejamento e Desenvolvimento Regional e Urbano na Amazônia (Ppgpm/Unifesspa). E-mail: vanda.rgo@hotmail.com

Na década de 1990, os países passaram a adotar uma escala de medida de segurança alimentar para identificar graus de acesso familiar aos alimentos. Com base nisso, foi criada no Brasil a escala Brasileira de Medida da Insegurança Alimentar (Ebia) (Pérez-Escamilla, 2005).

Nesse sentido, é importante a identificação dos fatores que contribuem para a insegurança alimentar, de modo a direcionar melhor as políticas públicas para o seu combate. A FAO Brasil (Kepple, 2015) fez um relatório que apresenta os determinantes e consequências da insegurança alimentar e nutricional. Os determinantes são a produção e disponibilidade de alimentos, a renda, a educação e serviços públicos; as consequências são os efeitos sobre o bem-estar físico e psicossocial (saúde mental e capacidade de aprender), o estado nutricional (desnutrição, sobrepeso e obesidade) e o estado de saúde (mortalidade e morbidade), entre outros.

Autores dessa temática acreditam que uma variável imprescindível para a determinação da (in)segurança alimentar é a renda domiciliar per capita, que, quando insuficiente, faz aumentar os risco da insegurança alimentar nos domicílios, como já analisado por Belik (2003), Hoffmann (2008), Mondini et al. (2011) e Lima et al. (2016). Entretanto, esses autores ressaltam que existem outros fatores importantes: localização do domicílio (rural ou urbano), educação e gênero, entre outros.

A preocupação com a segurança alimentar por meio de políticas públicas no Brasil, segundo Belik (2003), começou no século 20 com políticas que abrangiam o setor agrícola e os sistemas de abastecimento, controle de preços e distribuição de alimentos. Em 2003, foi lançado o Programa Fome Zero (PFZ), que representaria um avanço no combate à fome no País. Pelo Decreto nº 7.272/2010 (Brasil, 2010), foi instituído o Plano Nacional de Segurança Alimentar e Nutricional, que estabeleceu várias diretrizes (objetivos, metas prioritárias) para o período 2012–2015, por exemplo a diretriz de promoção do acesso universal à alimentação adequada e saudável, com prioridade para as

famílias e pessoas em situação de insegurança alimentar e nutricional.

De 2009 para 2013, os resultados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) mostram que houve redução do número de domicílios em situação de segurança alimentar, maior nos domicílios urbanos – o Norte e Nordeste exibem os maiores índices de insegurança alimentar (IBGE, 2014).

Para resolver o problema, as políticas públicas de promoção da segurança alimentar – como o Programa de Aquisição de Alimentos (PAA) e o Programa Nacional de Alimentação Escolar (Pnae) –, promovem o acesso à alimentação saudável e incentivam a agricultura familiar local (Kepple, 2015), importantes fontes de mobilização das forças produtivas, como afirma Belik (2003).

O PAA foi criado em 2003 e seu objetivo é garantir o acesso aos alimentos por indivíduos que vivem em situação de insegurança alimentar ou nutricional e fortalecer a agricultura familiar por meio de compras governamentais diretamente dos agricultores, para serem doados a populações carentes ou formar estoques estratégicos. O Pnae foi criado em 1955 pelo decreto 37.106, que criou a Campanha da Merenda Escolar, sancionada pela Lei 11.947/2009, que estabeleceu novas regras e determinou que 30% das compras de alimentos servidos nas escolas da rede pública sejam feitas diretamente da agricultura familiar (Sambuichi et al., 2014).

Para a assistência aos agricultores familiares, foi criada a Política Nacional de Assistência Técnica e Extensão Rural (Pnater) que, junto com o Programa Nacional de Assistência Técnica e Extensão Rural (Pronaf), constitui mecanismo de proteção e garantia da renda e dos financiamentos e produção à agricultura familiar – foi elaborada com base em princípios do desenvolvimento sustentável. Em 2010, já atendia a aproximadamente dois milhões de agricultores familiares (Caisan, 2011).

Diversos autores – como Hoffmann (2008), Mondini et al. (2011), Costa et al. (2014)

e Lima et al. (2016) –, têm, de maneira geral, buscado verificar quais são os determinantes da (in)segurança alimentar no Brasil e regiões. Surge nesse contexto uma importante questão: o Plano Nacional de Segurança Alimentar e Nutricional tem alcançado seu objetivo, dar acesso regular e permanente a alimentos de qualidade, em quantidade suficiente, sem comprometer o acesso a outras necessidades essenciais, isto é, ele tem diminuído a insegurança alimentar nas áreas rurais do Brasil? Portanto, o objetivo aqui é observar o efeito desse plano na probabilidade de os domicílios possuírem insegurança alimentar leve (IAL), insegurança alimentar moderada (IAM) e insegurança alimentar grave (IAG).

Metodologia

O método adotado nesta pesquisa é o modelo econômétrico logit multinomial (LM), e os dados são da Pnad para 2013, disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2013).

Método de análise

Para estudar o efeito dos programas que compõem o Plano Nacional de Segurança Alimentar e Nutricional na insegurança alimentar dos domicílios rurais, foi utilizado o modelo econômétrico LM, baseado na análise de probabilidades. Esse modelo é indicado quando se pretende estudar categorias nominais (Gujarati & Porter, 2011), caso desta pesquisa, em que se utiliza IAL, IAM e IAG.

De acordo com Cameron & Trivedi (2005), a probabilidade de que um indivíduo i se encontre em determinada situação j (IAL, IAM ou IAG) é

$$p_j = Pr [y = j] = F_j(x_i, \beta), j = 1, \dots, m \quad (1)$$

Adicionando m variáveis aleatórias para cada y observado:

$$y_i = \begin{cases} 0, & \text{se o indivíduo residir em um domicílio com IAL} \\ 1, & \text{se o indivíduo residir em um domicílio com IAM} \\ 2, & \text{se o indivíduo residir em um domicílio com IAG} \end{cases} \quad (2)$$

A especificação do modelo LM adotado, segundo Greene (2011), é:

$$Prob(Y_i = j) = \frac{e^{\beta' j X}}{1 + \sum_{k=0}^J e^{\beta' k X}}, j = 0, 1, 2, \dots, J \quad (3)$$

em que Y_i é a variável dependente que indica a situação em que o indivíduo se encontra com relação à insegurança alimentar; P_j é a probabilidade de o indivíduo se encontrar numa das três situações; X é a matriz de covariadas, e β é o vetor de parâmetros a ser estimado.

Greene (2011) evidencia que a interpretação de parâmetros não lineares, principalmente os multinominais, deve ser feita com prudência, para que se possa ter uma noção de como as covariadas afetam a probabilidade de o indivíduo modificar-se para cada opção j . Dessa forma, é necessário considerar uma categoria como base, para evitar o problema de indeterminação, por meio de uma normalização, em que se supõe $\beta_1 = 0$. As estimativas, dada a não linearidade do modelo, são feitas por Máxima Verossimilhança (MV), que encontra uma combinação de coeficientes que maximiza a probabilidade de ocorrência do evento.

Pelo fato de os coeficientes do modelo LM não representarem diretamente as respostas marginais das covariadas, é importante calcular os efeitos marginais para facilitar a análise dos resultados:

$$(\partial p_{ij} / \partial x_i) = p_{ij} (\beta_j - \bar{\beta}_i) \quad (4)$$

em que $\bar{\beta}_i = \sum p_{ij} \beta_j$

Assim, o efeito marginal das variáveis *dummies* dá a variação da probabilidade de

acontecimento j quando se altera o estado da dummy de 0 para 1. Portanto,

$$(\partial y / \partial x) = \text{Prob}[y = 1 | \bar{x}, d = 1] - \text{Pr}[y = 1 | \bar{x}, d = 0] \quad (5)$$

em que y são as escolhas, d é o estado da variável dummy e \bar{x} são os valores na média das demais variáveis ou valores especificamente atribuídos,

$$\ln(p_{ij}/p_{ik}) = (\beta_j' - \beta_k')x_i = \beta_j x_i, \text{ se } k = 0 \quad (6)$$

em que o valor de $e^{\beta_j - \beta_k}$ representa o efeito sobre a probabilidade de se fazer a escolha j em relação à alternativa de referência k decorrente de uma mudança marginal no valor de uma determinada variável.

Outro instrumento interessante de análise do modelo LM é razão de risco relativo (RRR), que pode ser definida como a probabilidade de determinado evento ocorrer em relação a outro. A RRR é calculada por meio do anti-log dos coeficientes estimados na equação 6.

Variáveis

Nesta pesquisa, as variáveis dependentes são criadas com base na Escala Brasileira de Insegurança Alimentar (Ebia) (Brasil, 2014). A (in)segurança alimentar avaliada pela Ebia é identificada com base em 14 perguntas fechadas, com respostas do tipo sim ou não, sobre a experiência de insuficiência alimentar em seus níveis de amplitude.

A Ebia considera o domicílio em situação de segurança alimentar (SA) ou de insegurança alimentar (IA), e seus níveis, respectivamente para menores de 18 e maiores de 18 anos de idade, conforme os seguintes intervalos de pontuação: IAL (1-5 e 1-3); IAG (6-9 e 4-5); e IAG (10-14 e 8-8). Dessa forma, para a construção do escore, atribui-se um ponto para cada resposta positiva.

Nesta pesquisa, são usadas como variável dependente as seguintes categorias de insegurança alimentar⁴, com base na Ebia: indivíduos residentes em domicílios com IAL, indivíduos residentes em domicílios com IAM e indivíduos residentes em domicílios com IAG. Além disso, é importante destacar que serão estimados dois modelos, um para domicílios com menores de 18 anos e outro com maiores de 18 anos.

O modelo LM estabelece também que uma dessas categorias seja tomada como referência e que todas as probabilidades encontradas digam respeito à probabilidade de cada alternativa em relação a essa categoria. A categoria de referência utilizada aqui foi a IAL.

Quanto às covariadas, o vetor x_i inclui informações sobre os estados brasileiros de residência dos indivíduos: investimentos do Pronaf, custeio do Pronaf, investimento do Pnae, investimento do PAA, despesa com a Pnater, além das características pessoais que podem interferir na insegurança alimentar, como sexo, raça, anos de estudo, idade, renda familiar, filhos e recebimento de auxílio saúde.

A variável investimento do Pronaf refere-se ao montante investido pelo governo federal, por estado, destinado ao financiamento da implantação, ampliação ou modernização da infraestrutura de produção e serviços, agropecuários ou não, no estabelecimento rural ou em áreas comunitárias rurais próximas (Bacen, 2019). O custeio do Pronaf refere-se ao montante disponibilizado pelo governo federal, por estado, para custeio das atividades agropecuárias e de beneficiamento ou industrialização e comercialização de produção própria ou de terceiros (Bacen, 2019).

A covariada investimento do Pnae refere-se ao montante repassado pela União para o estado/município para o programa (FNDE, 2017). Os investimentos do PAA dizem respeito aos volumes de recursos liberados para os estados para o programa (Brasil, 2017). As despesas da Pnater referem-se às despesas para o aperfeiçoamento

⁴ São consideradas apenas domicílios em insegurança alimentar, dada a não existência de domicílios em segurança alimentar na amostra utilizada, com base na Ebia.

dos sistemas de produção, de mecanismo de acesso a recursos, serviços e renda das famílias rurais (Bacen, 2019).

Na covariada sexo, é utilizada uma *dummy* com valor 1 para indicar se o indivíduo é homem e 0 em caso contrário, e, analogamente, para as covariáveis: raça, se é branco/amarelo; filhos, se possui filhos; Nordeste, se reside no Nordeste; Sudeste, se reside no Sudeste; Centro-Oeste, se reside no Centro-Oeste; e Norte, se reside no Norte⁵. Idade⁶, anos de estudo e renda familiar são variáveis contínuas, que representam, respectivamente, a idade e o número de anos de estudos do indivíduo e a renda familiar mensal.

Assim, modelo LM a ser estimado é este:

$$\begin{aligned} \text{Prob}(Y_i = j) = & \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{investimento PRONAF}) + \\ & + \beta_2 \ln(\text{custeio PRONAF}) + \\ & + \beta_3 \ln(\text{investimento PNAE}) + \\ & + \beta_4 \ln(\text{investimento PAA}) + \\ & + \beta_5 \ln(\text{despesa PNATER}) + \beta_6 \text{ sexo} + \\ & + \beta_7 \text{ raça} + \beta_8 \text{ filho} + \beta_9 \text{ anos de estudo} + \\ & + \beta_{10} \text{ idade} + \beta_{11} \text{ idade}^2 + \\ & + \beta_{12} \ln(\text{renda da família}) + \beta_{13} \text{ nordeste} + \\ & + \beta_{14} \text{ sudeste} + \beta_{15} \text{ centro-oeste} + \beta_{16} \text{ norte} + \\ & + \beta_{17} \lambda_i \end{aligned} \quad (7)$$

Fonte de dados e tratamento

Os dados utilizados aqui são os microdados da Pnad de 2013 e seu suplemento de Segurança Alimentar do mesmo ano, disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2013).

Esses microdados possuem desenho amostral complexo, que engloba estratificação, conglomeração, probabilidades desiguais de seleção e ajustes de pesos amostrais para calibração com os totais populacionais. Assim, ao usá-los, deve-se realizar o tratamento ideal do

seu plano amostral, para que as inferências sejam calculadas corretamente (Lima et al., 2016). Portanto, nesta pesquisa, as médias, proporções, variâncias e o modelo econométrico são calculados considerando esse plano amostral.

Destaca-se que os dados não podem ter estratos com unidade primária amostral (PSU) única, pois, dessa forma, não é possível calcular a variância e intervalos de confiança. Para resolver esse problema, identifica-se em que estrato e em que PSU está localizado o domicílio da amostra. Logo após, são agregadas as observações de estratos com PSU única em estrato na mesma Unidade da Federação com maior número de observações e utilizados os pesos corretamente.

Quanto ao Plano Nacional de Segurança Alimentar e Nutricional⁷, os dados de investimento e custeio do Pronaf por estado foram obtidos no Banco Central do Brasil (Bacen, 2017). As informações dos investimentos por estado do PAA foram adquiridas no site no Ministério do Desenvolvimento Social e Agrário (MDSA) (Brasil 2017). Os dados dos investimentos por município⁸ do Pnae foram obtidos no Fundo Nacional de Desenvolvimento da Educação (FNDE, 2017). As despesas por estado da Pnater foram obtidas de Finanças do Brasil (Finbra), disponibilizadas pelo Tesouro Nacional (2017). A amostra utilizada é composta de indivíduos do meio rural brasileiro para quem a agricultura é a atividade principal.

Resultados

A análise aqui baseia-se nas medidas das razões de risco relativo, que indica a probabilidade de determinado evento ocorrer em relação a outro, e dos efeitos marginais das variáveis explicativas sobre a variável dependente.

⁵ Para evitar perfeita multicolinearidade, o Sul é considerado como base, não sendo incluída no modelo.

⁶ Além da idade, é incluído no modelo seu termo quadrático para verificar se há depreciação do capital humano ao longo da vida do indivíduo.

⁷ Os dados obtidos dos programas são de 2012, ano em que os questionários da Pnad de 2013 foram aplicados.

⁸ Para obter as informações por estado, foi feito o somatório dos investimento dos municípios dos 27 estados brasileiros.

Estatísticas descritivas

A Tabela 1 mostra que a maior parte dos domicílios com menores de 18 anos está na situação de IAL – nos domicílios sem a presença de menores de 18 anos, a heterogeneidade é maior.

Tabela 1. Distribuição de frequência relativa dos domicílios com insegurança IAL, IAM e IAG.

Situação do domicílio	Com menores de 18 anos		Sem menores de 18 anos	
	Frequência	%	Frequência	%
IAL	5.558	72,9	3.800	49,8
IAM	1.513	19,8	2.211	29,0
IAG	554	7,3	1.614	21,2
Total	7.625	100	7.625	100

Fonte: elaborado com dados da PNAD 2013 (IBGE, 2013).

A Tabela 2 mostra as médias das variáveis explicativas e seus respectivos desvios padrão.

Tabela 2. Média e desvios padrão das variáveis explicativas.

Variável	Média	Desvio padrão
pronaf_investimento (R\$)	3.240.000,00	3.119.666
pronaf_custeio (R\$)	2.000.000,00	4.631.641
pnae_investimento (R\$)	1.430.000,00	1.432.413
paa_investimento (R\$)	328.000,00	289.687
pnater_despesa (R\$)	276.000,00	604.512
anos_estudo	5,1	0,0407
idade	37,3	0,1884
renda_familiar (R\$)	1.258,01	13,5686

Fonte: elaborado com dados da PNAD 2013 (IBGE, 2013).

A Tabela 3 mostra que o meio rural do Nordeste e o do Norte possuem o maior número de domicílios com insegurança alimentar, indo ao encontro dos resultados de Gubert et al. (2010).

Tabela 3. Proporção e desvios padrão das variáveis explicativas.

Variável	%	Desvio padrão
sexo	67	0,0054
raça	22	0,0048
filho	12	0,0037
nordeste	53	0,0057
norte	27	0,0051
centro_oeste	6	0,0026
sudeste	7	0,0029
sul	7	0,0029

Fonte: elaborado com dados da PNAD 2013 (IBGE, 2013).

Modelo LM

Os coeficientes estimados no modelo logit multinomial não podem ser interpretados da maneira usual, pois sua estimação apresenta funções não lineares. Dessa maneira, a interpretação é feita não exclusivamente por meio dos sinais dos coeficientes, mas também dos efeitos marginais (EF) dos regressores, que indicam as direções das probabilidades quando ocorrem alterações nas variáveis explanatórias e as RRR.

A base de comparação adotada foi a IAL e foram feitas estimativas de dois modelos: para domicílios rurais com menores de 18 anos e para domicílios rurais sem menores de 18 anos (Tabelas 4 e 5). Nessas duas tabelas são apresentados os coeficientes, as RRR e os EM, pois os coeficientes do modelo LM não representam diretamente as respostas marginais das variáveis explicativas.

Na Tabela 4, os resultados mostraram que apenas as variáveis *Inpaa_investimento*, *sexo*, *idade*², *nordeste*, *norte*, *sudeste* e *centro-oeste* não foram estatisticamente significantes. A análise dos efeitos marginais das variáveis mostra que *Inpronaf_investimento*, *Inpaa_investimento*, *sexo*, *nordeste*, *norte*, *sudeste* e *centro-oeste* não foram estatisticamente significantes, indicando que tais variáveis não são importantes para explicar a insegurança alimentar dos domicílios rurais brasileiros.

Tabela 4. Modelo LM para IAM e IAG versus IAL para os domicílios com menores de 18 anos.

Variável	Coeficiente	RRR	EM	Coeficiente	RRR	EM
		IAM			IAG	
Inpronaf_custeio	-0,088** (0,063)	0,916** (0,041)	-0,011** (0,009)	-0,237*** (0,0763)	0,789** (0,077)	-0,013*** (0,005)
Inpronaf_investimento	0,117 ^{ns} (0,101)	1,124 ^{ns} (0,093)	0,013 ^{ns} (0,015)	0,434*** (0,114)	1,543*** (0,230)	0,024*** (0,008)
Inpnae_investimento	0,165** (0,064)	1,179** (0,086)	0,031*** (0,011)	-0,388*** (0,102)	0,679*** (0,092)	-0,025*** (0,006)
Inpaa_investimento	-0,076 ^{ns} (0,085)	0,927 ^{ns} (0,079)	-0,014 ^{ns} (0,016)	0,193 ^{ns} (0,131)	1,213 ^{ns} (0,193)	0,012 ^{ns} (0,007)
Inpnater_despesa	-0,097*** (0,030)	0,908*** (0,025)	-0,013*** (0,004)	-0,198*** (0,0477)	0,820*** (0,045)	-0,011*** (0,003)
sexo	0,130 ^{ns} (0,085)	1,139 ^{ns} (0,099)	0,019* (0,019)	0,0597 ^{ns} (0,125)	1,062 ^{ns} (0,154)	0,002 ^{ns} (0,009)
raça	-0,248*** (0,074)	0,781*** (0,064)	-0,032*** (0,002)	-0,476*** (0,136)	0,622*** (0,087)	-0,023*** (0,006)
anos_estudo	-0,035*** (0,009)	0,966*** (0,009)	-0,005*** (0,002)	-0,065*** (0,017)	0,937*** (0,017)	-0,003*** (0,001)
filho	0,409*** (0,109)	1,505*** (0,161)	0,064*** (0,020)	0,358** (0,157)	1,431** (0,251)	0,017* (0,013)
idade	-0,0238*** (0,009)	0,977*** (0,009)	-0,003*** (0,001)	-0,034*** (0,013)	0,966* (0,013)	-0,002** (0,001)
idade ²	0,001** (0,001)	1,001** (0,001)	0,000** (0,000)	0,001** (0,001)	1,001** (0,001)	0,000** (0,000)
In_renda_familiar	-0,286*** (0,039)	0,752*** (0,024)	-0,040*** (0,006)	-0,423*** (0,061)	0,655*** (0,031)	-0,022*** (0,004)
nordeste	-0,234 ^{ns} (0,172)	0,791 ^{ns} (0,110)	-0,0345 ^{ns} (0,025)	-0,200 ^{ns} (0,272)	0,819 ^{ns} (0,260)	-0,009 ^{ns} (0,018)
sudeste	-0,213 ^{ns} (0,178)	0,808 ^{ns} (0,120)	-0,028 ^{ns} (0,022)	-0,385 ^{ns} (0,352)	0,680 ^{ns} (0,260)	-0,018 ^{ns} (0,014)
centro_oeste	-0,186 ^{ns} (0,220)	0,831 ^{ns} (0,157)	-0,033 ^{ns} (0,029)	0,401 ^{ns} (0,328)	1,494 ^{ns} (0,557)	0,031 ^{ns} (0,028)
norte	-0,219 ^{ns} (0,185)	0,803 ^{ns} (0,134)	-0,035 ^{ns} (0,025)	0,157 ^{ns} (0,289)	1,170 ^{ns} (0,439)	0,012 ^{ns} (0,021)
Número de observações	7.615					
Log de verossimilhança	-5.469					
Wald chi2(32)	775,6					
Prob>chi2	0,0000					
Pseudo R2	0,0314					
Replicações	50					
Categoria base	IAL					

Notas: RRR = razão de risco relativo; EM = efeito marginal; erros-padrão robustos entre parênteses; nível de significância estatística: *** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,1, ns = não significante.

A análise dos domicílios com IAL, em relação aos com IAM, mostra que a probabilidade de o domicílio possuir IAM diminui quando há mais recurso do Pronaf para custeio, e da Pnater, maior despesa. Isso era esperado e indica que os dispêndios desses programas para o meio rural brasileiro ajudam a melhorar as condições de segurança alimentar e nutricional. Em sentido contrário, observa-se que os investimentos do Pnae têm relação positiva na probabilidade de o domicílio possuir IAM, comparativamente aos domicílios com IAL. Tal resultado indica que os gastos do Pnae podem não estar sendo bem aproveitados para proporcionar segurança alimentar aos domicílios estudados.

Ainda comparando os domicílios com IAL em relação aos com IAM, observa-se que ser branco/amarelo, possuir maior escolaridade, maior idade e maior renda familiar diminui a probabilidade de no domicílio haver IAM. Tais resultados eram esperados e são semelhantemente aos encontrados por Lima et al. (2016).

A estimação das razões relativas de risco permite verificar as probabilidades ou chances que os domicílios possuem de mudar de IAL para IAM ou IAG decorrentes de variações em suas características. Essas probabilidades de mudança são dadas pelo incremento percentual na probabilidade de os domicílios transitarem entre as categorias.

Assim, para os domicílios com IAM, em comparação aos com IAL, a chance de o indivíduo principal do domicílio ser branco/amarelo, exclusivamente os com IAM, é 21,9% menor do que a chance daqueles com IAL. Quanto à escolaridade, a chance desse indivíduo ter mais anos de estudo, exclusivamente residente em domicílios com IAM, é 3,4% maior que os residentes em domicílios com IAL, ou seja, o aumento da escolaridade aumenta a chance de o indivíduo ter mais segurança alimentar. Quanto à renda familiar, a chance de o domicílio ter uma maior renda familiar, exclusivamente os com IAM, é 24,8% menor do que a chance daqueles com IAL.

Ainda na Tabela 4, a comparação dos domicílios com IAL em relação aos com IAG mostra que a probabilidade de o domicílio possuir IAG diminui quando há maior recurso do Pronaf para custeio ou quando o Pnae faz maior investimento e a Pnater, maior despesa. Como anteriormente, isso indica que os dispêndios desses programas para o meio rural ajudam a melhorar a segurança alimentar e nutricional. Em sentido contrário, observa-se que os investimentos do Pronaf possuem relação positiva na probabilidade de o domicílio possuir IAG comparativamente aos domicílios com IAL, o que indica a má utilização dos gastos desse programa.

Os resultados encontrados para as variáveis *raça*, *anos_estudo*, *idade* e *renda_familiar* possuem a mesma relação anterior, o que era esperado – Hoffman (2008) e Gubert et al. (2010) acreditam que as características dos responsáveis pelos domicílios e a renda possuem forte relação com os níveis de insegurança alimentar.

No que se refere aos resultados das razões relativas de risco, para os domicílios com IAG em comparação aos com IAL a chance de o indivíduo principal do domicílio ter filho, exclusivamente os com IAG, é 43,1% maior do que a chance daqueles com IAL. Quanto à renda familiar, a chance de o domicílio possuir maior renda familiar, exclusivamente os com IAG, é 34,5% menor do que a chance daqueles com IAL.

Partindo para os domicílios sem menores de 18 anos, o Teste de Wald revelou que apenas as variáveis *Inpnae_investimento*, *Inpaa_investimento*, *sexo*, *idade*², *nordeste* e *norte* não foram estatisticamente significantes, indicando que elas não contribuem para a explicação das categorias de insegurança analisadas. A Tabela 5 mostra os resultados do modelo LM para esses domicílios. Algumas variáveis, como *Inpnae_investimento*, *Inpaa_investimento*, *Inpnater_despesa* e *sexo*, não foram significantes estatisticamente, não sendo importantes para explicar a insegurança alimentar.

Quando se compara os domicílios com IAL em relação aos com IAM, a probabilidade de o

Tabela 5. Modelo LM para IAM e IAG versus IAL para os domicílios sem menores de 18 anos.

Variável	Coefficiente	RRR	EM	Coefficiente	RRR	EM
	IAM		IAG			
Inpronaf_custeio	-0,182*** (0,056)	0,920*** (0,067)	-0,047*** (0,011)	-0,163*** (0,057)	0,849*** (0,048)	-0,037*** (0,008)
Inpronaf_investimento	-0,302*** (0,089)	0,739*** (0,066)	-0,074*** (0,017)	0,196** (0,083)	1,217** (0,102)	0,050*** (0,012)
Inpnae_investimento	0,095 ^{ns} (0,060)	1,010 ^{ns} (0,066)	0,012 ^{ns} (0,012)	0,120 ^{ns} (0,076)	1,128 ^{ns} (0,086)	-0,014 ^{ns} (0,012)
Inpaa_investimento	-0,018 ^{ns} (0,088)	0,982 ^{ns} (0,086)	-0,003 ^{ns} (0,017)	-0,106 ^{ns} (0,092)	0,899 ^{ns} (0,083)	-0,016 ^{ns} (0,015)
Inpnater_despesa	0,022 ^{ns} (0,028)	1,023 ^{ns} (0,029)	0,009 ^{ns} (0,006)	-0,072** (0,031)	0,930** (0,028)	-0,013*** (0,005)
sexo	0,026 ^{ns} (0,065)	1,026 ^{ns} (0,066)	0,001 ^{ns} (0,013)	0,010 ^{ns} (0,081)	1,119 ^{ns} (0,090)	0,016 ^{ns} (0,012)
raça	-0,109 ^{ns} (0,071)	0,897 ^{ns} (0,064)	-0,003 ^{ns} (0,015)	-0,353*** (0,088)	0,703*** (0,062)	-0,048*** (0,013)
anos_estudo	-0,025*** (0,009)	0,975*** (0,009)	-0,002*** (0,002)	-0,057*** (0,010)	0,945*** (0,010)	-0,008*** (0,001)
filho	0,168* (0,095)	1,505*** (0,161)	0,016*** (0,020)	0,293*** (0,109)	1,431** (0,251)	0,039* (0,019)
idade	-0,005 ^{ns} (0,008)	0,9995 ^{ns} (0,008)	-0,000 ^{ns} (0,002)	-0,018** (0,007)	0,982** (0,007)	-0,003** (0,001)
idade ²	0,000 ^{ns} (0,000)	1,000 ^{ns} (0,000)	0,000 ^{ns} (0,000)	0,001* (0,000)	1,000* (0,000)	0,000** (0,000)
In_renda_familiar	-0,346*** (0,040)	0,707*** (0,028)	-0,044*** (0,007)	-0,462*** (0,330)	0,630*** (0,021)	-0,054*** (0,004)
nordeste	-0,184 ^{ns} (0,155)	0,832 ^{ns} (0,129)	-0,031 ^{ns} (0,028)	-0,127 ^{ns} (0,190)	0,881 ^{ns} (0,167)	-0,009 ^{ns} (0,018)
sudeste	-0,673*** (0,143)	0,510*** (0,073)	-0,120*** (0,021)	-0,385 ^{ns} (0,180)	0,969 ^{ns} (0,174)	-0,029 ^{ns} (0,031)
centro_oeste	-0,473*** (0,165)	0,623*** (0,103)	-0,094** (0,025)	0,096 ^{ns} (0,229)	1,102 ^{ns} (0,252)	0,043 ^{ns} (0,039)
norte	-0,259 ^{ns} (0,180)	0,772 ^{ns} (0,139)	-0,058 ^{ns} (0,033)	0,095 ^{ns} (0,210)	1,100 ^{ns} (0,231)	0,031 ^{ns} (0,033)
Número de observações	7.615					
Log de verossimilhança	-7.671					
Wald chi2(32)	919,91					
Prob>chi2	0,0000					
Pseudo R2	0,0261					
Replicações	50					
Categoria base	IAL					

Notas: RRR = razão de risco relativo; EM = efeito marginal; erros-padrão robustos entre parênteses; nível de significância estatística: *** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,1, ns = não significante.

domicílio possuir IAM diminui quando há maior recurso do Pronaf para custeio e investimento.

Para as variáveis *anos_estudo*, *renda_familiar*, *sudeste* e *centro-oeste*, comparando os domicílios com IAL e com IAM, possuir maior escolaridade, maior renda familiar e residir no Sudeste ou Centro-Oeste diminui a probabilidade de o domicílio possuir IAM. Além disso, as variáveis *filho* e *idade*² indicaram que, comparativamente aos domicílios com IAL, os com IAM possuem maior probabilidade de estar nessa situação se o principal indivíduo do domicílio possui filhos e idade muito alta.

Quanto aos resultados das razões relativas de risco, observa-se que nos domicílios com IAM, em comparação aos com IAL, a chance de o indivíduo principal do domicílio ter mais anos de estudo, exclusivamente residente em domicílios com IAM, é de 2,5% maior do que os residentes em domicílios com IAL. Quanto à renda familiar, a chance de o domicílio ter maior renda familiar, exclusivamente os com IAM, é 29,3% menor do que a chance daqueles com IAL.

Ainda na Tabela 5, comparando os domicílios com IAL em relação aos com IAG, a probabilidade de o domicílio possuir IAG diminui quando há maior recurso do Pronaf para custeio e quando há maior despesa na Pnater. Em sentido contrário, os investimentos do Pronaf possuem relação positiva na probabilidade de o domicílio possuir IAG, comparativamente aos com IAL.

Os resultados para as variáveis *raça*, *anos_estudo*, *idade* e *renda_familiar* exibem relação negativa com a probabilidade de o indivíduo principal residir em um domicílio com IAG, comparativamente a um com IAL.

Os resultados das razões relativas de risco, mostram que para os domicílios com IAG em comparação aos com IAL, a chance de o indivíduo principal do domicílio ter uma maior idade, exclusivamente os com IAG, é 1,8% menor do que a chance daqueles com IAL. Quanto à renda familiar, a chance de o domicílio ter uma maior

renda familiar, exclusivamente os com IAG, é 37% menor do que a chance daqueles com IAL.

Considerações finais

Neste trabalho, observa-se que, nos domicílios rurais com menores de 18 anos, os custeiros do Pronaf diminuem a probabilidade de os domicílios apresentarem IAM ou IAG, comparativamente aos com IAL. As despesas da Pnater exibiram esses mesmos resultados. Já os investimentos do Pronaf mostraram relação positiva com a probabilidade de esses domicílios apresentarem IAG, em relação aos com IAL, da mesma forma que os investimentos do Pnae.

Para os domicílios rurais sem menores de 18 anos, no caso da Pnater os dispêndios do governo para custeio e investimento favorecem a melhor segurança alimentar – diminui a probabilidade de os domicílios apresentarem IAM, em comparação com a IAL. Esse mesmo resultado foi encontrado ao se comparar a IAG com a IAL, com exceção dos investimentos da Pnater, que exibiram relação positiva. Nesses domicílios, os investimentos do PAA não foram estatisticamente significantes para explicar a probabilidade de os domicílios estarem em insegurança alimentar. As despesas da Pnater apresentaram relação negativa na probabilidade de os domicílios sem menores de 18 anos apresentarem IAG, em comparação com a IAL, isto é, o acesso a maiores recurso do Pronaf ajuda a diminuir os níveis de insegurança alimentar desses domicílios.

Referências

BACEN. Banco Central do Brasil. **Manual de Crédito Rural (MCR)**. Disponível em: <<https://www3.bcb.gov.br/mcr/completo>>. Acesso em: 28 nov. 2019.

BACEN. Banco Central do Brasil. **Matriz de Dados do Crédito Rural - MDCR**. Disponível em: <<https://dadosabertos.bcb.gov.br/dataset/matrizdadoscreditorural>>. Acesso em: 7 mar. 2017.

BELIK, W. Perspectivas para segurança alimentar e nutricional no Brasil. **Saúde e Sociedade**, v.12, p.12-20, 2003. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0104-12902003000100004>.

BRASIL. Decreto nº 7.272, de 25 de agosto de 2010.
Regulamenta a Lei nº 11.346, de 15 de setembro de 2006, que cria o Sistema Nacional de Segurança Alimentar e Nutricional - SISAN com vistas a assegurar o direito humano à alimentação adequada, institui a Política Nacional de Segurança Alimentar e Nutricional - PNSAN, estabelece os parâmetros para a elaboração do Plano Nacional de Segurança Alimentar e Nutricional, e dá outras providências. 2010. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2007-2010/2010/Decreto/D7272.htm>. Acesso em: 28 nov. 2019.

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento Social e Agrário. Indicadores sobre PAA – Programa de Aquisição de Alimentos da Agricultura Familiar. Disponível em: <<http://dados.gov.br/dataset/paa-programa-de-aquisicao-de-alimentos-da-agricultura-familiar>>. Acesso em: 7 mar. 2017.

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome. Escala Brasileira de Insegurança Alimentar – EBIA: análise psicométrica de uma dimensão da Segurança Alimentar e Nutricional. Brasília, 2014. 15p. (Estudo Técnico nº 01/2014).

CAISAN. Câmara Interministerial de Segurança Alimentar e Nutricional. Plano Nacional de Segurança Alimentar e Nutricional: 2012/2015. Brasília, 2011.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P.K. Microeconometrics: methods and applications. Cambridge: Cambridge University Press, 2005. 1058p. DOI: <https://doi.org/10.1017/CBO9780511811241>.

COSTA, L.V.; SILVA, M.M. da C.; BRAGA, M.J.; LÍRIO, V.S. Fatores associados à segurança alimentar nos domicílios brasileiros em 2009. **Economia e Sociedade**, v.23, p.373-394, 2014. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0104-06182014000200004>.

FAO. Food and Agriculture Organization of the United Nations. World Food Summit. Rome, 1996. Report. Disponível em: <<http://www.fao.org/wfs>>. Acesso em: 28 nov. 2019.

FNDE. Fundo Nacional de Desenvolvimento da Educação. Dados da Agricultura Familiar. Disponível em: <<http://www.fnde.gov.br/programas/alimentacao-escola/alimentacao-escola-consultas/dados-da-agricultura-familiar>>. Acesso em: 7 mar. 2017.

GREENE, W.H. Econometrics analysis. 7th ed. Upper Saddle River: Prentice Hall, 2011. 1188p.

GUBERT, M.B.; BENÍCIO, M.H.D'A.; SANTOS, L.M.P. dos. Estimativas de insegurança alimentar grave nos municípios brasileiros. **Cadernos de Saúde Pública**, v.26, p.1595-1605, 2010. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0102-311X2010000800013>.

GUJARATI, D.N.; PORTER, D.C. Econometria Básica. 5.ed. New York: McGrawHill, 2011. 924p.

HOFFMANN, R. Determinantes da insegurança alimentar no Brasil: análise dos dados da PNAD de 2004. **Segurança Alimentar e Nutricional**, v.15, p.49-61, 2008. DOI: <https://doi.org/10.20396/san.v15i1.1824>.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. [Microdados 2013 da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios]. 2013. Disponível em: <ftp://ftp.ibge.gov.br/Trabalho_e_Rendimento/Pesquisa_Nacional_por_Amostra_de_Domicilios_anual/microdados/2013/>. Acesso em: 28 nov. 2019.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios: Segurança Alimentar: 2013. Rio de Janeiro, 2014. 134p.

KEPPLE, A.W. (Coord.). O Estado da Segurança Alimentar e Nutricional no Brasil 2015: Agendas Convergentes. [S.I.]: FAO-Brasil, 2015.

LIMA, J.R.F. de; PAIXÃO, A.N. da; SILVA, J. de S. Determinantes da (in)segurança alimentar nos domicílios rurais dos municípios não autorrepresentativos da Região Nordeste. **Ensaios FEE**, v.36, p.921-944, 2016.

MONDINI, L.; ROSA, T.E.; GUBERT, M.B.; SATO, G.S.; BENÍCIO, M.H. D'A. Insegurança alimentar e fatores sociodemográficos associados nas áreas urbana e rural do Brasil. **Informações Econômicas**, v.41, p.52-60, 2011.

PÉREZ-ESCAMILLA, R. Experiência internacional com a escala de percepção da insegurança alimentar. **Cadernos de Estudos: desenvolvimento social em debate**. v.2, p.14-27, 2005.

SAMBUICHI, R.H.R.; SILVA, A.P.M. da; OLIVEIRA, M.A.C. de; SAVIAN, M. (Org.). Políticas agroambientais e sustentabilidade: desafios, oportunidades e lições aprendidas. Brasília: Ipea, 2014. 273p.

TESOURO NACIONAL. FINBRA: Finanças do Brasil: Dados contábeis dos Municípios. Disponível em: <http://www.tesouro.fazenda.gov.br/pt_PT/contas-anuais>. Acesso em: 7 mar. 2017.

Avaliação do crescimento das exportações brasileiras de soja em grão¹

Klismann Alberto de Souza²
Geraldo Moreira Bittencourt³

Resumo – A soja em grão tem se destacado como uma das principais commodities exportadas pela agroindústria brasileira nos últimos anos, contribuindo positivamente para a balança comercial do País. Este trabalho se propôs a identificar as principais fontes de crescimento das exportações brasileiras de soja em grão em 1997–2016. A avaliação usou o modelo de comércio internacional *constant market share* e indicadores de desempenho. O efeito comércio mundial destaca-se como o principal responsável pelo crescimento, principalmente por causa do aumento da demanda da China, principal importadora da soja em grão do Brasil – verifica-se que esse país possui grande impacto sobre o comércio mundial e o destino das exportações brasileiras. A análise dos índices de vantagem comparativa revelada e taxa de cobertura mostrou que a soja em grão foi um produto de destaque para Brasil e Estados Unidos em todos os anos; na Argentina, a commodity obteve destaque somente a partir de 1998. O índice de posição revelada indicou tendência de aproximação dos valores entre Brasil e Estados Unidos, que pode ser explicada pela elevação do grau de participação superavitário do Brasil, ao passo que os Estados Unidos vêm apresentando redução do nível superavitário.

Palavras-chave: competitividade, *constant market share*, vantagem comparativa.

Evaluation of growth of Brazilian soybean-to-grain exports

Abstract – Soybeans have stood out as one of the main commodities exported by Brazilian agro industry in recent years, contributing positively to the country's trade balance. In this context, this paper aims to identify the main sources of growth of Brazilian soybean-to-grain exports, from 1997 to 2016. For this purpose, the evaluation was carried out through the international trade model "Constant Market Share" and the construction of performance indicators. There is a continuous increase in Brazilian exports of world trade in soybeans, the world trade effect has been the main source of this growth, mainly due to the increase in demand for the product by China, the same is the main importer of this commodity in Brazil, accounting for a large part of the country's revenue, so it is

¹ Original recebido em 25/5/2019 e aprovado em 28/6/2019.

² Graduação em Ciências Econômicas. E-mail: kas.usa@outlook.com

³ Doutorado em Economia Aplicada, professor adjunto do Departamento de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora. E-mail: geraldo.bittencourt@ufjf.edu.br

verified that this country has a great impact on the effects of world trade and destination of Brazilian exports. Through the analysis of the Revealed Comparative Advantage Index and the Coverage Ration Index together it was possible to verify that soybean in grain was a product of prominence for Brazil and the United States in all the years, for Argentina this commodity was highlighted only from 1998. The index of Revealed Position has indicated a tendency to approximate values between Brazil and the United States, such a path can be explained by the increase in the degree of Brazil's surplus participation, while the United States has been showing a reduction of the surplus level.

Keywords: competitiveness, Constant Market Share, comparative advantage.

Introdução

Na década de 1990, a economia brasileira passou por grande abertura comercial, e a implementação de um conjunto de medidas econômicas provenientes do Plano Real levou o País a atingir a estabilidade monetária e, consequentemente, maior interação econômica com outras nações. Setores da economia brasileira se desenvolveram e inseriram mais tecnologia em suas cadeias produtivas. O setor agrícola, um dos mais beneficiados, modernizou-se tecnologicamente e elevou sua produção e produtividade (Alves et al., 2008).

Um dos complexos produtivos que vêm se destacando na agroindústria brasileira é o da soja, composto pela soja em grão e seus derivados, como o óleo de soja e o farelo. De acordo com a Associação Brasileira das Indústrias de Óleos Vegetais (Abiove, 2016), através de dados da Secretaria de Comércio Exterior, em 2015 o complexo da soja respondeu por 13% das exportações totais do Brasil, com destaque para as exportações da soja em grãos. Segundo a Companhia Nacional de Abastecimento (Conab) (Acompanhamento..., 2016), a safra 2014–2015 atingiu o volume de 207,6 milhões de toneladas, das quais a soja em grão foi responsável por 96,2 milhões de toneladas. Tais resultados fazem dessa commodity um dos principais produtos de exportação do setor agrícola brasileiro, o que colabora positivamente para a balança comercial do País.

Segundo Hirakuri & Lazzarotto (2014), dados do Departamento de Agricultura dos Estados Unidos apontam Estados Unidos, Brasil, Argentina, China e Índia como os principais

produtores mundiais de soja (Figura 1). Estudos daquele departamento sobre a safra 2015–2016 revelam que a produção mundial totalizou 312 milhões de toneladas nesse período – os Estados Unidos produziram 106,9 milhões; Brasil, 96,5 milhões; e Argentina, 56,5 milhões (juntos, esses países foram responsáveis por 83,3% da produção global). Com relação ao Brasil, vale ressaltar, conforme dados da Conab (Acompanhamento..., 2016), que o Centro-Oeste e o Sul se destacam como os principais produtores de soja. Juntas, essas regiões acomodam 82,7% da produção nacional. Mato Grosso e Paraná são os maiores destaques.

A soja possui alto teor de proteína e é usada tanto para a alimentação de animais quanto para a de humanos, o que a coloca como um dos grãos mais consumidos e produzidos globalmente. Dados do World Integrated Trade Solution (WITS, 2016) apontam Estados Unidos, Brasil, Argentina, Canadá e Paraguai como os cinco maiores fornecedores mundiais dessa leguminosa. Juntos, esses países obtiveram 95% da receita total proveniente da exportação de soja em 2016. A China, por ser o país mais populoso do mundo, destaca-se como o principal importador da commodity (Machado, 2016).

Segundo Oliveira (2014), quase metade da produção da soja em grão brasileira é destinada à exportação. Conforme dados do WITS (2016), em 2016 os principais destinos das exportações brasileiras de soja em grão foram China, Tailândia, Espanha e Holanda (Figura 2).

Existe forte disputa entre Brasil e Estados Unidos pela liderança no mercado mundial da soja em grão. Nas últimas décadas, suas produ-

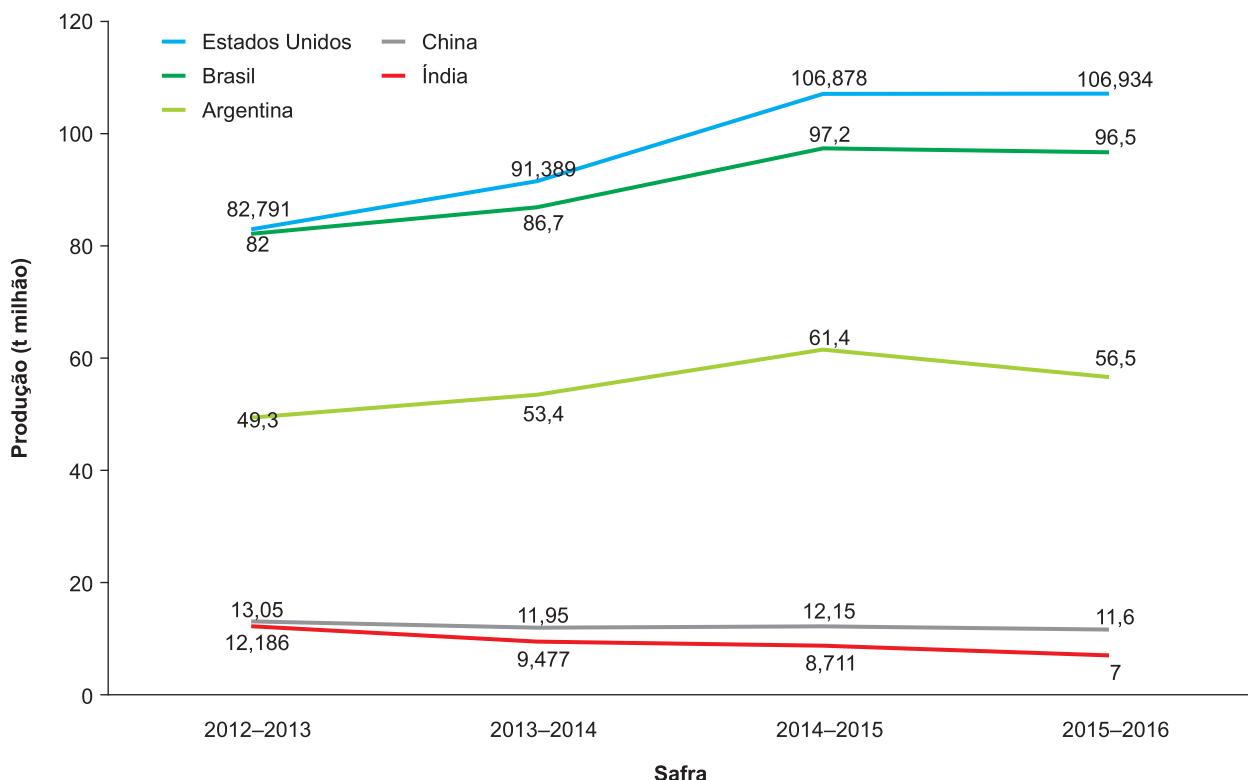


Figura 1. Principais produtores mundiais de soja (safras 2012–2013 a 2015–2016), em milhões de toneladas.

Fonte: Hirakuri & Lazzarotto (2014) e Usda (2016).

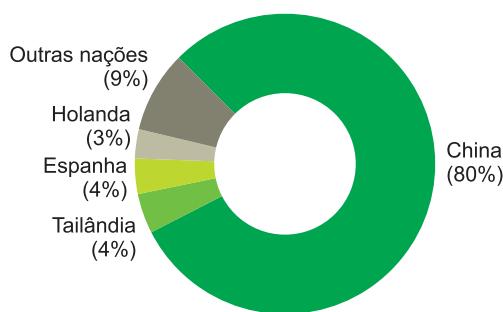


Figura 2. Porcentagem da receita total obtida com as exportações brasileiras de soja em grão em 2016.

Fonte: WITS (2016).

ções e produtividades cresceram, o que também possibilitou maior competitividade e participação no comércio mundial. Segundo Pontes et al. (2009), em relação a outros produtores mundiais o Brasil possui vantagens comparativas na produção de soja, mas enfrenta grave problema de escoamento, o que afeta negativamente o custo

logístico de distribuição do produto. Para Pontes et al. (2009), a infraestrutura logística brasileira é pouco desenvolvida, e os avanços realizados pelo governo federal foram direcionados para a acomodação do mercado interno. De acordo com Hijjar (2004), as ferrovias e hidrovias são os modais mais eficientes para o escoamento da produção de soja, mas o principal meio utilizado no Brasil é o rodoviário. Para Gomes (2006), as rodovias brasileiras não possuem segurança, e a falta de investimento e o desenvolvimento diferenciado entre regiões são obstáculos logísticos e econômicos para o País.

Apesar dos obstáculos logísticos, espera-se que a produção brasileira de soja cresça nos próximos anos. De acordo com estudo do Ministério da Agricultura Pecuária e Abastecimento (Brasil, 2016), em que foram feitas projeções para a safra brasileira de soja em grão para o período 2024–2025, a previsão é que a área plantada de soja chegue a 43,2 milhões de hectares, com alta

considerável da produtividade, e a produção alcance o patamar de 129,2 milhões de toneladas.

Diante da grande relevância da produção brasileira da soja em grão e do crescente aumento das exportações nacionais do produto, surge o questionamento: que fatores têm colaborado para que o Brasil apresente posição de destaque no comércio mundial desta commodity, já que o País exibe graves problemas de infraestrutura, que elevam os custos com a logística de escoamento do produto?

Com base no modelo Constant Market Share (CMS), os principais condicionantes que podem responder a esse questionamento são: efeito competitividade, efeito destino das exportações e efeito crescimento do comércio mundial. No caso do Brasil, espera-se que grande parte do aumento contínuo das exportações de soja em grão seja decorrente do aquecimento no comércio mundial do produto e que o efeito competitividade também apresente resultados positivos, já que o País tem investido em tecnologia, além de espaço para crescimento da produção via expansão da área de cultivo (Santos, 2013). Oliveira (2014) destaca que em 2000 o Brasil foi responsável por 24,13% do comércio mundial da soja em grão, patamar que saltou para 36,24% em 2011, revelando acréscimo superior ao das exportações mundiais do produto.

O objetivo geral deste estudo foi investigar os determinantes das exportações brasileiras de soja em grão no período 1997–2016⁴. Especificamente, o indicador de desempenho comercial CMS foi calculado para verificar qual o principal condicionante do crescimento da participação brasileira no comércio mundial. Além disso, o índice de vantagem comparativa revelada (IVCR), o indicador de posição relativa (POS) e o índice da taxa de cobertura (TC) das exportações brasileiras de soja em grão foram estimados para detectar o desempenho das exportações brasileiras em relação aos concorrentes.

Referencial teórico

Abordagens do comércio internacional

Entre os séculos 15 e 18, vigorou na Europa um conjunto de teorias e práticas de intervenção econômica conhecido como mercantilismo. Essa doutrina econômica praticada pelos estados nacionais europeus tinha como principal objetivo o fortalecimento e o enriquecimento dos países. Para isso, o acúmulo de metais preciosos, em especial prata e ouro, era fundamental. O entesouramento desses metais estava diretamente ligado à riqueza do Estado, que também buscava obter uma balança comercial favorável por meio do incentivo às exportações, via subsídio, e da diminuição das importações através de restrições – assim, o Estado exercia papel fundamental no comércio (Smith, 1996).

De acordo com Guimarães (2005), em meados do século 18 David Hume buscou refutar a manutenção de uma balança comercial positiva, que era uma das teses fundamentais do mercantilismo. Hume acreditava em uma relação inversamente proporcional entre o poder de compra da moeda e a sua quantidade. Para ele, a entrada de metais preciosos em uma economia eleva a oferta de moeda e ocasiona o aumento dos preços das exportações do país, o que promove sua queda e, consequentemente, o excedente na balança comercial.

Para Carvalho (2014), Adam Smith em *A riqueza das nações* buscou evidenciar a existência de benefícios para ambos os países que efetuassem trocas comerciais. Ele rebateu a ideia mercantilista que acreditava no benefício para apenas um dos países envolvidos no intercâmbio comercial.

Conforme Salvatore (2007), A Teoria das Vantagens Absolutas, criada por Adam Smith, expunha ideias liberais e incentivava o comércio entre os países. Essa teoria criticava a interven-

⁴ A escolha do período levou em consideração a disponibilidade de dados relativos ao comércio internacional da soja em grão.

ção dos Estados na economia e acreditava na autorregulação do comércio, ou seja, admitia-se a existência de uma “mão invisível” que levava a um equilíbrio comercial. O Estado deveria intervir o mínimo possível, atuando somente no combate ao monopólio e na provisão de bens essenciais para a população. Smith entendia que cada país deveria se especializar na produção do bem de maior eficiência, isto é, cada país produziria somente os bens que gerassem o menor custo de produção, e essa especialização resultaria em uma elevação da quantidade disponível para o consumo, culminando em ganhos de comércio. Portanto, para ele, o menor custo estava exclusivamente relacionado a um único aspecto de produção, a produtividade.

A teoria de Adam Smith foi alvo de críticas, entre elas a de não explicar o comércio entre dois países quando um deles for mais eficiente na produção de todos os bens, fato possível especialmente na relação entre países ricos e pobres (Carvalho & Silva, 2007).

Com a criação da Teoria das Vantagens Comparativas, David Ricardo avançou na discussão dos benefícios do comércio entre países e buscou explicar a crítica destinada à teoria de Adam Smith sobre a vantagem de um país na produção de todos os bens. De acordo com Salvatore (2007), a teoria de Ricardo se baseia na deficiência de um país na produção de determinado produto; com isso, sugere-se a especialização na produção daquele bem em que o fator trabalho seja relativamente mais eficiente e na importação de bens que apresentem menor produtividade relativa do trabalho.

O modelo ricardiano considera a produtividade do trabalho como único determinante do padrão de comércio e, além disso, não considera as economias de escala e não pondera os efeitos do comércio sobre a distribuição de renda. Tais aspectos fazem com que a Teoria das Vantagens Comparativas também seja alvo de críticas. Contudo, sua principal ideia, de especialização nos bens com vantagens comparativas, no sentido do menor custo de oportunidade, foi com-

provada em diversos testes e estudos (Oliveira, 2014).

Novas abordagens deram origem às teorias neoclássicas, entre elas a Teoria da Dotação Relativa de Fatores, também conhecida como Teoria Moderna do Comércio Internacional ou apenas teorema de Hecksher-Ohlin, desenvolvida pelos economistas suecos Eli Filip Hecksher e Bertil Ohlin.

Diferentemente das teorias clássicas, em que se analisava um único fator de produção, a abordagem de Hecksher e Ohlin afirma que os países possuem tecnologias idênticas, mas diferem entre si na disponibilidade dos fatores de produção (Gonçalves, 1997). Nesse sentido, o Teorema de Hecksher-Ohlin preconiza que cada país deve se especializar na produção de bens intensivos no fator de produção abundante em seu território, ou seja, países com farta dotação do fator trabalho se especializariam na produção de bens intensivos em mão de obra, e países com abundância de capital se aprimorariam na produção de bens que necessitam majoritariamente desse fator. Assim, o comércio entre os países decorreria da diferenciação na dotação dos fatores de produção (Cassano, 2002).

Deve-se ressaltar que o Teorema de Hecksher-Ohlin incorpora a visão de equalização dos preços dos fatores, e essa uniformidade dos preços ocorreria através do livre comércio, que afetaria a remuneração dos fatores de produção, elevando a remuneração do fator de produção abundante e reduzindo a remuneração do fator de produção escasso em cada país (Sereia et al., 2008).

Segundo Krugman & Obstfeld (2008), a proposição da equalização dos preços dos fatores de produção propagada pelo Teorema de Hecksher-Ohlin apresenta pressupostos questionáveis. Os autores argumentam que pontos levantados pelos formuladores do teorema podem ser diferentes da realidade por eles estabelecida, já que certos países podem possuir tecnologias de produção distintas, além da possibilidade de existência de barreiras naturais ou impostas ao

comércio, o que impediria a equalização plena dos preços dos fatores de produção.

De acordo com Corazza (2006), Raul Prebisch expôs uma visão diferente da sustentada pelas teorias clássicas e neoclássicas. Ele acreditava que a diferença entre o centro (países desenvolvidos) e a periferia (países subdesenvolvidos) tende a ocasionar uma relação desigual entre os países, aumentando as distorções e a assimetria. A proposição central da visão de Prebish está na distribuição heterogênea dos incrementos de produtividade provenientes do progresso técnico. Segundo ele, a estrutura econômica da periferia não permite a esta apoderar-se, por intermédio do comércio, dos ganhos de produtividade gerados no centro (Corazza, 2006).

O Teorema de Stolper-Samuelson buscou verificar os efeitos da imposição de tarifas comerciais sobre a distribuição de renda em uma economia. De acordo com Sereia et al. (2012), esse teorema considera que a imposição de tarifas sobre a importação de determinado bem produz o aumento da remuneração do fator utilizado intensivamente na produção desse bem protegido, além de constatar que os preços dos fatores estão diretamente ligados ao preço das mercadorias produzidas pelos países.

Entre outros teoremas, vale mencionar o de Rybczynski, que preconiza que o aumento da dotação de um fator de produção resulta no crescimento da produção do bem que usa esse fator de forma intensiva (Bueno, 2013).

Na sequência de evolução das abordagens sobre o comércio internacional, o impacto da tecnologia tem sido alvo de estudos que propiciaram a criação de modelos de “defasagens tecnológicas”. Segundo Gonçalves (1997), essas modelagens afirmam que a inovação tecnológica é capaz de impactar o comércio internacional do país criando vantagens comparativas. A obtenção de tecnologia específica por determinado país permitiria acesso a novos mercados, além de afetar concorrentes externos, pressionando-os a buscar inovação.

Abordagens recentes relacionadas ao comércio internacional salientam a complexidade e grandiosidade dos aspectos que envolvem o intercâmbio de bens e serviços entre os países, pois diversos fatores passaram a exercer importância nas transações entre nações: contratos; barreiras comerciais e não tarifárias; economias de escala; elevação das exigências de qualidade dos produtos; e concorrência imperfeita. Nesse sentido, fica evidente que o ganho de competitividade para a ampliação do mercado de atuação tem enfrentado diversos obstáculos e obrigações (Martins et al., 2010).

Aspectos teóricos sobre o termo competitividade

Diante da globalização e intensa concorrência entre os países na busca por acesso a capitais e mercados, torna-se fundamental para empresas, setores econômicos e nações a necessidade de se tornarem mais atrativos e competitivos. A busca pela redução de custos e racionalização do trabalho pode ser insuficiente para alcançar tais metas, tornando-se necessárias reformulações estratégicas profundas e mais robustas. Além disso, condições externas favoráveis para a inserção de determinado país na economia global podem não ser suficientes para elevá-lo ao patamar de nação competitiva, sendo necessário também o desenvolvimento de aspectos internos – estabilidade econômica, política e social e níveis avançados de infraestrutura (Fischer, 1998).

Segundo Carvalho et al. (2012), o ganho de competitividade está cada vez mais complexo e dependente de diversos aspectos. Lastres & Cassiolato (1995) também destacam a existência de diversos fatores internos e externos que exercem efeito sobre o nível de competitividade das empresas, setores ou nações. Conforme os autores, os fatores internos podem ser: estoques de recursos armazenados pela empresa; capacidade inovadora e produtiva; qualidade e produtividade dos recursos humanos; possibilidade de atração de recursos; conhecimento do mercado; entre outros. Alguns dos fatores externos, que

são aqueles não regulados pelas empresas, são: oferta de crédito e taxas de juros; taxa de câmbio; nível de investimento da economia; políticas de desenvolvimento econômico e industrial; proteção ao consumidor e preservação ambiental; qualidade e custo da energia; e qualificação da mão de obra.

De acordo com Sereia et al. (2012), os preços relativos dos insumos de produção exercem impacto direto nas transações de bens comercializados mundialmente. Cada nação possui medidas distintas de dotação de fatores, tecnologia, economia de escala e padrão de consumo, o que evidencia a exclusividade de eficiência de cada economia na determinação de sua competitividade.

Para Carbaugh (2004), a competitividade de uma empresa é atingida quando esta é capaz de colocar seu produto no mercado por um baixo preço, além de produzir esse produto com alta qualidade.

Haguenauer (1989) trata a competitividade como um fenômeno diretamente relacionado às características de desempenho ou de eficiência técnica e alocativa de firmas/países. O conceito de desempenho é mais amplo, relacionando de forma direta a competitividade ao volume das exportações. Para a autora, indústrias competitivas (com forte desempenho) são aquelas capazes de elevar a oferta de seus produtos e acessar uma maior parcela do mercado internacional – esse conceito possibilita uma fácil elaboração de indicadores. O conceito de eficiência trata da capacidade de cada empresa/país de converter insumos em produtos com o máximo de rendimento, isto é, são comparadas as competências de cada firma/país na produção de determinados produtos, identifica-se a igualdade ou superioridade de cada firma/país em sua produção. Preço e qualidade também podem ser utilizados para conceituar competitividade; nesse contexto, setores seriam considerados competitivos quando mantivessem os preços de seus produtos abaixo dos preços praticados no comércio internacional.

Para Kupfer (1992), a competitividade através do desempenho é definida pela demanda do mercado, uma vez que ela é quem sentencia quais produtos serão obtidos, podendo, assim, definir a posição competitiva das empresas. O autor também menciona que para os defensores da visão de competitividade por desempenho, a competitividade é um fenômeno *ex-post*, proveniente da união de diversos fatores, relacionados ao preço ou não. Os fatores não relacionados ao preço são parcial ou totalmente subjetivos e incluem qualidade dos produtos e capacidade de diferenciação da mercadoria, além da habilidade de servir o mercado. A visão de competitividade pela eficiência, para o autor, é definida pelo produtor, pois é ele quem decide que técnicas serão utilizadas mediante suas restrições financeiras, tecnológicas ou físicas. Ainda segundo Kupfer (1992), para os adeptos do conceito de eficiência, a competitividade é um fenômeno *ex-ante*, ou seja, medidas previamente formuladas ou estabelecidas pelas empresas são relevantes para determinar sua competitividade, por exemplo, o controle de técnicas mais produtivas, que possibilita que certa empresa se destaque no comércio.

Para Porter (2004), a elevação do nível de produtividade está diretamente ligada à maior competitividade. Uma diferenciação no mercado, para o autor, seria uma boa estratégia para a organização se tornar mais competitiva.

Diante das abordagens teóricas apresentadas, verifica-se que o comércio internacional e o ganho de competitividade são aspectos fundamentais para a economia de qualquer país, pois podem proporcionar condições favoráveis ao crescimento econômico da nação e aumentar a eficiência na alocação de seus recursos escassos.

Metodologia

Modelo Constant Market Share

Segundo Carvalho (1995) e Bittencourt et al. (2012), o modelo CMS tem por objetivo avaliar a participação de um país ou região no fluxo

mundial ou regional de comércio. O modelo é capaz de desagregar as tendências de crescimento das exportações ou importações de acordo com seus determinantes e permite analisar os fatores que colaboraram para o desempenho das exportações, ou importações, de um país ou bloco econômico em determinado período.

A hipótese básica do CMS⁵ é a de que ao longo do tempo cada país ou bloco manterá constante sua parcela no comércio mundial de certo produto homogêneo se suas vendas externas aumentarem na mesma rapidez e sentido que as exportações mundiais desse produto. Dessa maneira, a diferença entre o crescimento esperado das exportações e o crescimento efetivo é explicada pela competitividade, estando tal diferença implícita no modelo, e a competitividade associada às variações nos preços relativos (Leamer & Stern, 1970).

Além disso, com a consideração de diferentes mercados de destino (importadores) na análise, a variação da quantidade exportada por um país tem relação não apenas com a evolução da competitividade, mas também com o desempenho do comércio mundial e da própria dinâmica dos principais países importadores. Assim, o CMS permite avaliar também situações em que, mesmo não existindo modificações na competitividade relativa, podem ocorrer mudanças no comportamento das exportações, já que estas podem variar conforme a performance do comércio mundial ou estarem concentradas em mercados de destino mais (menos) dinâmicos e com demanda crescente (decrescente) (Leamer & Stern, 1970).

Conforme Leamer & Stern (1970) e Richardson (1971), essa técnica permite decompor o crescimento das exportações [$\sum_n(V_n^1 - V_n^0)$] em três componentes e avaliar a contribuição de cada um desses fatores para explicar o crescimento das exportações:

$$\begin{aligned} [\sum_n(V_n^1 - V_n^0)] &= \sum_n r V_n^0 + \sum_n (r_n - r) V_n^0 + \\ &+ \sum_n (V_n^1 - V_n^0 - r_n V_n^0) \end{aligned} \quad (1)$$

V_n^1 = valor das exportações de certo produto do país em foco para o mercado n no período 1.

V_n^0 = valor das exportações de certo produto do país em foco para o mercado n no período 0.

$(V_n^1 - V_n^0)$ = crescimento efetivo do valor das exportações de certo produto do país em foco para o mercado n .

$r = [(x_m^1/x_m^0) - 1]$ = porcentagem de crescimento do valor das exportações mundiais de certo produto entre os períodos 1 e 0.

$r_n = [(x_{mn}^1/x_{mn}^0) - 1]$ = porcentagem de crescimento do valor das exportações mundiais de certo produto para o mercado n entre os períodos 1 e 0.

x_{mn}^0 = valor das exportações mundiais de certo produto para o mercado n , no período 0, excluídas as exportações do país em foco.

x_{mn}^1 = valor das exportações mundiais de certo produto para o mercado n , no período 1, excluídas as exportações do país em foco.

x_m^0 = valor das exportações mundiais de certo produto no período 0.

x_m^1 = valor das exportações mundiais de certo produto no período 1.

A equação 1 pode ser desagregada em três componentes:

$$\begin{aligned} [\sum_n(V_n^1 - V_n^0)] &= \sum_n r V_n^0 + \sum_n (r_n - r) V_n^0 + \\ &\quad (a) \qquad \qquad \qquad (b) \\ &+ \sum_n (V_n^1 - V_n^0 - r_n V_n^0) \end{aligned} \quad (2)$$

(c)

⁵ Essa modelagem foi inicialmente elaborada por Tyszynski (1951). Posteriormente, os trabalhos de Leamer & Stern (1970) e Richardson (1971) contribuíram para o aprimoramento dos resultados, que, desde então, vêm sendo bastante utilizados em estudos sobre comércio internacional.

- a) Efeito do crescimento do comércio mundial $[\sum r_n V_n^0]$: representa o crescimento percentual que seria observado caso as exportações do país em foco crescessem à mesma taxa de crescimento do comércio mundial. Esse efeito indica a expansão geral do comércio (tamanho do mercado); portanto, é um fator exógeno ao país exportador em foco.
- b) Efeito destino das exportações $[\sum(r_n - r)V_n^0]$: representa os ganhos (perdas), em termos da porcentagem de crescimento, em razão das exportações serem direcionadas a países que apresentaram importações a taxas superiores (inferiores) à média do mercado mundial do produto em estudo, ou seja, o efeito destino refere-se ao aquecimento (desaquecimento) dos mercados de destino, sendo, também, um fator externo ao país exportador em análise. Esse efeito apresentará resultados melhores se as exportações estiverem concentradas em mercados que experimentaram maior dinamismo nas importações no período analisado. Os resultados serão piores se as exportações se concentraram em regiões estagnadas.
- c) Efeito competitividade $[\sum(V_n^1 - V_n^0 - r_n V_n^0)]$: representa, em termos de porcentagem de crescimento, os ganhos (perdas) em participação no mercado mundial do produto, em razão da competitividade da mercadoria exportada pelo país em foco. Além dos preços relativos, essa competitividade pode ser impactada por questões relacionadas a mudanças na produtividade e qualidade do produto, progresso tecnológico do setor, marketing, infraestrutura de transporte, carga fiscal, mecanismos de financiamento e crédito, taxa de câmbio e custo da mão de obra, entre outros. Dada sua determinação por fatores internos ao país exportador em análise, o efeito competitividade é caracteri-

zado como endógeno. Portanto, se o país em questão deixar de manter sua parcela no mercado mundial do produto, o resultado percentual do termo competitividade diminuirá, indicando que o preço praticado por esse país foi proporcionalmente maior que o de seus concorrentes e vice-versa.

Para que seja feita uma análise comparativa entre pontos discretos no tempo, essa metodologia necessita que subperíodos sejam definidos, o que ajuda na identificação das influências externas e alterações internas direcionadas para o setor exportador em avaliação. Assim, optou-se por dividir o intervalo de análise, de 1997 a 2016, em cinco períodos: I) 1997 a 2000; II) 2001 a 2004; III) 2005 a 2008; IV) 2009 a 2012; e V) 2013 a 2016. O cálculo do modelo usou as médias das exportações brasileiras e mundiais de soja em grão nos períodos mencionados. Em seguida, foram feitas análises do segundo período em relação ao primeiro, do terceiro período em relação ao segundo, do quarto em relação ao terceiro e do quinto em relação ao quarto.

Análises baseadas no CMS permitem averiguar a contribuição percentual de cada efeito para explicar o crescimento ou queda das exportações entre os períodos definidos. Desse modo, os resultados podem indicar opções de atuação e sinalizar caminhos de distribuição das exportações de modo a perseguir um *market share* de maior dinamismo. Mesmo a modelagem tendo um caráter retrospectivo, existe a possibilidade de se fazer inferência sobre a direção das exportações para mercados mais dinâmicos, sob a pressuposição de continuidade das tendências observadas.

Índice de posição relativa (POS)

Segundo Lafay et al. (1999), o cálculo do saldo comercial de uma nação para um determinado produto possibilita a criação do POS, que é capaz de indicar a posição de certo país no mercado internacional do bem analisado:

$$POS_{ij}^t = 100 \times [(x_{ij}^t - m_{ij}^t)/w_i^t] \quad (3)$$

POS_{ij}^t = posição do país j no mercado mundial do produto i no tempo t .

x_{ij}^t = exportações do produto i pelo país j no tempo t .

m_{ij}^t = importações do produto i pelo país j no tempo t .

w_i^t = valor total das exportações mais as importações mundiais do produto i no tempo t .

Para a análise dos resultados, países que obtêm índices superiores a zero são países com saldos relativos superavitários, ou seja, exportadores líquidos; os deficitários apresentam índices negativos, demonstrando ser importadores líquidos do produto. Quanto mais alto seu valor, maior a intensidade de participação do país no comércio internacional do produto, como exportador ou importador.

Índice de vantagem comparativa revelada (IVCR)

O IVCR de Lafay et al. (1999) possibilita a avaliação do desempenho competitivo entre produtos em um determinado espaço econômico, seja qual for o saldo global que afete o conjunto de bens e serviços, permitindo que se aprofunde a análise sob a perspectiva de tendência à especialização de um país, dissociando-a da conjuntura macroeconômica.

Para a formulação desse índice, primeiramente, deve-se calcular o saldo comercial em relação ao Produto Interno Bruto (PIB):

$$y_{ij} = 1.000 \times (x_{ij} - m_{ij})/y_j \quad (4)$$

y_{ij} = exportações do produto i pelo país j .

m_{ij} = importações do produto i pelo país j .

y_j = PIB do país j .

O passo seguinte busca verificar a colaboração do produto i ao saldo em relação ao PIB:

$$VCR = F_{ij} = y_{ij} - g_{ij} \times y \quad (5)$$

$$g_{ij} = (x_{ij} + m_{ij})/(x_j + m_j) \quad (6)$$

e

$$y = 1.000 \times (x_j - m_j)/y_j \quad (7)$$

x_j = exportações totais do país j

m_j = importações totais do país j .

É necessário, entretanto, corrigir o VCR pelo fator de eliminação da influência das mudanças de vantagens comparativas não específicas do país ou região analisada, mas que são provenientes da própria evolução da participação do bem no mercado mundial. Esse fator de ponderação toma como base de referência determinado ano r , e por meio dele é possível corrigir cada um dos fluxos X e M para os diversos tempos t :

$$e_i^t = (w_i^r/w^r)/(w_i^t/w^t) \quad (8)$$

w_i^r = exportações mais importações mundiais do produto i , no ano de referência r ; w^r = exportações mais importações mundiais totais no ano de referência r ; w_i^t = exportações mais importações mundiais do produto i , no ano t ; e w^t = exportações mais importações mundiais totais no ano t .

Calcula-se o IVCR em relação aos pesos mundiais do ano de referência r por

$$IVCR = F'_{ij} = F_{ij} \times e_i^t \quad (9)$$

Se o IVCR de Lafay possui sinal positivo, então o país estudado possui vantagem comparativa na produção e comércio de determinado produto; se negativo, então o país não possui esta vantagem comparativa.

Índice da taxa de cobertura (TC)

A TC, usada para relacionar as exportações e importações de determinado bem, contribui com informações para o estudo do desempenho competitivo. A TC de determinado produto é obtida pelo quociente entre suas exportações e importações. Pode-se obter essa taxa também para um grupo de produtos de um país ou região:

$$TC_{ij} = X_{ij}/M_{ij} \quad (10)$$

X_{ij} = exportações do produto i do país ou região j e M_{ij} = importações do produto i do país ou região j .

Esse índice possibilita identificar o quanto as exportações são superiores ou inferiores às importações de um produto. Quando num país ou região $TC_{ij} > 1$, então as exportações do produto i são superiores às importações, demonstrando existir vantagem comparativa em termos de cobertura das importações. Os produtos que ao mesmo tempo apresentarem IVCR positivo e TC maior que a unidade revelam-se como produtos importantes no comércio internacional. Acontecendo o oposto, isto é, produtos que obtiverem simultaneamente desvantagens comparativas reveladas e taxa de cobertura inferior à unidade são tidos como pontos fracos de uma economia. Comparando-se os pontos importantes de um país com os fracos dos parceiros comerciais, identificam-se os produtos com maior potencial em termos de comércio (Hidalgo, 2000).

Fonte de dados

Foram consultadas as seguintes fontes: World Integrated Trade Solution (WITS, 2016) e o World Bank Open Data (World Bank, 2018). Desta última, foram extraídas, em dólares norte-americanos (US\$), as séries anuais do PIB argentino, brasileiro e norte-americano. Da outra, foram coletadas as séries anuais de exportação e importação, em US\$, da Argentina, do Brasil, dos Estados Unidos e mundiais totais de soja em grão, referentes ao período de 1997 a 2016. Essa fonte foi utilizada também para coletar as séries anuais do comércio mundial total e do comércio total de cada país. A classificação do produto (120100 - Soja em grãos, mesmo triturados) ocorreu por meio do Sistema Harmonizado (SH).

Resultados e discussão

Modelo CMS

A Tabela 1 mostra que o Brasil, de 1997 a 2000, era responsável por 23% das exportações mundiais de soja em grão. De 2001 a 2004, a participação subiu para 29%.

Os resultados para as fontes de crescimento (Tabela 1) estão em conformidade com os apresentados por Caldarelli et al. (2009) e Coronel et al. (2009). Para esses autores, a estabilidade econômica com o Plano Real e a desvalorização cambial de 1999 contribuíram para aumentar o valor, em divisas, das exportações brasileiras. Portanto, são fatores que podem ter colaborado para elevar a competitividade do País. Souza (2008) menciona que nesse período houve aumento da produtividade via uso intenso de tecnologia no campo.

Com relação ao efeito do comércio mundial, Coronel et al. (2009) mencionam uma elevação significativa das exportações mundiais da soja em grão depois de 2002, além da grande demanda da China, a principal importadora de

Tabela 1. Valor médio das exportações mundiais e brasileiras de soja em grão, em US\$ FOB, e participação do Brasil nas exportações mundiais da commodity em 1997–2000 e 2001–2004.

	Período I (1997–2000)	Período II (2001–2004)
Exportações mundiais (US\$ bilhão)	9,07	13,03
Exportações brasileiras (US\$ bilhão)	2,1	3,86
Market Share (%)	23	29
Fontes de crescimento entre os períodos I e II (%)		
Efeito do comércio mundial		52,22
Efeito destino das exportações		-14,40
Efeito competitividade		62,18

grãos do Brasil. Tais fatores podem explicar a contribuição positiva desse efeito na variação das exportações brasileiras entre os períodos I e II. Outro fato relevante é mencionado por Souza et al. (2007): o Brasil elevou sua produção em 2002 e 2003 por causa da quebra na safra dos Estados Unidos, maior concorrente do Brasil.

O efeito destino das exportações, negativo, de acordo com Coronel et al. (2009) pode indicar que as exportações de soja em grão brasileira, naquele momento, estavam direcionadas para mercados com importações pouco dinâmicas do produto.

A Tabela 2 mostra os resultados para 2005–2008. O *Market-Share* brasileiro continuou crescendo e o País passou a ser responsável por 32% das exportações mundiais médias de soja em grão.

Na comparação com a Tabela 1, houve queda do efeito competitividade, que, contudo, permaneceu positivo. O efeito destino das exportações permaneceu negativo, mas melhorou. Uma possível explicação para essa melhora foi levantada por Dorneles & Caldarelli (2013).

Tabela 2. Valor médio das exportações mundiais e brasileiras de soja em grão, em US\$ FOB, e participação do Brasil nas exportações mundiais da commodity em 2001–2004 e 2005–2008.

	Período II (2001–2004)	Período III (2005–2008)
Exportações mundiais (US\$ bilhão)	13,03	22,44
Exportações brasileiras (US\$ bilhão)	3,86	7,16
<i>Market Share</i> (%)	29	32
Fontes de crescimento entre os períodos II e III (%)		
Efeito do comércio mundial	84,23	
Efeito destino das exportações	-6,63	
Efeito competitividade	22,41	

Segundo os autores, depois de 2002 o Brasil passou a direcionar as exportações de soja em grão para mercados mais dinâmicos.

Com relação à queda do efeito competitividade, Dorneles & Caldarelli (2013) apontam a valorização cambial da moeda brasileira e a queda dos preços internacionais em 2005 como possíveis contribuições para o menor impacto desse efeito sobre o crescimento das exportações nacionais de soja em grão entre os períodos II e III. Além disso, Souza et al. (2007) reforçam essa redução do efeito competitividade ao afirmarem que nesse período os produtores nacionais não receberam subsídios e enfrentaram uma economia com altas taxas de juros, além dos altos custos de frete até os portos.

Fries (2013), em sua análise sobre a competitividade das exportações do agronegócio gaúcho em 2001–2012, traz resultados que corroboram os obtidos neste trabalho. Segundo a autora, nesse período houve expressivo aumento do comércio mundial da soja em grão, e o Rio Grande do Sul acompanhou essa elevação exportando maior volume de soja para a China e a União Europeia, principais importadores da soja brasileira. Souza (2008) também destaca uma maior exportação de soja em grão de Mato Grosso para a China em 2006, ano que pertence ao período III. Vale ressaltar que os estados mencionados são os principais produtores e exportadores de soja em grão do País. Assim, as informações dos trabalhos mencionados contribuem para justificar a melhora nos resultados do efeito comércio mundial e do efeito destino das exportações entre os períodos II e III.

A Tabela 3 mostra o crescimento médio das exportações brasileiras de soja em grão para 2009–2012. Com relação a esse período, houve pequena elevação da participação brasileira, e o País passou a ser responsável por 33% da média das exportações mundiais em 2009–2012.

Freitas (2013) também confirma a maior participação brasileira no mercado mundial da soja em grão. De acordo com o autor, a participação brasileira elevou-se consideravelmente

Tabela 3. Valor médio das exportações mundiais e brasileiras de soja em grão, em US\$ FOB, e participação do Brasil nas exportações mundiais da commodity em 2005–2008 e 2009–2012.

	Período III (2005–2008)	Período IV (2009–2012)
Exportações mundiais (US\$ bilhão)	22,44	42,84
Exportações brasileiras (US\$ bilhão)	7,16	14,01
Market Share (%)	32	33
Fontes de crescimento entre os períodos III e IV (%)		
Efeito do comércio mundial	95,16	
Efeito destino das exportações	-2,27	
Efeito competitividade	7,11	

em 1995–2010, período de queda do *Market share* dos Estados Unidos.

O período de 2009 a 2012 foi marcado por uma crise econômica internacional que afetou o comércio de vários países, inclusive o Brasil, mas os resultados apontam para uma melhora do efeito do comércio mundial nesse período para a soja em grãos. Garcia (2012) menciona alguns acontecimentos que podem ter contribuído para que o País ocupasse maior espaço no mercado externo nesse período: os Estados Unidos passaram por um ajuste de estoque em 2011, e a Argentina colheu uma safra menor do que a esperada. Tais eventualidades somadas ao contínuo aumento da demanda chinesa por grãos de soja, como parte de sua estratégia de desenvolvimento econômico e social, podem ter colaborado para a melhora dos resultados dos efeitos comércio mundial e destino das exportações entre os períodos III e IV.

Na comparação com os resultados das Tabelas 2 e 3, houve queda do efeito competitividade: de 22,41% para 7,11%. Segundo Garcia (2010), o recuo do crédito para o financiamento

e a adoção de medidas protecionistas por alguns países diante da crise econômica internacional exerceram efeito sobre a competitividade brasileira. A sobrevalorização da moeda brasileira de 2008 a 2011 também pode ter afetado a competitividade do País (Fries, 2013).

A Tabela 4 mostra, mais uma vez, para as exportações brasileiras de soja em grão, alta no *Market Share*, de 33% para 39%. Com isso, fica evidente que durante todos os períodos analisados o Brasil exibiu contínuo aumento na média das exportações dessa commodity.

Tabela 4. Valor médio das exportações mundiais e brasileiras de soja em grão, em US\$ FOB, e participação do Brasil nas exportações mundiais da commodity em 2009–2012 e 2013–2016.

	Período IV (2009–2012)	Período V (2013–2016)
Exportações mundiais (US\$ bilhão)	42,84	54,75
Exportações brasileiras (US\$ bilhão)	14,01	21,6
Market Share (%)	33	39
Fontes de crescimento entre os períodos IV e V (%)		
Efeito do comércio mundial	51,33	
Efeito destino das exportações	-23,65	
Efeito competitividade	73,32	

Na comparação com a Tabela 3, a Tabela 4 mostra que o efeito competitividade cresceu consideravelmente. Esse efeito reflete um conjunto de fatores que, dadas as limitações do modelo, fogem do propósito deste trabalho. Contudo, é possível fazer algumas deduções com base em variáveis que podem ter exercido influência, entre elas os investimentos brasileiros em infraestrutura nos últimos anos – acredita-se que eles tenham colaborado para a melhora da competitividade das exportações nacionais de soja em grão.

Segundo Almeida et al. (2013), predomina o transporte rodoviário para o escoamento da soja brasileira. Aliado a esse fato, Campos Neto (2014) apresenta dados que evidenciam um maior investimento na infraestrutura do País a partir de 2012, especialmente pelo Banco Nacional do Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES). Esse autor ressalta também que a soma dos valores investidos pelo BNDES em infraestrutura em 2012 e 2013 alcançou R\$ 115,07 bilhões, sendo, desse total, R\$ 36,77 bilhões investidos no setor de transporte rodoviário. Ainda segundo Campos Neto (2014), em 2013 o banco desembolsou cerca de R\$ 13,33 bilhões para concessionárias de transporte, sendo R\$ 6,16 bilhões para aquelas ligadas ao transporte rodoviário.

A intensificação das relações comerciais entre Brasil e China é mencionada por Almeida et al. (2013) como importante fator para a melhora do efeito competitivo do Brasil. Os autores mencionam a assinatura de um termo de cooperação entre a China e a Embrapa em 2011, para o aprofundamento das pesquisas científicas sobre os sistemas de controles sanitários e fitosanitários, no intuito de padronizar os produtos brasileiros de acordo com a regulamentação dos mercados da região, com ênfase no acesso aos bancos de recursos genéticos que visam atingir maior produtividade e melhorias tecnológicas no plantio e colheita da soja.

Com base nas séries de dados coletados para a elaboração desta pesquisa, verifica-se uma menor demanda chinesa da soja em grão do Brasil a partir de 2014. Essa queda pode ter colaborado para a diminuição dos efeitos comércio mundial e destino das exportações nos últimos períodos em comparação com os resultados da Tabela 3.

Observa-se assim forte dependência do Brasil em relação à demanda chinesa por soja em grão, pois, conforme dados do WITS (2016), a China foi responsável em 2016 por cerca de 80% da receita total obtida pelo Brasil na exportação dessa commodity.

Freitas (2013) analisou os principais mercados consumidores das exportações de soja brasileira de 1995 a 2010. O autor já havia verificado elevado grau de concentração das exportações para a China – em 2010, a China foi responsável por mais de 60% do valor exportado. Os resultados mostram que oscilações na demanda chinesa impactam fortemente os efeitos do comércio mundial e do destino das exportações da soja em grão do País. Esses efeitos manifestaram forte correlação em todos os períodos.

Indicadores de desempenho

A análise comparativa do desempenho no mercado internacional de soja em grão foi feita entre os principais exportadores: Argentina, Brasil e Estados Unidos. A Tabela 5 mostra a evolução do POS dos países mais influentes no mercado mundial de soja em grão. Em todos os anos analisados, Brasil e Estados Unidos apresentaram participação superavitária no comércio internacional da soja em grão. A Argentina revelou resultado negativo em 1997, o que indica que a participação do país foi deficitária no mercado internacional da soja em grão, isto é, mostrou-se como importador líquido da commodity em 1997.

A partir de 1998, a Argentina exibiu índices positivos, mas constata-se baixa variação entre os anos. De 1998 a 2016, os valores do POS ficaram próximos – o maior valor foi em 2005, 5,61. Apesar de ser o terceiro maior fornecedor e exportador de soja em grão do mundo, a Argentina está bem abaixo de seus principais concorrentes (Brasil e Estados Unidos). Dados extraídos para a elaboração deste trabalho mostram que em 2016 as receitas obtidas por Brasil e Estados Unidos com a exportação da soja em grãos foram, respectivamente, de US\$ 19,3 bilhões e US\$ 22,3 bilhões, enquanto a da Argentina no mesmo ano foi de US\$ 3,2 bilhões.

Os Estados Unidos exibiram durante quase todo o período os maiores índices em relação a seus concorrentes, com exceção de 2013 e 2014, quando o Brasil obteve valor superior. Contudo, verifica-se redução gradual dos valores do POS

Tabela 5. Índice de Posição Relativa (POS) no mercado exportador mundial de soja em grão em 1997–2016.

Ano	Brasil	Estados Unidos	Argentina
1997	9,72	34,86	-0,33
1998	11,81	27,34	2,98
1999	9,68	29,02	2,92
2000	9,22	23,56	3,29
2001	10,11	21,1	4,63
2002	10,71	21,38	4,02
2003	10,98	21,4	4,78
2004	13,56	16,86	4,05
2005	13,85	16,3	5,61
2006	15,24	18,48	4,37
2007	12,45	18,47	5,19
2008	12,67	17,81	3,76
2009	15,36	21,93	1,84
2010	12,29	20,58	5,57
2011	15,79	16,82	5,08
2012	14,64	20,96	2,73
2013	18,08	16,61	3,26
2014	17,53	17,29	2,87
2015	18,51	16,31	3,78
2016	17,26	20,18	2,61

dos EUA. O Brasil, por sua vez, exibiu tendência de aumento dos valores, culminando com a aproximação dos valores do índice entre os dois países. Isto é, grande parte da elevação do grau de participação superavitário do Brasil no comércio internacional da soja em grão ocorreu como reflexo da redução do nível superavitário dos EUA.

Segundo Pereira & Nascimento (2017), o Brasil obteve nos últimos anos ganhos de produtividade, e esses ganhos decorreram de investimentos em agroquímicos, pesquisas de novas variedades genéticas, técnicas de rotação de culturas e manejo do solo. É importante ressaltar que os autores trazem essas informações com base nos trabalhos da Associação Brasileira do Agronegócio e do Instituto de Estudos do Agronegócio.

Diferentemente do Brasil, os Estados Unidos e a Argentina possuem limites de área para o cultivo da soja. Conforme Souza (2008), isso consiste em uma vantagem competitiva para o Brasil. Esse fato também é mencionado por Muñoz & Leavy (2006), para quem o Brasil é o único país entre os maiores produtores de soja que possui potencial para expandir sua área de colheita.

A Tabela 6 mostra os valores do índice da TC dos três principais exportadores da soja em grão. Brasil e Estados Unidos exibiram valores superiores à unidade em todo o período analisado, o que indica que as exportações de soja em grão dos dois países são maiores que as importações.

Os resultados do índice da TC expuseram uma semelhança com os do POS, já que em ambos há tendência de aumento nos valores do Brasil e de queda nos valores dos EUA com o passar dos anos. Com base nas séries de dados coletados para a elaboração dessa pesquisa, constata-se que os Estados Unidos, a partir de 2007, elevaram consideravelmente suas importações de soja em grão, e esse aumento foi constante até 2014. Isso pode explicar a queda dos valores dos índices.

Ainda com base nos dados coletados para o desenvolvimento do presente estudo, o Brasil exibiu tendência de aumento das exportações e baixa oscilação anual das importações se comparada às alterações para os Estados Unidos. Esse fato pode explicar o aumento dos valores da TC obtidos pelo Brasil.

Em 1997, a TC da Argentina ficou abaixo da unidade, e isso significa que suas importações de soja em grão superaram as exportações naquele ano – de 2010 a 2015, os valores para o país tornaram-se consideravelmente elevados. Segundo Salama (2012), a Argentina nesse período experimentou uma taxa de câmbio depreciada, o governo do país adotou uma política de taxas de câmbio múltiplas para mantê-lo depreciado, e essa medida tornou mais difícil as importações e facilitou as exportações. O fim do controle cambial no país ocorreu em dezembro

Tabela 6. Índice da Taxa de Cobertura (TC) dos principais exportadores mundiais de soja em grão em 1997–2016.

Ano	Brasil	Estados Unidos	Argentina
1997	6,24	81,63	0,67
1998	23,35	85,04	5,23
1999	18,98	139,89	9,37
2000	16,48	156,54	17,28
2001	19,81	174,11	21,22
2002	17,35	188,85	24,45
2003	18,55	157,04	26,02
2004	73,97	108,64	11,71
2005	77,74	87,06	14,68
2006	580,57	107,87	11,4
2007	227,46	95,5	5,31
2008	273,2	79,67	3,41
2009	299,96	73,55	5,46
2010	253,51	81,08	9.021,09
2011	1.003,52	76,51	944,3
2012	112,94	75,68	1.042,88
2013	179,31	28,22	2.065,16
2014	90,97	19,96	1.094,1
2015	191,64	36,18	3.833,39
2016	163,18	57	10,03

de 2015. Além disso, os dados coletados para a elaboração deste trabalho confirmam, para a Argentina, drástica queda das importações de soja em grão a partir de 2010 e aumento considerável das exportações da commodity no mesmo período. Portanto, tal medida implementada pelo governo argentino pode explicar os valores elevados da TC de 2010 a 2015.

A Tabela 7 mostra os resultados para o IVCR de Lafay. Esse indicador exibiu resultados positivos em todos o período para Brasil e Estados Unidos – a Argentina apresentou saldo negativo apenas em 1997. Isso indica que os três países possuem vantagens comparativas reveladas no setor da soja em grão.

De acordo com Silva et al. (2015), a análise conjunta entre o IVCR e a TC possibilita a

Tabela 7. Índice de Vantagem Comparativa Revelada Lafay dos principais exportadores mundiais de soja em grão em 1997–2016.

Ano	Brasil	Estados Unidos	Argentina
1997	2,52	1	-0,15
1998	3,1	0,76	2,39
1999	3,71	0,85	2,46
2000	4,3	0,87	3,43
2001	5,17	0,74	4,32
2002	5,65	0,79	0,61
2003	5,5	0,9	8,21
2004	6,97	0,82	8,1
2005	5,87	0,85	11,38
2006	6,33	1,04	8,88
2007	5,06	1,12	10,05
2008	5,35	1,21	6,55
2009	4,96	1,14	2,43
2010	3,8	1,26	8,61
2011	4,89	1,19	7,8
2012	4,88	1,4	3,94
2013	6,39	1,1	5,13
2014	6,32	1,12	4,67
2015	7,41	0,89	5,07
2016	6,07	1,05	3,47

indicação de existência de pontos fortes, fracos e neutros do comércio exterior de um país ou região na exportação de determinado produto. Assim, se ambos os índices forem superiores à unidade, o produto analisado revela-se como um ponto forte para a economia; se ambos os indicadores forem inferiores à unidade, o produto em questão é considerado um ponto fraco.

As Tabelas 6 e 7 mostram que de 1998 a 2016, para os três países, $TC > 1$ e $IVCR > 0$. Portanto, nesse período, a soja em grão foi um dos produtos de destaque nas exportações de Brasil, Argentina e Estados Unidos.

Waqil et al. (2004) afirmam que alguns fatores contribuíram para esses resultados positivos, especialmente para Brasil e Argentina. Para esses países, os autores mencionam a abertura

comercial, a estabilização econômica e o uso do aporte tecnológico como fatores fundamentais para incentivar e ampliar a eficiência produtiva nos diversos segmentos da cadeia agroindustrial da soja.

Silva et al. (2010), que também corroboram os resultados obtidos para o IVCR, analisaram o padrão da inserção brasileira no mercado internacional de grãos em 1997–2008. Os pesquisadores usaram o IVCR e obtiveram resultados que evidenciam que o Brasil possui vantagem comparativa na exportação de soja em grão para todo o período analisado.

Conclusões

O complexo da soja tem se destacado na agroindústria brasileira, contribuindo positivamente com a balança comercial do País nos últimos anos – com a soja em grãos como o principal produto –, colocando o Brasil entre os três principais produtores e exportadores dessa commodity.

Este trabalho mensurou as variações da parcela de mercado do Brasil no comércio internacional da soja em grão e avaliou o desempenho brasileiro nesse mercado para o período 1997–2016. Foram usados o modelo CMS e os indicadores de desempenho POS, IVCR e TC.

De acordo com o CMS, a participação do Brasil no mercado internacional da soja em grão exibiu constante crescimento, ou seja, a cada período o País passou a ser responsável por uma parcela maior das exportações mundiais médias da commodity. Conforme levantado pela hipótese, o efeito comércio mundial se destacou como o principal causador do aumento contínuo das exportações brasileiras de soja em grão. A demanda chinesa pela soja do País contribuiu significativamente para o destaque desse efeito – depois de 2002, verificou-se contínuo aumento das importações chinesas da soja em grão brasileira. Em 2016, a China foi responsável por mais de três quartos da receita brasileira obtida pela venda da commodity. Se, por um lado, isso

indica que o Brasil tem um importante parceiro comercial na compra do seu produto, por outro, o País é fortemente dependente da demanda chinesa.

O efeito destino das exportações mostrou estar fortemente correlacionado com o efeito comércio mundial. Nesse sentido, dado o alto grau de concentração das exportações brasileiras, que são voltadas para poucos grandes importadores, sobretudo para a China, pode-se constatar que oscilações na demanda chinesa são capazes de exercer impacto sobre os dois efeitos ao mesmo tempo. Isso evidencia a necessidade de que os exportadores brasileiros conquistem novos e dinâmicos importadores para a soja em grão.

A estabilidade econômica do Brasil com o Plano Real, o aumento da produtividade, investimentos em infraestrutura e implementação de tecnologia no plantio e colheita da soja são alguns dos fatores que podem ter influenciado o bom resultado, em alguns períodos, do efeito competitividade, que está mais ligado a condições internas do País. O Brasil enfrenta problemas de escoamento da produção, e o uso do modal rodoviário como principal meio de transporte do produto encarece o custo do frete. Parte das estradas brasileiras possuem pouca segurança, os investimentos ainda são considerados baixos, e a distância percorrida entre o local da produção e os portos é significativa em comparação com a situação dos seus principais concorrentes exportadores da soja em grão – Estados Unidos e Argentina.

Constata-se que o Brasil possui vantagens em relação aos concorrentes quanto à produção, especialmente por causa do uso de tecnologias que elevam a produtividade por hectare. Além disso, o País ainda possui áreas disponíveis para o cultivo da commodity, enquanto nos Estados Unidos e na Argentina existem limites para a expansão. Acredita-se que os custos logísticos do País, superiores aos dos demais exportadores, são compensados pela alta produtividade e pelo baixo custo de produção – a competitividade brasileira seria muito maior se o País contasse

com uma estrutura de escoamento de menor custo (ferrovias e hidrovias).

A análise conjunta do índice de Vantagem Comparativa Revelada e da Taxa de Cobertura, no geral, revela que a soja em grãos do Brasil, dos Estados Unidos e da Argentina é um dos produtos de destaque nas exportações, sendo o mercado global fortemente dependente da produção desses países, que, juntos, na safra 2015–2016 chegaram responder por 83,3% do total da soja produzida. O complexo da soja, sobretudo a soja em grão, possui relevância na pauta de exportação do País e impacta positivamente a balança comercial brasileira; em 2015, o complexo chegou a responder por 13% das exportações totais do Brasil.

Com relação ao índice de Posição Revelada, verificou-se uma gradual redução dos valores obtidos pelos Estados Unidos; já o Brasil exibiu constante melhora do índice, e isso indica tendência de aproximação dos valores entre os dois países. É provável que grande parte da elevação do grau de participação superavitário do Brasil no comércio internacional da soja em grão tenha sido reflexo da redução do nível superavitário dos EUA. Portanto, os exportadores brasileiros devem se manter atentos às decisões e aos avanços dos concorrentes norte-americanos, além de investir em P&D para desenvolver novas tecnologias que atendam às novas demandas do mercado e, assim, estar preparados para conquistar um market share maior no comércio internacional da soja em grão.

Referências

- ABIOVE. Associação Brasileira das Indústrias de Óleos Vegetais. **Exportações complexo de Soja.** 2016. Disponível em: <http://www.abiove.org.br/site/_FILES/Portugues/09062016-170618-exp_201605.pdf>. Acesso em: 18 mar. 2018.
- ACOMPANHAMENTO DA SAFRA BRASILEIRA [DE] GRÃOS: safra 2015/16: quarto levantamento, v.3, n.4, jan. 2016. Disponível em: <<https://www.conab.gov.br/info-agro/safras/graos/boletim-da-safra-de-graos?start=40>>. Acesso em: 18 dez. 2017.
- ALMEIDA, C.A. de; SELEME, R.; CARDOSO NETO, J. Rodovia Transoceânica: uma alternativa logística para o escoamento das exportações da soja brasileira com destino à China. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.51, p.351-368, 2013. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032013000200008>.
- ALVES, E.R. de A.; CONTINI, E.; GASQUES, J.G. Evolução da produção e produtividade da agricultura brasileira. In: ALBUQUERQUE, A.C.S.; SILVA, A.G. da (Ed.). **Agricultura tropical: quatro décadas de inovações tecnológicas, institucionais e políticas**. Brasília: Embrapa Informação Tecnológica, 2008. v.1, cap.2, p.67-98.
- BITTENCOURT, G.M.; FONTES, R.M.O.; CAMPOS, A.C. Determinantes das exportações brasileiras de etanol. **Revista de Política Agrícola**, ano21, p.4-19, 2012.
- BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Projeções do Agronegócio: Brasil - 2015/16 a 2025/26: projeções de longo prazo**. Brasília: Mapa, 2016.
- BUENO, E.U. **A entrada da Venezuela no Mercosul:** uma análise de equilíbrio geral computável sobre os impactos setoriais no Brasil. 2013. 50p. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre.
- CALDARELLI, C.E.; CÂMARA, M.R.G. da; SEREIA, V.J. O complexo agroindustrial da soja no Brasil e no Paraná: exportações e competitividade no período 1990 a 2007. **Organizações Rurais & Agroindustriais**, v.11, p.106-120, 2009.
- CAMPOS NETO, C.A. da S. **Investimentos na infraestrutura de transportes:** avaliação do período 2002-2013 e perspectivas para 2014-2016. Brasília: IPEA, 2014. (IPEA. Texto para Discussão, 2014).
- CARBAUGH, R. J. **Economia internacional**. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2004.
- CARVALHO, F.M.A. **O comportamento das exportações brasileiras e a dinâmica do complexo agroindustrial.** 1995. 126p. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba.
- CARVALHO, J.L. de. **Análise gravitacional das exportações interestaduais do Ceará.** 2014. 35p. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal do Ceará, Fortaleza.
- CARVALHO, L.C. de; DI SERIO, L.C.; DE VASCONCELLOS, M.A. Competitividade das nações: análise da métrica utilizada pelo World Economic Forum. **Revista de Administração de Empresas**, v.52, p.421-434, 2012. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0034-75902012000400005>.
- CARVALHO, M.A. de; SILVA, C.R.L. da. **Economia internacional**. 4.ed. São Paulo: Saraiva, 2007.

- CASSANO, F.A. A teoria econômica e o comércio internacional. **Pesquisa & Debate**, v.13, p.112-128, 2002.
- CORAZZA, G. O “regionalismo aberto” da CEPAL e a inserção da América Latina na globalização. **Ensaio FEE**, v.27, p.135-152, 2006.
- CORONEL, D.A.; MACHADO, J.A.D.; CARVALHO, F.M.A. de. Análise da competitividade das exportações do complexo soja brasileiro de 1995 a 2006: uma abordagem de market-share. **Revista de Economia Contemporânea**, v.13, p.281-307, 2009. DOI: <https://doi.org/10.1590/S1415-98482009000200005>.
- DORNELES, T.M.; CALDARELLI, C.E. Desempenho das exportações brasileiras e sul-mato grossenses do complexo soja: uma análise de Constant-Market-Share. **Econômica**, v.15, p.139-162, 2013. DOI: <https://doi.org/10.22409/economica.15i2.p61>.
- FISCHER, A.L. **A constituição do modelo competitivo de gestão de pessoas no Brasil**: um estudo sobre as empresas consideradas exemplares. 1998. 391p. Tese (Doutorado) - Universidade de São Paulo, São Paulo. DOI: [10.11606/T.12.1998.tde-03042009-125228](https://doi.org/10.11606/T.12.1998.tde-03042009-125228).
- FREITAS, G. da S. **A competitividade e o grau de concentração das exportações do Complexo Soja do Brasil, da Argentina e dos Estados Unidos da América no período 1995/2010**. 2013. 58p. Dissertação (Mestrado) - Universidade do Vale do Rio dos Sinos, São Leopoldo.
- FRIES, C.D. **Análise da competitividade das exportações do agronegócio gaúcho (2001-2012)**. 2013. 92p. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria.
- GARCIA, Á.A. As exportações gaúchas em 2009. **Indicadores Econômicos FEE**, v.37, p.71-84, 2010.
- GARCIA, Á.A. As exportações gaúchas em 2011. **Indicadores Econômicos FEE**, v.39, p.57-68, 2012.
- GOMES, R.A. **Transporte rodoviário de carga e desenvolvimento econômico no Brasil**: uma análise descritiva. 2006. 92p. Dissertação (Mestrado) – Universidade de Brasília, Brasília.
- GONÇALVES, R. A teoria do comércio internacional: uma resenha. **Economia Ensaio**, v.12, p.3-20, 1997.
- GUIMARÃES, M.H. **Economia Política do Comércio Internacional**: teorias e ilustrações. São João do Estoril: Principia, 2005.
- HAGUENAUER, L. **Competitividade**: conceitos e medidas: uma resenha da bibliografia recente com ênfase no caso brasileiro. Rio de Janeiro: UFRJ, 1989. 20p. (Texto para discussão, 211).
- HIDALGO, A.B. Exportações do Nordeste do Brasil: crescimento e mudança na estrutura. **Revista Econômica do Nordeste**, v.31, p.560-574, 2000. Número especial.
- HIJJAR, M.F. **Logística, soja e comércio internacional**. 2004. Disponível em: <<https://www.ilos.com.br/web/logistica-soja-e-comercio-internacional/>>. Acesso em: 2 abr. 2018.
- HIRAKURI, M.H.; LAZZAROTTO, J.J. **O agronegócio da soja nos contextos mundial e brasileiro**. Londrina: Embrapa Soja, 2014. (Embrapa Soja. Documentos Embrapa, 349).
- KRUGMAN, P.R.; OBSTFELD, M. **International economics: theory and policy**. 8th ed. New York: Pearson Education, 2008.
- KUPFER, D. Padrões de concorrência e competitividade. In: ENCONTRO NACIONAL DA ANPEC, 20., 1992, Campos de Jordão. **Anais**. Campos do Jordão: ANPEC, 1992. Versão ligeiramente revista do Texto para Discussão 265, IEI/UFRJ.
- LAFAY, G.; FREUDENBERG, M.; HERZOG, C.; UNAL-KESENCI, D. **Nations et mondialisation**. Paris: Econômica, 1999. 410p.
- LASTRES, H.M.M.; CASSIOLATO, J.E. **Contribuição do PADCT para a melhoria das condições de competitividade da indústria brasileira**. [Brasília]: MCT, 1995.
- LEAMER, E.E; STERN, R.M. **Quantitative international economics**. Boston: Allyn and Bacon, 1970.
- MACHADO, G.C. **Diagnóstico da produção e comercialização das commodities agrícolas soja e milho no Brasil e no mundo**. 2016. 58p. Trabalho de Conclusão de Curso (Engenheiro Agrônomo) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.
- MARTINS, A.P.; SILVA, F.A.; GOMES, M.F.M.; ROSADO, P.L. Desempenho do comércio exterior em Minas Gerais: estrutura, vantagem comparativa e comércio intraindústria. **Revista de Economia e Agronegócio**, v.8, p.221-250, 2010.
- MUÑOZ, R.; LEAVY, S. Competitividade mundial da soja sulamericana: Argentina e Brasil. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE SOJA, 4., 2006, Londrina. **Anais**. Londrina: Embrapa Soja, 2006. p.62-69. Organizado por Antônio Ricardo Panizzi, Odilon Ferreira Saraiva e Sin=mone Ery Grosskopf.
- OLIVEIRA , A.C. de. **Competitividade e parcela de mercado**: uma abordagem Constant-Market-Share para a soja em grão brasileira (2000-2011). 2014. 55p. Trabalho de Conclusão de Curso (Bacharel) - Universidade Federal de Alfenas, Varginha.
- PEREIRA, G.; NASCIMENTO, N. Cenário das Exportações Brasileiras de Soja: uma análise do mercado chinês. **Caderno Científico Ceciesa-Gestão**, v.3, 2017.

- PONTES, H.L.J.; CARMO, B.B.T. do; PORTO, A.J.V. Problemas logísticos na exportação brasileira da soja em grão. **Sistemas & Gestão**, v.4, p.155-181, 2009.
- PORTER, M.E. **Estratégia competitiva**: técnicas para análise de indústrias e da concorrência. 2.ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2004.
- RICHARDSON, J.D. Constant market-shares analysis of export growth. **Journal of International Economics**, v.1, p.227-239, 1971. DOI: [https://doi.org/10.1016/0022-1996\(71\)90058-4](https://doi.org/10.1016/0022-1996(71)90058-4).
- SALAMA, P. Crescimento e inflação na Argentina nos governos Kirchner. **Estudos Avançados**, v.26, p.157-172, 2012. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-40142012000200010>.
- SALVATORE, D. **Introdução à Economia Internacional**. Rio de Janeiro: LTC, 2007. 354p.
- SANTOS, V.M. **Expectativas para a safra 2012/2013 de grãos e impacto logístico**. Piracicaba: [s.n.], 2013.
- SEREIA, V.J.; CAMARA, M.R.G. da; ANHESINI, J.A.R. Competitividade do complexo cafeeiro: uma análise a partir do market share e das vantagens comparativas simétricas. **Revista de Economia**, v.38, p.7-34, 2012. DOI: <https://doi.org/10.5380/re.v38i1.28757>.
- SEREIA, V.J.; CAMARA, M.R.G. da; CINTRA, M.V. Competitividade internacional do complexo cafeeiro brasileiro e paranaense. **Semina: Ciências Agrárias**, v.29, p.557-578, 2008. DOI: <https://doi.org/10.5433/1679-0359.2008v29n3p557>.
- SILVA, F.A.; FREITAS, C.O. de; MORAIS, H.P.; MOREIRA, R.F.; CORONEL, D.A.; LÍRIO, V.S. Padrão da inserção brasileira no mercado internacional de grãos. **Estudos do CEPE**, n.31, p.73-96, 2010.
- SILVA, M. dos S. da; REZENDE, A.A. de; LEAL, P. de Q.; MIYAJI, M. Padrão de especialização tecnológica e competitividade das exportações baianas. **Revista Desenbahia**, v.12, p.131-162, 2015.
- SMITH, A. **A riqueza das nações**: uma investigação sobre a natureza e as causas da riqueza das nações. São Paulo: Nova Cultural, 1996. (Os Economistas, v.1).
- SOUZA, S.S.S. de. **Análise da competitividade do algodão e da soja de Mato Grosso no período de 1990 a 2006**. 2008. 104p. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Mato Grosso, Cuiabá.
- SOUZA, S.S.S. de; LAMERA, J.A.; BONJOUR, S.C. de M.; FIGUEIREDO, A.M.R. Mudanças cambiais e o efeito dos fatores de crescimento das receitas de exportações brasileiras de soja. **Revista de Economia e Agronegócio**, v.5, p.1-24, 2007.
- TYSZYNSKI, H. World trade in manufactured commodities: 1899-1950. **The Manchester School of Economic and Social Studies**, v.19, p.222-304, 1951. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1467-9957.1951.tb00012.x>.
- USDA. United States Department of Agriculture. **Market and Trade Data**: Production, Supply and Distribution (PS&D). Disponível em: <<https://apps.fas.usda.gov/psdonline/app/index.html#/app/advQuery>>. Acesso em: 20 dez. 2016.
- WAQUIL, P.D.; ALVIM, A.M.; SILVA, L.X.; TRAPP, G.P. Vantagens comparativas reveladas e orientação regional das exportações agrícolas brasileiras para a União Européia. **Revista de Economia e Agronegócio**, v.2, p.137-160, 2004. DOI: <https://doi.org/10.22004/ag.econ.56793>.
- WITS. **World Integrated Trade Solution**. 2016. Disponível em: <<https://wits.worldbank.org/>>. Acesso em: 1 abr. 2018.
- WORLD BANK. **World Bank Open Data**. Disponível em: <<https://data.worldbank.org/>>. Acesso em: 1 abr. 2018.

Avaliação da eficiência técnica e de escala de empresas do agronegócio brasileiro¹

Oscar Tupy²
Eliseu Alves³
Reinaldo de Paula Ferreira⁴

Resumo – O objetivo deste trabalho foi avaliar a eficiência produtiva de empresas de vários setores do agronegócio brasileiro: açúcar e álcool, adubos e defensivos, algodão e grãos, aves e suínos, café, carne bovina, leite e derivados, madeira e celulose, máquinas e equipamentos, nutrição e sanidade, óleos, farinhas e conservas e têxtil, entre outros. A amostra é composta por 212 empresas, selecionadas de um total de 400, cujos dados de balanço patrimonial e de demonstrações de resultados foram publicados em edição especial da Revista Exame em 2018. A eficiência técnica média da amostra foi de 73,80%, e a eficiência de escala média foi de 80,60%.

Palavras-chave: açúcar e álcool, algodão e grãos, eficiência de escala, eficiência técnica, retornos variáveis de escala.

Evaluation of technical efficiency and scale of Brazilian agribusiness companies

Abstract – The objective of this study was to evaluate the productive efficiency of Brazilian agribusiness companies belonging to several sectors, including sugar and alcohol, fertilizers and pesticides, cotton and grains, poultry and pigs, coffee, beef, milk and cellulose, machinery and equipment, nutrition and sanitation, oils, flours and preserves and textiles. The sample was composed of 212 companies. The average technical efficiency of the sample was 73.80% and the average scale efficiency was 80.60%.

Keywords: sugar and alcohol, cotton and grain, scale efficiency, technical efficiency, variable returns of scale.

Introdução

Anualmente a Revista Exame publica uma edição especial com o ranking das mil melhores e maiores empresas do Brasil. Nessa publicação, são relacionadas também as 400 maiores e melhores empresas do agronegócio brasileiro. O

critério adotado para estruturar o ranking é o tamanho da empresa medido pela receita líquida.

Outros indicadores também são considerados, como patrimônio líquido, ativos circulantes, passivos circulantes, número de empregados, salários e encargos, tributos, rentabilidade, lucro

¹ Original recebido em 24/6/2019 e aprovado em 23/7/2019.

² Veterinário, doutor em Economia Aplicada, pesquisador da Embrapa Pecuária Sudeste. E-mail: oscar.tupy@embrapa.br

³ Pesquisador da Embrapa, assessor do Presidente da Embrapa. E-mail: eliseu.alves@embrapa.br

⁴ Engenheiro-agrônomo, doutor em Genética e Melhoramento, pesquisador da Embrapa. E-mail: reinaldo.ferreira@embrapa.br

líquido e endividamento. As análises de demonstrações financeiras das empresas, embora sejam importantes para a orientação do mercado, não consideram sua eficiência quanto à otimização de receitas em função dos ativos e da mão de obra utilizada em seu processo produtivo. Essas informações financeiras são importantes, mas análises alternativas para avaliar sua eficiência relativa, quanto ao uso de ativos, também devem ser consideradas.

As empresas devem ser organizadas por segmentos e analisadas dentro do segmento, com base em *benchmarks*, ou seja, sua eficiência deve ser relativa, comparada a alguma empresa dentro do segmento que é mais eficiente. Identificar *benchmarks* em uma amostra de empresas não é tarefa simples, e, para tanto, foram desenvolvidas técnicas econômétricas e de programação matemática (Fried et al., 1993).

Analisadas pela ótica da eficiência operacional, um *benchmark* é aquela empresa que minimiza os recursos de capital e trabalho na obtenção do seu produto ou produtos, o que implica menores custos de produção e maior competitividade em preços. Nessa perspectiva, foi objetivo deste trabalho medir a eficiência técnica e de escala (eficiência produtiva) de uma amostra das 400 maiores e melhores empresas do agronegócio brasileiro, publicadas em 2018 pela Revista Exame, com base em dados de balanço patrimonial e demonstração de resultados produzidos em 2017.

Essas 400 empresas obtiveram 221 bilhões de dólares de receita líquida em 2017, com lucro de 5,4 bilhões de dólares, 41% maior do que o obtido em 2016, apesar do baixo crescimento do PIB, do déficit fiscal e do endividamento público elevado.

No que diz respeito aos estudos sobre eficiência produtiva (técnica e de escala) de empresas, os seus críticos – que não dominam as técnicas de análise – são radicais com relação à ausência de explicações sobre as causas das ineficiências na produção. Em parte estão corretos. Contudo, os resultados das avaliações são

importantes como ponto de partida para estudos mais detalhados sobre a eficiência produtiva das empresas. É importante que se empreguem capital e mão de obra com eficiência em relação às concorrentes. De posse dessas informações, as empresas podem tomar a iniciativa de realizar estudos que possibilitem identificar as causas da sua ineficiência. Sabe-se, por exemplo, que excessos no uso de ativos podem ser atribuídos ao dimensionamento errado dos investimentos neles. Uma gestão de estoques e de contas a receber, resultando em baixo giro dos ativos, provocadas por política de taxas de juros e preços elevados – muitas vezes decorrentes da ineficiência produtiva, técnica e de escala ou uma estratégia de marketing inadequada – pode influenciar o desempenho financeiro das empresas. Fatores como obsolescência tecnológica, baixa escolaridade e falta de capacitação dos recursos humanos, somados a uma política salarial ruim, podem prejudicar o desempenho da mão de obra empregada na produção, resultando em baixa produtividade.

Do ponto de vista microeconômico, os estudos de eficiência permitem avaliar o desempenho relativo das empresas em relação às concorrentes, levando-as a refletir sobre seu processo de gestão. Do ponto de vista macroeconômico, podem sugerir políticas públicas que contribuam para o aumento da competitividade do País, interna e externamente.

Quando analisada do ponto de vista das cadeias produtivas, se o elo ineficiente é a indústria, então o efeito da ineficiência poderá gerar consequências para frente e para trás ao longo da cadeia. Empresas ineficientes transmitem sua ineficiência forçando o preço da matéria-prima para baixo – prejudicando produtores de matéria-prima – e os preços dos produtos, para cima, prejudicando, consequentemente, distribuidores, varejistas e consumidores. Contudo, produtores de matéria-prima também podem forçar os preços para cima, caso sejam ineficientes e tenham poder de mercado como forma de compensar sua ineficiência, muitas vezes não diagnosticada por falta de conhecimento sobre as técnicas de

medição disponíveis. Identificar firmas eficientes pode contribuir com informações relevantes, se tais firmas forem utilizadas como *benchmarks*.

A eficiência relativa com a qual opera uma determinada empresa é um indicador importante da sua competitividade, devendo, portanto, ser motivo de consideração por parte dos gestores.

A eficiência produtiva de uma empresa é dada por sua eficiência técnica e de escala. Uma empresa é considerada tecnicamente eficiente quando, para determinado nível de produção, minimiza os insumos utilizados. Será eficiente em escala quando os aumentos das quantidades produzidas são proporcionais ao aumento das quantidades dos insumos empregados na produção. Se os aumentos das quantidades produzidas são menos do que proporcionais aos aumentos nas quantidades dos fatores de produção, as empresas operam na faixa de retornos decrescentes de escala; entretanto, se os aumentos nas quantidades produzidas são maiores do que os aumentos nas quantidades dos fatores, então elas operam na faixa de retornos crescentes. Em ambas as situações, elas são consideradas ineficientes em escala, por operarem aquém (retornos crescentes) e além (retornos decrescentes) do ponto em que os ganhos de produção são proporcionais aos aumentos nas quantidades dos fatores de produção.

Na literatura estrangeira, existem poucos trabalhos sobre eficiência produtiva de empresas do agronegócio. Ferrier et al. (1994) e Sing et al. (2001) estudam laticínios, nos EUA e na Índia, respectivamente. No Brasil, Ceretta (1999) avaliou a eficiência produtiva de algumas empresas na indústria de alimentos. O autor avaliou a eficiência técnica e de escala de 21 empresas de diversos segmentos via Método de Data Envolvement Analysis (DEA), desenvolvido por Charnes et al. (1978). A eficiência técnica média estimada para as empresas avaliadas por Ceretta (1999) foi de 44%. Tupy et al. (2003) avaliaram a eficiência produtiva do segmento de laticínios, pertencentes a algumas cooperativas, estimando uma eficiência técnica média de 81,7%. Tupy

(2009) avaliou também a eficiência produtiva de empresas da indústria de alimentos no Brasil e encontrou a eficiência técnica média de 72% e a eficiência de escala de 80%. Na literatura consultada, os estudos de eficiência do agronegócio estão mais concentrados na área de grãos e de produção de leite, enquanto Tupy (1996) analisou a eficiência do custo de integrações avícolas na produção de frangos de corte no Brasil.

Metodologia

Descrição dos dados

Os dados utilizados neste trabalho são secundários e foram obtidos do ranking das 400 maiores empresas do agronegócio publicado pela Revista Exame (Melhores..., 2018). Das 400 maiores empresas, apenas 212 foram selecionadas, com base nas informações pertinentes e (variáveis) necessárias – variáveis de decisão para medir a eficiência. Entre elas, estão empresas de capital aberto, capital fechado, exportadoras e não exportadoras, capital nacional e internacional (Tabela 1).

Variáveis de decisão

As variáveis de decisão utilizadas são estas: receita líquida ou faturamento líquido de impostos (RL_i), proxy para a quantidade produzida pela empresa i , os ativos totais (AT_i), proxy para o capital, e número de funcionários (NF_i), proxy para o trabalho, seguindo o modelo clássico da função de produção, em que $Q = f(K, T)$. Esse modelo foi empregado por Ferrier et al. (1994) para medir a eficiência técnica e de escala na indústria de laticínios nos EUA.

A receita líquida total dessas empresas, em 2017, foi de US\$ 103,38 bilhões, 46,78% do faturamento das 400 maiores. Os ativos totais nesse ano totalizaram US\$ 128,71 bilhões e foram empregadas 461.207 pessoas no processo produtivo.

Tabela 1. Segmento e número de empresas por segmento do agronegócio brasileiro analisadas.

Segmento	NE ⁽¹⁾
Açúcar e álcool	30
Adubos e defensivos	29
Algodão e grãos	37
Aves e suínos	24
Café	13
Carne bovina	5
Leite e derivados	16
Madeira e celulose	14
Máquinas e equipamentos	6
Nutrição e saúde animal	9
Óleos, farinhas e conservas	21
Têxtil	8
Total	212

⁽¹⁾Número de empresas por segmento.

Fonte: Edição Especial da Revista Exame (Melhores..., 2018).

O modelo

Para avaliar a eficiência produtiva das empresas foi utilizado o modelo de programação matemática conhecido como Data Envelopment Analysis, ou DEA, desenvolvido por Charnes et al. (1978):

$$\text{Min}_{\theta,\lambda}\theta \quad (1)$$

sujeito a

$$-y_i + Y\lambda \geq 0,$$

$$\theta x_i - X\lambda \geq 0,$$

$$\lambda \geq 0,$$

sendo θ um escalar, cujo valor será a medida de eficiência da i -ésima firma, e o parâmetro λ é um vetor $N \times 1$, cujos valores são calculados de forma a obter a solução ótima. Para uma firma eficiente, todos os valores de λ serão zero; para uma firma ineficiente, os valores de λ serão os pesos utilizados na combinação linear de outras

firms eficientes, que influenciam a projeção da firma ineficiente, sobre a fronteira calculada. Isso significa que, para uma firma ineficiente, existirá, pelo menos, uma firma eficiente e, no caso de mais de uma firma eficiente, seus pesos serão calculados e fornecerão a virtual eficiente da firma ineficiente, mediante uma combinação linear dos seus pesos. As firmas eficientes, que fornecem a firma virtual para a firma ineficiente, são conhecidas como *peers* (pares) ou *benchmarks* (firmas eficientes, de melhor prática) para aquela firma.

Nas desigualdades acima, X é a matriz de insumos composta de ativo total (AT) e número de funcionários (NF) utilizados no processo produtivo, de dimensão $K \times N$; Y é o vetor de produto ou produtos no caso a Receita Líquida (RL), de dimensão $M \times N$, representando os dados de todas as empresas da amostra; x_i é o vetor coluna de insumos; e y_i é o vetor coluna de produtos representando a i -ésima firma.

O valor de θ obtido será o escore de eficiência para a i -ésima firma, e a condição de que $\theta \leq 1$ será satisfeita, com o valor 1,0 indicando um ponto na fronteira e, portanto, uma firma eficiente. Note que o problema de programação linear deve ser resolvido N vezes, uma para cada firma da amostra. Cada empresa é comparada ao restante da amostra.

A medida de eficiência obtida (1) é orientada para os insumos pressupondo retornos constantes de escala (RC) para a tecnologia. Na Figura 1, a firma A que se localiza sobre eixo OP é considerada eficiente e a firma B que se localiza abaixo do eixo OP é considerada ineficiente.

A distância entre B e A é a medida da ineficiência de B. B está gastando x_2 para produzir y_1 , enquanto A está gastando apenas x_1 para produzir a mesma quantidade y_1 . A pressuposição de retornos constantes à escala significa dizer que todas as firmas (empresas) estão operando em uma escala ótima, o que pode não ser real. Portanto, esta pressuposição é relaxada, e passa-se a considerar a pressuposição de retornos variáveis de escala (RV) para a tecnologia. Desse

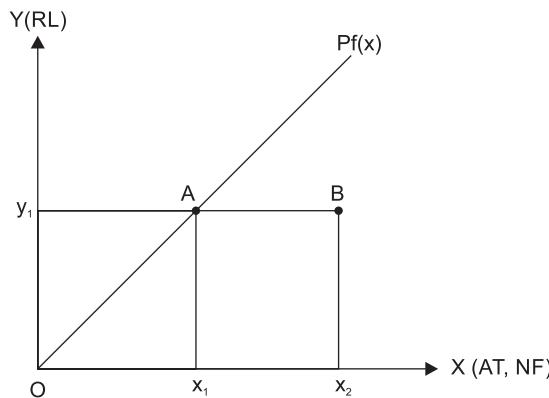


Figura 1. Representação gráfica da eficiência técnica da firma B em relação à firma A, dada a fronteira de produção OP.

modo, o problema de programação linear com retornos constantes de escala, conforme representado em (1), pode ser facilmente modificado para atender à pressuposição de RV pela adição de uma restrição de convexidade, $N1'\lambda = 1$:

$$\text{Min}_{\theta, \lambda} \quad (2)$$

sujeito a

$$-y_i + Y\lambda \geq 0,$$

$$\theta x_i - X\lambda \geq 0,$$

$$N1'\lambda = 1$$

$$\lambda \geq 0,$$

sendo $N1$ um vetor $N \times 1$ de uns. A restrição de convexidade ($N1'\lambda = 1$) assegura, essencialmente, que a firma ineficiente é somente comparada com uma firma de igual tamanho. O ponto projetado para a firma sobre a fronteira DEA será uma combinação convexa de firmas observadas. Portanto, no caso DEA com RC, a firma pode ser comparada com firmas que são substancialmente maiores ou menores do que ela (Coelli, 1998). Nesse caso, os pesos λ poderão somar um valor maior do que 1.

A Figura 2 mostra uma fronteira de produção com retornos variáveis de escala – A, B, C e D são firmas. AB exibe retornos crescentes de escala, B exibe retornos constantes de escala, e BC e CD exibem retornos decrescentes de escala.

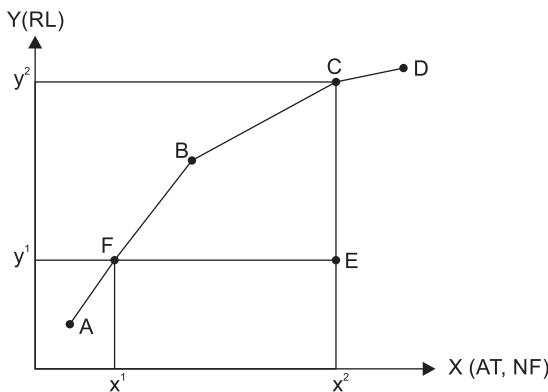


Figura 2. Fronteira de produção com retornos variáveis de escala.

A firma E é uma firma ineficiente e pode ser comparada com a firma F (uma combinação convexa de A e B) na fronteira de retornos variáveis de escala. A firma E pode reduzir seus insumos de x^2 para x^1 , sendo F, que produz y^1 com x^1 , seu *benchmark*. Isso ocorre quando a firma E é analisada pela ótica dos insumos. Quando analisada pela ótica do produto, a firma E terá como *benchmark* a firma C, que produz y^2 utilizando x^2 .

Dada a pressuposição de RV para a tecnologia, os escores de eficiência técnica obtidos sob a pressuposição de RC podem ser decompostos em dois componentes: um decorrente da ineficiência de escala e um decorrente da ineficiência técnica pura:

$$ET_{RC} = ET_{RV} \times E_{ESC} \quad (3)$$

$$E_{ESC} = ET_{RC} / ET_{RV} \quad (4)$$

ET_{RC} é a eficiência técnica obtida sob a pressuposição de RC.

ET_{RV} é a eficiência técnica obtida sob a pressuposição de RV.

E_{ESC} é a eficiência de escala.

Contudo, a medida de eficiência de escala obtida de (2) não indica se a firma está operando em uma área de retornos crescentes ou decrescentes de escala. Esse problema pode ser contornado resolvendo um problema DEA

adicional com retornos não crescentes à escala impostos. Para isso, altera-se (2), substituindo a restrição $N1'\lambda = 1$ por $N1'\lambda \leq 1$:

$$\text{Min}_{\theta,\lambda} \theta \quad (5)$$

sujeito a

$$-y_i + Y\lambda \geq 0,$$

$$\theta x_i - X\lambda \geq 0,$$

$$N1'\lambda \leq 1$$

$$\lambda \geq 0$$

Os retornos crescentes e decrescentes de escala são calculados considerando a diferença entre os escores de eficiência técnica obtidos, pela solução do problema DEA, em (2) e aqueles obtidos pela solução do problema DEA, em (5). Escores iguais indicam firmas operando com retornos decrescentes de escala e, ao contrário, com retornos crescentes.

Neste trabalho foi utilizado o DEA Frontier Software (Zhu, 2009). O DEA Frontier Software é um *add-in* para o Excel, que permite que as análises sejam feitas na própria pasta do Excel onde está o arquivo de dados.

Resultados empíricos

A Tabela 2 mostra os segmentos do agronegócio avaliados – com as variáveis de decisão escolhidas para medição da eficiência produtiva. Obteve-se a relação entre número de funcionários e ativos totais para avaliar quais são os segmentos mais intensivos em mão de obra e quais são mais intensivos em capital.

O segmento de aves e suínos é o mais intensivo em mão de obra (12,14), seguido dos segmentos de óleos, farinhas e conservas (10,36) e têxtil (10,36), coincidentemente, com a mesma produtividade da mão de obra. As empresas

Tabela 2. Relação entre capital e trabalho (NF/AT), receita líquida (RL), ativos totais (AT) e número de funcionários (NF) e suas participações na receita líquida, ativos totais e número de funcionários da amostra total.

Segmento	NE ⁽¹⁾	RL \bar{X} (US\$ milhão)	%	AT \bar{X} (US\$ milhão)	%	\bar{X} NF	%	NF/AT
Açúcar e álcool	30	246,40	4,29	524,16	7,48	2.834,37	10,45	5,41
Adubos e defensivos	29	510,57	8,89	551,31	7,86	786,17	2,90	1,43
Algodão e grãos	37	449,68	7,83	387,23	5,52	1.087,84	4,01	2,81
Aves e suínos	24	541,35	9,43	395,64	5,64	4.801,08	17,71	12,14
Café	13	247,03	4,30	182,54	2,60	467,62	1,72	2,56
Carne bovina	5	678,94	11,82	1.189,02	16,96	4.839,60	17,85	4,07
Leite e derivados	16	256,64	4,47	189,04	2,70	1.055,56	3,89	5,58
Madeira e celulose	14	682,90	11,89	2.501,36	35,68	2.920,50	10,77	1,17
Máquinas e equipamentos	6	160,27	2,79	158,19	2,26	1.264,17	4,66	7,99
Nutrição e saúde animal	9	212,61	3,70	336,91	4,81	882,33	3,25	2,62
Óleos, farinhas e conservas	21	1.558,13	27,13	164,31	2,34	1.702,57	6,28	10,36
Têxtil	8	198,91	3,46	431,32	6,15	4.469,25	16,48	10,36
Total	212	5.743,45	100	7.011,03	100	27.111,06	100	

⁽¹⁾Número de empresas por segmento.

Fonte: Edição especial da Revista Exame (Melhores..., 2018) e dados da pesquisa.

menos intensivas em mão de obra foram as do segmento de madeira e celulose (1,17), seguidas por aquelas do segmento de adubos e defensivos (1,43). O segmento com maior receita líquida por empresa foi o de óleos, farinhas e conservas, com uma participação de 27,13% do total. Contudo, a participação nos ativos totais da amostra foi de apenas 2,34%. O segmento com maior participação de ativos na amostra foi o de madeira e celulose, com 35,68%, seguido pelo de carne bovina, com 16,96%.

A Tabela 3 mostra as médias das medidas de eficiência técnica com retornos variáveis de escala (ERVE), eficiência técnica com retornos constantes de escala (ERCE) e eficiência de escala (EESC) para cada segmento da amostra.

A ERVE dos segmentos analisados foi em média de 73,80% em 2017, o que significa dizer que foram utilizados inefficientemente mais ativos e funcionários do que o necessário para obter uma unidade de produto, aumentando assim o custo de produção da amostra de empresas, segundo Ferrier (1994), em 35,50%. A EESC média foi de 80,60%, indicativo de que os segmentos podem reduzir os ativos e número de funcionários em 24,07%, $[1/EESC = 1 / 0,806] \times 100$, passando

a produzir na região de retornos constantes de escala. Tal decisão pode não ser estrategicamente viável, nem do ponto de vista da desmobilização de ativos permanentes nem do ponto de vista social, com a demissão de funcionários. Muito da ineficiência de escala pode ser atribuída ao baixo nível de produção (*proxy RL*) em relação a sua capacidade instalada. As ineficiências de escala podem guardar relação, em parte, com o contexto de retração da demanda real, diante da demanda projetada pelas empresas.

A retração da demanda pode ser creditada à elevada taxa de desemprego, baixos salários, preços dos produtos elevados, margens de lucro impostas pelo varejo e taxa de juro elevada praticada pelo sistema financeiro, principalmente para capital de giro e consumo. A ETRC foi de 62,70%, mas neste trabalho dá-se maior peso à medida de eficiência com retornos variáveis de escala (ERVE), já que muitas empresas são inefficientes em escala. A pressuposição de retornos variáveis de escala permite definir as regiões de retornos crescentes, constantes e decrescentes de escala. Os segmentos que operaram com menor ERVE foram o de nutrição e saúde animal, ERVE = 46,00%, e o de algodão e grãos (50,30%). Os segmentos mais eficientes foram o

Tabela 3. Eficiência técnica e de escala dos segmentos analisados, participação das exportações na receita líquida (R) e grau de endividamento (END).

Segmento	NE ⁽¹⁾	ERVE	ERCE	EESC	EX/RL (%) ⁽²⁾	END G (%) ⁽³⁾
Açúcar e álcool	30	0,720	0,536	0,76	31,99	60,00
Adubos e defensivos	29	0,690	0,603	0,88	3,76	62,00
Algodão e grãos	37	0,500	0,420	0,86	30,24	63,90
Aves e suínos	24	0,870	0,747	0,86	19,41	65,70
Café	13	0,838	0,666	0,798	47,35	63,00
Carne bovina	5	0,847	0,645	0,737	35,28	72,30
Leite e derivados	16	0,670	0,697	0,88	4,32	50,00
Madeira e celulose	14	0,868	0,778	0,876	43,05	64,70
Máquinas e equipamentos	6	0,832	0,508	0,612	23,36	54,00
Nutrição e saúde animal	9	0,460	0,616	0,733	9,32	41,00
Óleos, farinhas e conservas	21	0,731	0,647	0,897	57,59	58,00
Têxtil	8	0,83	0,665	0,78	7,77	42,00
Total	212	0,738	0,627	0,806	26,11	58,05

⁽¹⁾ Número de empresas por segmento. ⁽²⁾ Participação das exportações na RL do segmento. ⁽³⁾ Grau de endividamento do segmento.

de aves e suínos (87,00%) e de madeira e celulose (86,80%), ambos com EESC elevada, 86% e 87,60%, respectivamente.

Deve-se salientar que ineficiências elevadas no modelo empregado para determinados segmentos, neste trabalho, significa dizer que, em média, a amostra de empresas que compõem determinado segmento está gastando mais ativos (circulantes e permanentes e mão de obra) para produzir uma unidade de receita líquida do que a média da amostra de outras empresas de outros segmentos, sem comparar, contudo, empresas entre segmentos, apenas dentro de segmentos.

O grau de endividamento dos segmentos não foi elevado, média de 58,05%, sendo o mais endividado o de carne bovina, com 72,30%, segundo dados publicados no ranking da revista exame (Melhores..., 2018). Uma análise de regressão foi feita para avaliar se a participação das exportações e o grau de endividamento explicavam parte da variação eficiência produtiva das empresas, mas os testes estatísticos não mostraram efeitos significativos.

A Tabela 4 mostra a distribuição percentual das empresas dentro de segmentos nas

regiões de retornos constantes, decrescentes e crescentes de escala.

Desde que empresas e respectivos segmentos que operam na região de retorno decrescente de escala o fazem a custos crescentes, e as que operam na região de retornos crescentes o fazem a custos decrescentes, pode-se constatar da Tabela 4 que 75% das empresas do segmento têxtil estão operando a custos crescentes e 25% na região de retornos constantes de escala, enquanto 80,95% das empresas do segmento de óleos, farinhas e conservas estão operando a custos decrescentes.

Considerações finais

Infelizmente, não foi possível obter informações completas de todas as 400 empresas listadas na publicação especial da revista Exame. A maioria das empresas é de capital fechado. Além disso, ressalta-se que os resultados deste estudo se referem ao curto prazo (apenas a 2017), sendo evidente que, para concluir sobre a eficiência técnica e de escala das empresas, os dados não podem ser apenas transversais – deve-se trabalhar com uma base de dados longitudinais.

Tabela 4. Distribuição percentual das empresas dentro de segmentos nas regiões de retornos constantes, decrescentes e crescentes de escala.

Segmento	NE ⁽¹⁾	NERRCE ⁽²⁾ (%)	NERRDE ⁽³⁾ (%)	NERRCE ⁽⁴⁾ (%)	Total (%)
Açúcar e álcool	30	6,67	20,00	73,33	100
Adubos e defensivos	29	13,79	44,83	41,38	100
Algodão e grãos	37	5,41	27,03	67,57	100
Aves e suínos	24	12,50	70,83	16,67	100
Café	13	23,08	15,38	61,54	100
Carne bovina	5	20,00	40,00	40,00	100
Leite e derivados	16	12,50	68,75	18,75	100
Madeira e celulose	14	42,86	28,57	28,57	100
Máquinas e equipamentos	6	16,67	50,00	33,33	100
Nutrição e saúde animal	9	22,22	33,33	44,44	100
Óleos, farinhas e conservas	21	9,52	9,52	80,95	100
Têxtil	8	25,00	75,00	0,00	100

⁽¹⁾Número de empresas por segmento. ⁽²⁾Número de empresas na região de retornos constantes de escala. ⁽³⁾Número de empresas na região de retornos decrescentes de escala. ⁽⁴⁾Número de empresas na região de retornos crescentes de escala.

Contudo, o trabalho não deixa de ser relevante por evidenciar que existem ineficiências técnicas e de escala nos segmentos do agronegócio, a serem gerenciadas no curto prazo. A análise de eficiência favorece a tomada de decisão empresarial. A ferramenta DEA existe há muito tempo, mas não recebe a merecida importância dos gestores, por desconhecimento, por causa da pouca divulgação em revistas não acadêmicas, ou mesmo por falta de interesse ou falta de entendimento com relação a sua aplicação. Podem existir resistências das empresas em ver sua eficiência operacional desvendada.

Entretanto, ineficiências individuais de uma ou outra empresa não precisam ficar evidentes para o mercado, mas apenas para o próprio empresário, desde que o estudo seja bem codificado. Neste trabalho, por exemplo, não foram citadas as empresas mais ineficientes, apenas os segmentos. Contudo, as informações sobre elas ajudariam muito o empresário a melhorar o desempenho operacional da sua empresa. O maior mérito da análise é a identificação de *benchmarks* no conjunto de empresas analisadas, já que a eficiência é relativa. É uma técnica que se presta muito bem para a gestão de empresas, cujos preços são formados pelo mercado. Contudo, foge do escopo deste trabalho fazer uma análise detalhada de segmento por segmento – os resultados de eficiência por empresa dentro de segmento não foram aqui discutidos –, até por uma questão de espaço. Algumas empresas podem ajustar os seus ativos com mais facilidade e alcançar tamanhos mais eficientes do que outras.

Finalmente, pode-se afirmar que a ineficiência técnica de empresas dentro de segmentos evidencia que elas não estão explorando no limite, no potencial da tecnologia. Mas também não significa que os *benchmarks* estejam. Os *benchmarks* podem estar no limite da tecnologia, ou não, mas certamente exploram melhor o seu potencial em relação a seus pares.

Referências

- CERETTA, P.S. Investigaçāo empírica da eficiência no setor de alimentos. **Gestão & Produção**, v.6, p.162-169, 1999. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0104-530X1999000300003>.
- CHARNES, A.; COOPER, W.; RHODES, E. Measuring the efficiency of decision making units. **European Journal of Operational Research**, v.2, p.429-444, 1978. DOI: [https://doi.org/10.1016/0377-2217\(78\)90138-8](https://doi.org/10.1016/0377-2217(78)90138-8).
- COELLI, T.; RAO, D.S.P.; BATTESE, G.E. **An introduction to efficiency and productivity analysis**. New York: Springer, 1998. p.133-160. DOI: https://doi.org/10.1007/978-1-4615-5493-6_6.
- FERRIER, G.D. Ownership type, property rights, and relative efficiency. In: CHARNES, A.; COOPER, W.; LEWIN, A.Y.; SEIFORD, L.M. (Ed.). **Data Envelopment Analysis: theory, methodology and applications**. New York: Springer, 1994. p.273-283. DOI: https://doi.org/10.1007/978-94-011-0637-5_14.
- FRIED, H.O.; LOVELL, C.A.K.; SCHMIDT, S.S. (Ed.). **The measurement of productive efficiency: techniques and applications**. Oxford: Oxford University Press, 1993. 426p.
- MELHORES e maiores: as 1000 maiores empresas do Brasil. **Exame**, ed.2018, ago. 2018. 366p. Edição Especial.
- SING, S.; COELLI, T.; FLEMING, E. Performance of dairy plants in the cooperative and private sectors in India. **Annals of Public and Cooperative Economics**, v.72, p.453-479, 2001.
- TUPY, O. Eficiência produtiva de empresas da indústria de alimentos no Brasil. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 47., 2009, Porto Alegre. **Anais**. Porto Alegre: Sober, 2009. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032009000200002>.
- TUPY, O. **Fronteiras estocásticas, dualidade neoclássica e eficiência econômica na produção de frangos de corte**. 1996. 91p. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiróz, Universidade de São Paulo, Piracicaba.
- TUPY, O.; VIEIRA, M.C.; ESTEVES, S.N. Eficiência produtiva de cooperativas de laticínios do estado de São Paulo. **Informações Econômicas**, v.33, p.37-46, 2003.
- ZHU, J. **Quantitative models for performance evaluation and benchmarking: data envelopment analysis with spreadsheets**. 2nd ed. Worcester: Springer, 2009. 323p.

Imperfeições de mercado e pobreza rural¹

Eliseu Alves²
Geraldo da Silva e Souza³
Paulo Freire Mello⁴
Renner Marra⁵

Resumo – Apresenta-se o conceito de imperfeições de mercado e da importância de sua eliminação para que se obtenha inclusão produtiva na agricultura brasileira. Diferenças marcantes se observam entre grandes e pequenos produtores em termos de acessibilidade a preços e de aquisição de insumos, o que torna possível para certos grupos comercializar seus produtos a preços mais competitivos do que outros. Isso torna praticamente impossível o acesso à tecnologia pela pequena produção não influente. Esse trabalho, além de caracterizar o conceito de imperfeições de mercado, analisa de perto as cooperativas agropecuárias, pois elas são o principal instrumento de política pública para aumentar o poder de compra dos pequenos produtores. Enfatiza-se que, puramente pelas forças do mercado, perderão, em sua maioria, a condição de produtores, optando então por ser assalariados ou por migrar para as cidades.

Palavras-chave: agricultura brasileira, concentração da produção, crescimento da renda, inclusão produtiva.

Market imperfections and rural poverty

Abstract – We present the concept of market imperfections and the importance of their elimination in order to achieve productive inclusion in the Brazilian agriculture. Marked differences are observed between large and small producers in terms of affordability when purchasing inputs, which makes it possible for certain groups to market their products at more competitive prices than others. This makes access to technology by the small, non-influential production, virtually impossible. This work characterizes the concept of market imperfections and closely analyzes agricultural cooperatives, as they are the main instrument of public policy to increase the purchasing power of small producers. It is emphasized that purely by market forces, most of them will lose their status as a producers, choosing instead to be wage earners or migrate to cities.

Keywords: Brazilian agriculture, concentration of production, income growth, productive inclusion.

¹ Original recebido em 8/6/2019 aprovado em 8/8/2019.

² Pesquisador da Embrapa, assessor do Presidente da Embrapa. E-mail: eliseu.alves@embrapa.br

³ Pesquisador da Embrapa (Sire). E-mail: geraldo.souza@embrapa.br

⁴ Engenheiro-agronomo do Incra do Rio Grande do Sul, doutor em Desenvolvimento Rural. E-mail: paulo.mello@poa.incra.gov.br

⁵ Analista aposentado da Embrapa. E-mail: renner.marra@gmail.com

Introdução

As imperfeições do mercado afetam grupos de agricultores desigualmente. No caso considerado aqui, a pequena produção (definida quanto ao volume de produção, não quanto à área) compra os insumos por preços mais elevados e vende a produção por preços mais baixos, de modo que a tecnologia, que é lucrativa para a grande produção, não o é para a pequena. Se, pela ótica da agricultura, a tecnologia – principal rota de escape da pobreza rural para uma vida mais confortável – não pode ser adotada, ela se torna ineficaz como instrumento de desenvolvimento.

Para reter a população nos campos, a sociedade se vale de instrumentos de transferência de renda, como o Bolsa Família e a aposentadoria rural, ainda que elas dependam da estabilidade dos preços dos alimentos para ter sucesso. Num ambiente de exportações crescentes e de fronteira agrícola congelada pelas políticas ambientalistas, a saída se dá pelos que escaparam à armadilha da pequena produção, as imperfeições de mercado. Quer dizer, pelos grandes produtores.

Este trabalho caracteriza as imperfeições de mercado e analisa as cooperativas, pois elas são o principal instrumento de política pública para aumentar o poder de compra dos pequenos

produtores, que são 87% daqueles que declaram produção e ter usado a terra no processo produtivo. Pelas forças do mercado, perderão, na sua maioria, a condição de produtores, optando então por ser assalariados ou migrar para as cidades. Isso pode ser evitado se a sociedade enfrentar seriamente as imperfeições de mercado.

Concentração do valor da produção

O Censo Agropecuário de 2006, citado por Souza et al. (2013), refletiu a situação descrita acima (Tabela 1).

Na coluna 1, estão as classes de renda bruta em salário mínimo mensal de 2006 (R\$ 300,00)⁶. O salário mínimo é um balizador importante na verificação das rendas agropecuárias, mas não se pode esquecer que a renda de que os agricultores efetivamente podem lançar mão é a líquida, bem menor do que a renda bruta, pois, geralmente, os custos de produção são muito altos.

Na classe (0 a 2] estão os estabelecimentos que geraram produção, valorizada pelo mercado. Ela é composta por 66,01% dos estabelecimentos, que geraram 3,27% da renda bruta de 2006, e cada estabelecimento produziu cerca de meio salário mínimo mensal. Portanto, a grande maioria dos seus estabelecimentos é muito pobre.

Tabela 1. Classe de renda bruta, número de estabelecimentos (est) e renda bruta (rb) por estabelecimento, em salário mínimo mensal (slm).

Classe (slm)	Est	%	Distribuição da renda bruta (%)	rb/est/slm
(0 a 2]	2.904.769	66,01	3,27	0,52
(2 a 10]	995.750	22,63	10,08	4,66
(10 a 200]	472.702	10,74	35,46	34,49
> 200	27.306	0,62	51,19	861,91
Total	4.400.527	100	100	10,45

Nota: dados atualizados em 2010 (slm = R\$ 300,00).

Fonte: Censo Agropecuário 2006 – Microdados, citado por Souza et al. (2013).

⁶ A renda bruta inclui a produção vendida, o autoconsumo e a indústria caseira. Qualificou-se como estabelecimento aquele que declarou produção e ter usado terra na produção.

A classe seguinte, (2 a 10], é a pobre, em que cada estabelecimento gerou 4,66 salários do valor da produção, a preço de mercado. Em cada estabelecimento viviam quatro adultos, o que redonda em cerca de 1,2 salário mínimo mensal de renda bruta por pessoa adulta. Por isso, pobre. Na classe seguinte, classe média, com 10,74% dos estabelecimentos, cada um recebeu 34,49 salários mínimos mensais.

Finalmente, na classe rica (mais de 200 salários mínimos) estão os super estabelecimentos. São apenas 27.306, mas contribuem com 51,19% de toda a produção de 2006. Se a clonagem de estabelecimentos fosse viável, cerca de 53.343 estabelecimentos teriam gerado toda a produção de 2006.

Em resumo, a classe rica, que abrange apenas 0,62% dos estabelecimentos que declararam produção e uso da terra, gerou 51,19% do valor bruto da produção, ou seja, da renda bruta. As classes rica e média, juntas, respondem por 11,36% dos estabelecimentos e por 86,65% da produção. As classes muito pobre e pobre representam 88,64% dos estabelecimentos, mas apenas 13,35% do valor da safra de 2006. Configura-se, assim, a dualidade da agricultura nacional: abundância de um lado e pobreza do outro.

Tal desigualdade se repete mesmo quando se analisa só os estabelecimentos familiares. Vieira Filho & Fishlow (2017) calcularam que 5,2% deles foram responsáveis por 63,5% do VBP, enquanto 66,4% dos estabelecimentos somaram 10% do VBP, o que mostra que, do ponto de vista da análise econômica, a classificação que coloca familiares em oposição a não familiares é pouco esclarecedora.

Fatores que explicam o crescimento da renda bruta

Na elaboração da Constituição de 1988, um grupo muito expressivo via na concentração da posse da terra em poucos estabelecimentos a causa principal da pobreza rural. E a reforma

agrária foi a solução apontada. Ainda que se questione a forma e mesmo a magnitude da recente reforma agrária brasileira, em 31 de dezembro de 2017 o Incra contabilizou 972.289 famílias assentadas em cerca de 88 milhões de hectares, com maior concentração no Norte, Nordeste e Centro-Oeste (Incra, 2018) – número expressivo, na medida em que representa quase 20% dos estabelecimentos rurais brasileiros ou quase um quarto daqueles considerados familiares.

As famílias realizaram o sonho de possuir terra e, até agora, ficou faltando realizar o sonho de vencerem como produtoras. E a causa principal – é sabido que os pequenos produtores brasileiros padecem de baixo dinamismo do entorno, infraestrutura precária, crédito e Ater insuficientes – são as imperfeições de mercado, predominantes nas três regiões citadas.

O Censo Agropecuário de 2006, citado por Souza et al. (2013), mostrou que a concentração da terra exerceu pequena influência no crescimento da produção, destacando-se a tecnologia cristalizada em insumos, produtos e conhecimentos.

A Tabela 2 mostra os resultados de um modelo de regressão em que a variável dependente é a renda bruta, e as independentes são: trabalho, medido pelo valor das despesas com os trabalhadores; terra, medida pelo valor do aluguel, estimado em 4% do valor da terra; e, finalmente, tecnologia. Esta agrupa os dispêndios em fertilizantes, agrotóxicos, rações e em capital, medido pela depreciação. O modelo foi estimado nos logaritmos, cujos detalhes estão em Souza et al. (2013).

Em 1995–1996, o trabalho explicou 31,3% do crescimento da produção; em 2006, 22,3%. Essa queda significou que agricultura se mecanizou. A terra também perdeu capacidade para explicar o crescimento da agricultura, o que enfraqueceu o argumento, de 1988, que defendia a reforma agrária. E a tecnologia, que já em 1995–1996 explicava 50,6% do crescimento da produção, aumentou seu poder de influência para 68,1%, passando a ser o fator dominante

Tabela 2. Trabalho, terra e tecnologia no crescimento da produção.

Variável	1995–1996		2006	
	Coeficiente	%	Coeficiente	%
Trabalho	0,26	31,3	0,21	22,3
Terra	0,15	18,1	0,09	9,6
Tecnologia	0,42	50,6	0,64	68,1
Total	0,83	100	0,94	100

Fonte: Souza et al. (2013).

na explicação do crescimento da renda bruta. Portanto, a não adoção da tecnologia é o principal responsável pela exclusão de milhões de estabelecimentos das classes muito pobre e pobre, cerca 3,9 milhões em 2006, 88,64% de todos os estabelecimentos que declararam renda em 2006 e ter usado a terra na produção.

Os dados da produção agrícola municipal (PAM) que cobrem o período 1975–2017 (Figura 1) indicam, para um grupo importante de produtos, que os rendimentos dominam a explicação do crescimento da produção, sendo pequeno o crescimento da área colhida (IBGE, 2018). Como é a tecnologia que faz os rendimentos crescerem, espera-se que ela continue a dominar a explicação da evolução da renda bruta, e, assim, continue a ser responsável pela concentração da produção num pequeno número de estabelecimentos, ampliando a dualidade da nossa agricultura. A não adoção de tecnologia é, portanto, a causa de tamanha concentração da renda bruta.

Caracterização das imperfeições de mercado

Suponha que uma única firma domine o mercado. Se ela está no ramo de venda da produção, tem-se um monopólio. Se na compra de insumos, tem-se um monopsônio. Quando se trata de um grupo de firmas, tem-se oligopólio para a venda e oligopsônio para a compra. A essência

é que uma firma, ou poucas firmas, estabelece o preço e as condições de operação do mercado. No caso de um grupo de firmas, pode existir uma empresa dominante, mas a regra geral é um acordo não escrito entre elas ou, se escrito, secreto. Como temos visto pela mídia, no Brasil a greve de donos de empresas é ilegal, classificada como locaute e, por lei, punida.

A pequena produção pode acabar sendo rejeitada: ou se paga menos por seus produtos ou se cobra mais pelos insumos. Os fretes são mais elevados, pois alega-se que as estradas são piores ou que são baixos os volumes comprados ou vendidos. No caso de empréstimos, o volume por contrato é menor e, sendo as taxas cobradas fixadas por contrato, a taxa de juros ficará mais elevada para o pequeno tomador. As exigências de qualificação como bom pagador também são maiores⁷, pois admite-se que são maiores os riscos dos pequenos produtores. Quando se exige contrapartida por real emprestado, ela acaba sendo maior para o pequeno produtor.

Além das imperfeições citadas, os contratos e regulamentos, embora necessários, acabam por discriminar a pequena produção quando estabelecem condições para a participação em determinada política pública, como Pronaf, reforma agrária e projetos de irrigação.

Os mecanismos de mercado, associados as suas imperfeições – problemas de volume de produção, por exemplo –, vêm tornando a

⁷ No caso de assentamentos, temos um problema adicional relacionado à falta dos títulos de propriedade das terras, de modo que o acesso ao crédito rural se torna mais difícil ainda ao assentado. Cabe dizer que a insegurança dominial que tal fato enseja tem outras consequências que fogem ao escopo deste texto.

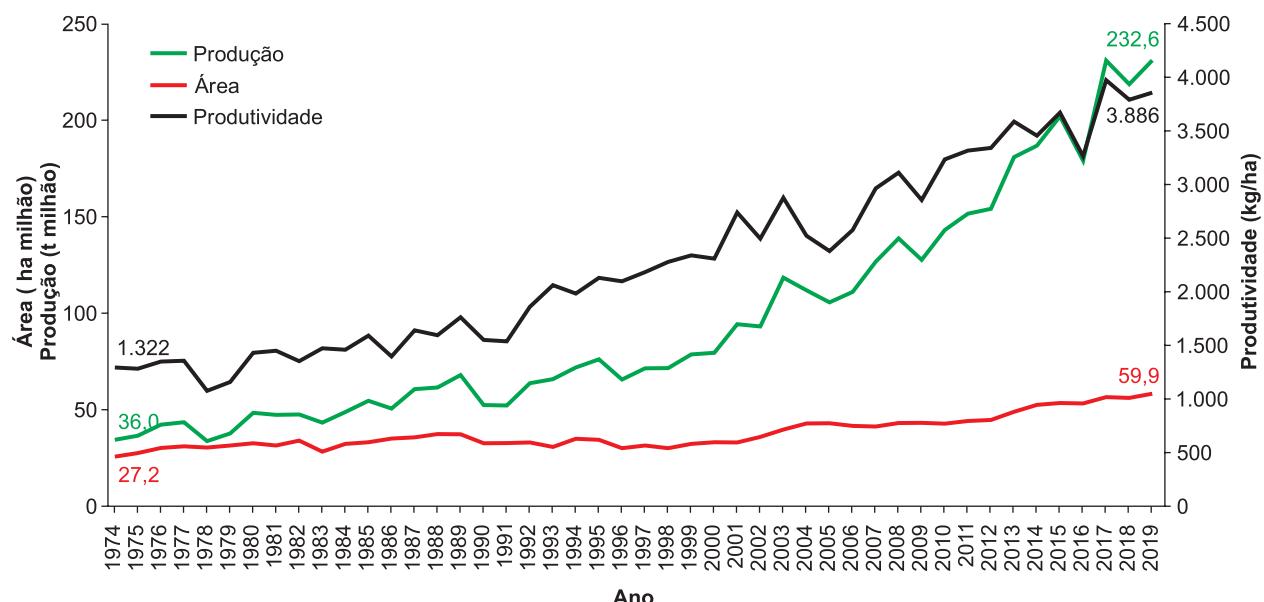


Figura 1. Brasil – área colhida, produção e produtividade de arroz, feijão, milho, soja e trigo.

Fonte: IBGE (2018).

vida dos pequenos produtores cada vez mais insustentável. Como resultado, o êxodo rural continua intenso, especialmente no Sul (Alves et al., 2013), pois, apesar de a região oferecer condições médias melhores, inclusive de ser o berço do cooperativismo brasileiro, há mais oportunidades extra-agropecuária, dentro e fora do meio rural. Ou seja, a migração sempre deve ser avaliada de forma relacional.

Diante desse quadro, onde se relacionam dificuldades e oportunidades, torna-se imprescindível a superação das imperfeições do mercado por meio do cooperativismo, viabilizando assim a escala e a apropriação tecnológica na produção agropecuária.

Como se disse, o cooperativismo nasceu no Sul do País e é onde mais bem viceja. Deve-se, contudo, considerar um sem-número de cooperativas, inclusive grandes, que faliram ou estão em dificuldades financeiras. Entre outras razões, aponta-se o gigantismo de algumas delas, que acabou por afastar os dirigentes de seus cooperativados e dos princípios que as regem, além de, é claro, de deficiências de gestão. Mesmo assim, não há dúvida de seu potencial

para a melhoria de produção e de vida dos pequenos agricultores.

Mas é preciso escapar à ilusão de um cooperativismo opositor ao mercado. Ocorre que muitas cooperativas acabam pertencendo a oligopólios ou oligopsônios e seguem as regras desses grupos, discriminando a pequena produção em nome da eficiência, da qual não podem fugir se quiserem sobreviver. Convivem com a pequena produção, mas descartam os produtores que não atendem aos níveis mínimos ou aqueles servidos por estradas ruins. Sua assistência técnica é remunerada e seu interesse nem sempre está nos pequenos produtores.

Quanto ao crédito rural, sendo os contratos, ou os acordos não escritos, a principal fonte de imperfeição de mercado, a lógica é armar os executores com argumentos de que o candidato foi rejeitado pelas cláusulas do contrato. Na medida em que se difunde o contrato, os candidatos, por si mesmos, acabam desistindo de participar, e a isso se chama autoeliminação. Por isso, o crédito rural tem sido usado como política de modernização, porque facilitou a seleção dos

agricultores mais preparados e as regiões com maiores aptidões, por si mesmos.

As cooperativas comandadas pela pequena produção dos projetos de reforma agrária, em que pese o discurso solidário e, não raro, anticapitalista, enfrentam problemas de sobrevivência financeira e deixam muito a desejar quanto à assistência técnica, não divergindo daquela do setor público. Aqui também é o aluno que molda o bom professor.

Na mesma linha, o cooperativismo autointitulado solidário, cujas virtudes seriam a inovação, a rede de confiança e a superação dos limites formais e do comportamento oportunista, visa atingir um público desprovido de garantias e promover acesso a serviços de crédito, sem deixar de respeitar o meio ambiente. Com isso, seriam ultrapassados os obstáculos impostos pelo sistema bancário aos mais pobres.

Com base em pesquisas em assentamentos (Mello, 2017) ou sobre o cooperativismo do oeste de Santa Catarina (Flach, 2010), corroborando com Bacen (2015), não se encontraram evidências empíricas de que tais princípios estejam sendo postos em prática em muitas dessas cooperativas. Como se sabe, o processo de concentração da produção também tem uma faceta regional, mesmo quando se compara no grupo do Pronaf. Ou seja, é no Sul que se concentra a maior parte do volume tomado do Pronaf, mas, mais do que isso, nessa região (nas outras também), o crédito é cada vez mais concentrado, e isso também vem ocorrendo dentro das cooperativas “solidárias”.

Assim, a simples presença de cooperativas, mesmo aquelas “alternativas”, não esgota o enlace relacionado às imperfeições do mercado, pois, ainda que se minimize questões de escala, há outras situações que podem ser consideradas como de mesma ordem. Elas se relacionam à existência, dentro das cooperativas, para além de uma lógica tecnicista, como a descrita acima, de lógicas de ação personalistas, neopatrimonialistas, familistas ou mesmo clientelistas, gerando assim a exclusão daqueles que não se ajustam a

tais lógicas. São princípios de ação informais e não escritos que se acoplam às ditas estruturas formais e as “informam”.

O que se denota é que estamos diante de, pelo menos, dois processos. Primeiro, o desenrolar do desenvolvimento da agropecuária brasileira que, na falta de políticas inteligentes que o contenham, segue concentrando produção e renda, ainda que existam diversos efeitos positivos. Segundo e, por hipótese, como reforço do primeiro, a presença massiva de lógicas de ação que combinam clientelismo, neopatrimonialismo e particularismo de diversos matizes (todas levando a um viés de baixa participação e pouca informação dos filiados), quando não simplesmente corrupção, vem conformando uma elite dirigente nas cooperativas que não escapa a esse processo de concentração e, no limite, gera exclusão.

Em busca de soluções

Entre tantos limitantes ao desenvolvimento da pequena produção e ao combate da pobreza rural, destacamos o primitivismo tecnológico e as dificuldades em formar e manter cooperativas rentáveis e democráticas. Não se desconsidera a importância das políticas de transferência de renda, de um rol de políticas públicas de apoio aos pequenos, como o PAA e a Pnae. São boas, mas insuficientes. Tampouco, os pleitos do agro-negócio brasileiro, a começar pelas deficiências logísticas, novamente escancaradas na recente greve dos caminhoneiros.

Quanto à questão propriamente tecnológica, há que se superar o já velho debate que coloca em lados opostos paradigmas “ecologizantes” e “modernizantes”. Já está consolidado e em crescimento o nicho de mercado dos orgânicos. O que se observa, todavia, é a grande dificuldade que seus produtores encontram para acessar tecnologias que garantem produtividades razoáveis e mais segurança. Há uma tarefa em aberto aí que demanda mais e melhor pesquisa e extensão, pois trata-se de profissionalizar os agricultores e não de uma volta romântica a um

primitivismo tecnológico que, muitas vezes, não admite nem mesmo a análise de solo.

Da mesma forma, o cooperativismo, genericamente falando, mesmo sendo um elemento crucial na superação das imperfeições de mercado – para garantir escala, melhores negociações e todo um dinamismo, inclusive, tecnológico –, também carece de proposições de avanço. Evidentemente, não se supera lógicas de ação concorrentes com o universalismo de procedimentos e a meritocracia de forma mágica e rápida, pois as imperfeições de mercado resultam de contextos históricos, baixa escolaridade e pobreza. Mas isso não é desculpa para a não reflexão da parte dos dirigentes e, especialmente, pesquisadores envolvidos.

É importante envolver as lideranças empresariais e políticas na busca de soluções, no sentido de criar a visão de que as imperfeições de mercado são um forte empecilho para a pequena produção se incorporar à modernização da agricultura. Ou seja, é imprescindível aumentar o poder de mercado dos pequenos produtores, sem o que a tecnologia não será lucrativa, e, assim, não poderá ser adotada por eles. E os pequenos produtores não poderão evoluir para um nível de bem-estar mais elevado via agricultura. As políticas de transferência de renda não os reterão no meio rural por muito tempo, mesmo porque eles compreenderão que é nas cidades que tais políticas são mais efetivas e de acesso mais fácil.

Então é evidente que num contexto de penúria orçamentária – conforme o censo de 2006, citado por Souza et al. (2013), somente 22% dos agricultores relataram ter assistência técnica, fato que só deve ter piorado nos anos seguintes – colocar tais desafios pode se tornar algo abstrato, mas, onde a Ater existe, sugere-se que ela deva se defrontar com uma dupla tarefa: primeiro, promovendo avanços tecnológicos de forma obviamente adaptada às realidades locais, financeiras, culturais e ambientais, ou seja, ampliando o capital cultural do público-alvo. Segundo, colaborando com a construção de mecanismos democráticos de gestão coletiva, em

especial quanto às cooperativas. É preciso resistir à tentação de tomar o discurso “solidário” como fato e colocar a “mão na massa”, levando a sério a necessidade de encarar a questão, visando minimizar assimetrias.

Por fim, tendo em vista o alto contingente de assentados entre o grupo em análise, sugere-se a necessidade de o Incra (e dos órgãos de terra estaduais, onde existem) ampliar a eficiência de suas ações, focando na titulação das terras, o grande desejo de quase todos os assentados, não há dúvida, especialmente por conta dos valores quase simbólicos da terra, definidos no início de 2017.

A dificuldade dessa instituição em viabilizar a titulação demanda certamente um texto à parte, mas, apenas como comentário geral, ela se inscreve na necessidade de se refletir sobre aquelas mesmas lógicas de ação apontadas no caso das cooperativas. Apenas para ilustrar, mesmo sendo a maior prioridade da instituição, em 2017 foram emitidos 15.617 títulos (Incra, 2017); e a meta para 2018 era de 20.000 títulos. Para uma população de quase um milhão de famílias (embora uma pequena parte não seja federal), são números desanimadores, pois, nesse ritmo, levaremos muitas décadas para superar tal etapa.

Comentários finais

Desde a implantação da Acar, em 1948, foi aventada a hipótese de ser o atraso de nossa agricultura consequência da inexistência de um sistema de extensão rural da dimensão de nossa agricultura. Implantou-se e desenvolveu-se a extensão rural na versão das emateres, Catie de São Paulo, Senar e outras variantes. O agronegócio se tornou um sucesso – 11,4% dos estabelecimentos, 500 mil em 4,4 milhões. E cerca de 3,9 milhões ficaram à margem do agronegócio. Continua-se insistindo que se tem um problema de comunicação, ou seja, de extensão rural. Mas se não forem reduzidas ou eliminadas as imperfeições de mercado, não há como a pequena produção escapar dos grilhões da pobreza, pois a tecnologia, não lucrativa para

ela, não será adotada. Ou seja, não há como ser efetiva a extensão rural. Há programas que lutam contra as imperfeições de mercado, com o Pronaf, as emateres e a compra antecipada da produção da agricultura familiar. Eles precisam se juntar à energia da comunidade, envolvendo lideranças municipais, políticas, da agricultura familiar e empresarial na batalha para aumentar o poder de compra dos pequenos produtores. Hoje, esses programas têm o carimbo do governo federal. Precisam ser incorporados no discurso das lideranças locais, como reivindicações prioritárias, sempre defendidos como investimentos de elevados retornos econômicos e para toda a sociedade.

Referências

- ALVES, E.R. de A.; SOUZA, G. da S. e; ROCHA, D. de P.; MARRA, R. Fatos marcantes da agricultura brasileira. In: ALVES, E.R. de A.; SOUZA, G. da S. e; GOMES, E.G. (Org.). **Contribuição da Embrapa para o desenvolvimento da agricultura no Brasil**. Brasília: Embrapa, 2013. p.1-46.
- BACEN. **Fortalecimento da governança cooperativa no Brasil**: pesquisa Governança em Cooperativas de Crédito 2013/2014. [Brasília], 2015.
- FLACH, A. Governança em cooperativas de crédito. In: MAGRI, C.A.; RISSON, C.; FLACH, A.A.B.; GABRIEL JUNIOR, E. (Org.). **Cooperativismo de Crédito Solidário: reflexões e boas práticas**. Passo fundo: IFIBE, 2010.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Produção Agrícola Municipal - PAM**. 2018. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/agricultura-e-pecuaria/9117-producao-agricola-municipal-culturas-temporarias-e-permanentes.html?=&t=o-que-e>>. Acesso em: 2 dez. 2019.
- INCRA. Instituto Nacional de Colonização e Reforma Agrária. **Incra nos Estados**: informações gerais sobre os assentamentos da Reforma Agrária. Disponível em: <<http://painel.incra.gov.br/sistemas/index.php>>. Acesso em: 29 maio 2018.
- INCRA. Instituto Nacional de Colonização e Reforma Agrária. **Titulômetro**. 2017. Disponível em: <http://incranet.incra.gov.br/index.php?option=com_docman&Itemid=224>. Acesso em: 1 jun. 2018.
- MELLO, P.F. Mediadores da pobreza e a pobreza dos mediadores. **Revista de Política Agrícola**, ano26, p.104-117, 2017.
- 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. (Org.). **Contribuição da Embrapa para o desenvolvimento da agricultura no Brasil**. Brasília: Embrapa, 2013. p.47-86.
- VIEIRA FILHO, J.E.R.; FISHLOW, A. **Agricultura e indústria no Brasil**: inovação e competitividade. Brasília: IPEA, 2017.

Pass-through das exportações do farelo de soja^{1,2}

Leonardo Copetti³
Daniel Arruda Coronel⁴

Resumo – O objetivo deste trabalho consistiu no exame da relação entre variações cambiais e os preços brasileiros de exportação do farelo de soja, relação definida como o *pass-through* da taxa de câmbio, tendo como referência o período de janeiro de 2000 a dezembro de 2018. Estimaram-se modelos em dólar e em euro. Os dados foram coletados nos sites do Ipea e do World Bank. Fez-se uso dos instrumentais de séries temporais, especialmente do Modelo Vetor de Correção de Erros. Os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação do farelo de soja foi nulo para o dólar e o euro, indicativo de que as variações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos de competitividade, afetando apenas o *mark-up* do exportador.

Palavras-chave: competitividade, taxa de câmbio, transmissão de preços.

Pass-through of soybean bran exports

Abstract – The aim of this work consisted of the exam of the relation between the exchange rate variations and the Brazilian export prices of soybean bran, relation defined as the pass-through of the exchange rate, having as reference the period from January, 2000 to December, 2018. For this, we estimated models in dollar and euro. The data were collected in the sites of Institute for Applied Economics Research – IPEA and of the WORLD BANK. In this sense, we used the instrumental of the time series, specially the Vector Error Correction Model. The results found provided indications that the pass-through degree of the exchange rate for the export prices of soybean bran was null for dollar and euro, representing that the exchange rate variations do not translate themselves in gains of competitiveness, affecting only the mark-up of the exporter.

Keywords: competitiveness, exchange rate, transmission of prices.

¹ Original recebido em 25/4/2019 e aprovado em 4/9/2019.

² Este artigo faz parte de uma pesquisa sobre a relação entre variações cambiais em dólar e em euro e os preços brasileiros de exportação do grão, do farelo e do óleo de soja e conta com aporte do CNPq, Edital Universal-2018.

³ Mestre em Administração e membro do grupo de pesquisa de Economia e Finanças da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM). E-mail: leonardocopetti@hotmail.com

⁴ Doutor em Economia Aplicada, professor associado do Departamento de Economia e Relações Internacionais (UFSM), bolsista de Produtividade do CNPq. E-mail: daniel.coronel@uol.com.br

Introdução

Segundo o United States Department of Agriculture (USDA, 2019), o Brasil é o segundo maior exportador mundial de farelo de soja – na safra 2018–2019, o total exportado foi de 15 milhões de toneladas, ou 22,39% das exportações mundiais, que foram de 67 milhões de toneladas.

Além disso, para o Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (Brasil, 2019), o total de farelo de soja exportado pelo Brasil em 2018 foi de US\$ 6,70 bilhões, ou 2,79% das exportações totais do País. Em comparação com 2000, houve incremento de 309% no faturamento das exportações da commodity, sendo de US\$ 1,64 bilhões as exportações nesse ano.

Para Freitas & Massuquetti (2013), as exportações brasileiras de farelo de soja, mesmo competitivas, caíram em 1996–2010. Entre os motivos citados pelos autores estão a implantação da Lei Kandir, em 1996, que desonerou as exportações do grão de soja, e a apreciação cambial, em 2010, que encareceu o produto agrícola brasileiro no mercado internacional.

Segundo Ferreira & Sansó (1999), países com industrialização tardia, como o Brasil, são geralmente considerados com pouco controle sobre os preços que vendem nos mercados internacionais. Dessa forma, as variações da taxa câmbio podem ter pouca relevância na determinação dos preços de exportação, ou seja, o coeficiente de *pass-through* tende a ser nulo.

Assim, esta pesquisa busca responder à seguinte questão: existe diferença entre o grau de *pass-through* para os preços brasileiros de exportação de farelo de soja entre as taxas de câmbio real/dólar e real/euro no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2018?

Este estudo traz elementos que ajudam a compreender a magnitude com que se dá a transmissão de preços para o mercado de farelo de soja, bem como entender como a política econômica e cambial pode impactar a competitividade do exportador brasileiro.

Transmissão de preços e coeficiente de *pass-through* no mercado brasileiro

Ferreira & Sansó (1999) investigaram a relação da taxa de câmbio e os preços das exportações brasileiras de manufaturados, com dados trimestrais, no período de março de 1978 a abril de 1996, dividido em dois subperíodos: de março de 1978 a abril de 1985 e de janeiro de 1986 a abril de 1996. Para isso, usaram a econometria de séries temporais baseadas na metodologia de Engle-Granger, Shin e Johansen. No período de março de 1978 a abril de 1996, os autores encontraram um coeficiente de *pass-through* incompleto, e as variações da taxa de câmbio influenciavam parcialmente os preços de exportação. Já no subperíodo de janeiro de 1986 a abril de 1996, o *pass-through* foi próximo de zero, indicando que as variações da taxa de câmbio possivelmente não exerceram influência sobre os preços das exportações brasileiras de manufaturados, sendo as mudanças nos preços de exportação explicadas basicamente pelo movimento dos preços internacionais. Os autores sugerem que esse resultado está ligado à opção dos exportadores brasileiros de não alterarem seus preços em moeda estrangeira, por causa da extrema instabilidade cambial que caracterizou o período. Dessa forma, para preservar sua participação nos mercados externos, os exportadores optaram por manter seus preços em moeda estrangeira invariantes às mudanças da taxa de câmbio, percebidas como transitórias.

Margarido et al. (2001) analisaram a elasticidade da transmissão de preços no mercado de grão de soja entre o Porto de Rotterdam e o Brasil, de julho de 1994 a setembro de 2000, usando a econometria de séries temporais e do modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC). Como resultados, os autores estimaram um coeficiente de longo prazo para o Porto de Rotterdam de -1,19311, indicativo de que havia uma relação elástica e que as variações dos preços da soja em Rotterdam são transferidas mais do que proporcionalmente, em torno de 119,31%, para os preços domésticos no Brasil. Além disso, o

coeficiente da taxa de câmbio nominal foi de -1,03867, indicando que as variações da taxa de câmbio nominal são transferidas em 103,87% para os preços domésticos no Brasil.

Margarido et al. (2002) usaram o modelo de Mundlack & Larson (1992), baseado na Lei do Preço Único, com a finalidade de estimar a elasticidade de transmissão de preços entre os mercados do Brasil (preço FOB) e o Porto de Rotterdam (preço CIF), de julho de 1994 a setembro de 2001. Usando a econometria de séries temporais (estacionariedade - teste ADF, causalidade de Granger, cointegração de Johansen e modelo VEC), os autores estimaram um coeficiente de longo prazo de -0,98148 para o Porto de Rotterdam, indicando que as variações no mercado externo são transmitidas integralmente para os preços FOB do grão da soja no mercado brasileiro.

Margarido et al. (2007) analisaram a transmissão de preços do grão da soja entre os mercados europeus, brasileiros, argentinos e americanos, de outubro de 1995 a outubro de 2003. Com a econometria de séries temporais e do modelo VEC, constataram que as variações no mercado internacional do preço da soja tendem a ser totalmente transmitidas aos preços no Brasil no longo prazo, de modo que a elasticidade do preço de transmissão é a unidade. Outra importante conclusão foi a de que Brasil e Argentina se apresentaram como mercados tomadores de preços; já o Porto de Rotterdam e os Estados Unidos foram apontados como formadores de preços.

Margarido (2012) investigou a transmissão espacial de preços no mercado internacional do grão da soja de Brasil, Argentina e Rotterdam, de outubro de 1998 a dezembro de 2009. Com a econometria de séries temporais e do modelo VEC, e empregando o modelo de transmissão espacial de preços desenvolvido por Ravallion (1986), o autor identificou que as variações dos preços internacionais do grão de soja (Rotterdam) são transmitidas integralmente ao mercado brasileiro.

Bender Filho et al. (2013) investigaram a relação entre variações cambiais e preços de exportação dos produtos do complexo soja brasileiro, de janeiro de 1999 a novembro de 2011, com cotações mensais. As variáveis utilizadas foram os preços médios de exportação da soja em grão, do farelo e do óleo (US\$/t) no Porto de Paranaguá; o Índice de Preços ao Produtor Amplo – Agropecuária; a taxa de câmbio nominal – média do período (R\$/US\$); e os preços médios internacionais da soja em grão, do farelo e do óleo (US\$/t) em Chicago. Com a econometria de séries temporais e do modelo VEC, os autores estimaram os coeficientes de *pass-through* incompletos para a soja em grão (0,1585), farelo (-0,5337) e óleo de soja (-0,2650), indicando que depreciações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, pois não diminuem expressivamente os preços de exportação em moeda estrangeira.

Copetti et al. (2013) analisaram o relacionamento da taxa de câmbio (R\$/€) e os preços de exportação do grão de soja entre Estados Unidos, Brasil e Argentina (€/t), de janeiro de 2003 a janeiro de 2012. Usando testes de estacionariedade das séries (ADF e KPSS), o teste de cointegração de Johansen e o modelo VEC, foram identificados um coeficiente de *pass-through* incompleto para os Estados Unidos e coeficientes nulos para Brasil e Argentina. No mercado norte-americano, o coeficiente de -0,65 indicou que a taxa de câmbio (U\$/€) influencia parcialmente o preço de exportação do grão de soja (€/t) e que a variação de 1% na taxa de câmbio produz variação de 0,65% no mesmo sentido do preço de exportação do grão de soja. Já nos mercados brasileiros e argentinos, a variação da taxa de câmbio não exerceu influência sobre os preços de exportação do grão de soja.

Souza (2018) buscou avaliar a influência das variações cambiais no desempenho exportador do milho e do algodão considerando dados mensais de janeiro de 2002 a dezembro de 2016. Para estimar o *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação do milho e do algodão, o autor empregou o modelo VEC e o

Modelo Estrutural Vetorial de Correção de Erro. Os resultados mostraram que o *pass-through* da taxa de câmbio para o preço de exportação do milho foi incompleto, implicando que as variações cambiais afetaram a competitividade do exportador dessa cultura. No caso do algodão, o *pass-through* para o preço de exportação foi nulo, o que indica que as variações cambiais agiram impactando apenas o *mark-up* do exportador dessa commodity.

A Tabela 1 mostra uma síntese dos estudos sobre transmissão de preços e coeficiente de *pass-through* nas exportações brasileiras.

Os estudos acima revelaram que o Brasil exibiu um coeficiente de *pass-through* nulo e incompleto nas exportações e que a transmissão de preços internacionais da soja aos preços domésticos se comportou de forma elástica, ou seja, os preços internacionais são transmitidos integralmente aos preços domésticos. Esta pesquisa difere dos estudos citados pelo comparativo do coeficiente de *pass-through* nas exportações de farelo de soja em dólar e em euro.

Metodologia

Modelo analítico

O modelo econométrico *pass-through*, de acordo com Menon (1995), usado em sua forma mais simples, parte de um modelo de *mark-up* que pode ser representado da forma

$$P^*X = (1 + \lambda) (CP / E) \quad (1)$$

em que P^*X é o preço de exportação em moeda estrangeira; (CP / E) é o custo de produção, medido em moeda estrangeira; E é a taxa de câmbio nominal; e λ é o *mark-up*.

Partindo do pressuposto que o *mark-up* pode variar de acordo com a pressão competitiva no mercado mundial, então

$$(1 + \lambda) = [PW / (CP / E)]^\alpha \quad (2)$$

com $[PW / (CP / E)]$ correspondendo à diferença entre o preço das exportações mundiais e o custo de produção do exportador medido em moeda estrangeira.

Substituindo (2) em (1) e aplicando o logaritmo neperiano, chega-se à seguinte equação de preço de exportação em moeda estrangeira:

$$\ln P^*X = (1 + \alpha) \ln(CP / E) + \alpha \ln PW \quad (3)$$

Considerando a versão não restrita da equação 3, em que não se exige que a soma dos coeficientes relativos a $\ln(CP / E)$ e $\ln PW$ seja igual a 1 e em que se admite que os coeficientes relativos a $\ln(CP)$ e $\ln(E)$ difiram em sinal e magnitude, conforme Menon (1995), tem-se

$$\ln P^*X = \phi_0 + \phi_1 \ln CP + \phi_2 \ln E + \phi_3 \ln PW \quad (4)$$

em que o coeficiente de *pass-through* é representado por ϕ_2 .

A análise do resultado desse coeficiente pode ser expressa da seguinte forma:

- 1) $\phi_2 = 0$ significa que a taxa de câmbio não exerce influência sobre o preço em moeda estrangeira dos bens exportados.
- 2) $\phi_2 = -1$ significa que a mudança na taxa de câmbio afeta integralmente o preço em moeda estrangeira dos bens exportados.
- 3) $-1 < \phi_2 < 0$ significa que a mudança na taxa de câmbio afeta parcialmente o preço em moeda estrangeira dos bens exportados.

Procedimentos econométricos

Teste de raiz unitária

Para determinar a ordem de integração das séries de interesse, este trabalho usou os testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (Dickey & Fuller, 1979, 1981) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS) (Kwiatkowski et al., 1992).

Tabela 1. Síntese dos estudos empíricos.

Autor	País	Período	Produto	Metodologia/ objetivo do estudo	Resultados
Ferreira & Sansó (1999)	Brasil	3/1978– 4/1996	Produtos manufaturados	Metodologia de Engle-Granger, Shin e Johansen/ coeficiente de pass- <i>through</i>	<i>Pass-through</i> incompleto
Margarido et al. (2001)	Brasil	7/1994– 9/2000	Grão de soja	Modelo VEC/ elasticidade de transmissão de preços internacional	Coeficiente elástico (-1,19311)
Margarido et al. (2002)	Brasil	7/1994– 9/2001	Grão de soja	Modelo VEC / elasticidade de transmissão de preços internacional	Coeficiente elástico (-0,98148)
Margarido et al. (2007)	Brasil, Argentina e Estados Unidos	10/1995– 10/2003	Grão de soja	Modelo VEC / elasticidade de transmissão de preços internacional	Coeficiente elástico (unidade)
Margarido (2012)	Brasil e Argentina	10/1998– 10/2009	Grão de soja	Modelo VEC / elasticidade de transmissão espacial de preços internacional	Transmissão integral da variação dos preços internacionais do grão de soja ao mercado brasileiro
Bender Filho et al. (2013)	Brasil	1/1999– 11/2011	Grão, farelo e óleo de soja	Modelo VEC / coeficiente de pass- <i>through</i>	<i>Pass-through</i> incompleto para a soja em grão (0,1585), farelo (-0,5337) e óleo (-0,2650)
Copetti et al. (2013)	Estados Unidos, Brasil e Argentina	1/2003– 1/2012	Grão de soja	Modelo VEC / coeficiente de pass- <i>through</i>	<i>Pass-through</i> nulo
Souza (2018)	Brasil	1/2002– 12/2016	Milho e algodão	Modelo VEC / Modelo Estrutural Vetorial de Correção de Erro/ coeficiente de pass- <i>through</i>	<i>Pass-through</i> nulo para o algodão

Esses testes permitem verificar a existência ou não de raízes unitárias nas séries temporais, ou seja, se as variáveis são estacionárias⁵.

O teste ADF consiste na estimativa da seguinte equação por Mínimos Quadrados Ordinários (Enders, 1995):

⁵ Um processo estocástico é estacionário quando sua média e sua variância são constantes ao longo do tempo e quando o valor da covariância entre dois períodos de tempo depende apenas da distância, do intervalo ou da defasagem entre os períodos de tempo, e não do próprio tempo em que a covariância é calculada. Em notação matemática, as propriedades do processo estocástico estacionário podem ser representadas por: (Média) $E(Y_t) = \mu$, (Variância) $\text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$ e (Covariância) $\gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)]$. Um processo estocástico com as propriedades descritas anteriormente é conhecido, na literatura de séries temporais, como processo fracamente estacionário, ou estacionário em covariância, ou estacionário de segunda ordem, ou estacionário em sentido amplo. Um processo estocástico é fortemente estacionário quando todos os momentos de sua distribuição não variam ao longo do tempo (Bueno, 2008).

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

com $\gamma = -(1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i)$ e $\beta_i = \sum_{j=1}^p \alpha_j$,

em que α_0 é o intercepto, γ descreve o comportamento da série temporal, y representa a variável dependente, Δ é a representação do operador de diferença, e ε_t denota o erro, que se admite ser independente e identicamente distribuído. Para determinar o número de defasagens utilizadas no teste para eliminar a autocorrelação residual, adotou-se o menor valor do critério de Schwarz (SBC).

O parâmetro de interesse nas regressões (sem intercepto e sem tendência; com intercepto; com intercepto e tendência) é γ ; se $\gamma = 0$, a série contém uma raiz unitária. Nesse teste, compara-se o resultado da estatística τ com os valores apropriados reportados por Dickey-Fuller para aceitar ou se rejeitar a hipótese nula $\gamma = 0$. A hipótese nula será rejeitada se o valor calculado da estatística τ for maior do que o valor crítico de Dickey-Fuller, indicando que a série é estacionária; caso contrário, a série é não estacionária.

O KPSS é um teste alternativo ao ADF, sendo definido pelo procedimento de um teste de não estacionariedade contra a hipótese nula de estacionariedade, conforme Greene (2008):

$$y_t = \alpha + \beta_t + \gamma \sum_{i=1}^t z_i + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$y_t = \alpha + \beta_t + \gamma Z_t + \varepsilon_t$$

$H_0 : \gamma = 0$, a série é estacionária.

$H_\alpha : \gamma \neq 0$, a série é não estacionária.

Análise de cointegração

Mesmo que variáveis individuais não sejam estacionárias, mas exista pelo menos uma combinação linear estacionária delas, então po-

de-se afirmar que essas variáveis são cointegradas (Greene, 2008), ou seja, é possível verificar uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas, que pode ser estimada e analisada⁶. Dessa forma, para identificar o possível relacionamento de longo prazo entre as séries, utilizou-se o teste de cointegração elaborado por Johansen (1988).

O procedimento de Johansen (1988) considera que todas as variáveis são endógenas e seu uso não é limitado pela existência de endogeneidade do regressor (relação causal no sentido da variável dependente para a variável explicativa). Esse procedimento usa a Máxima Verossimilhança para estimar os vetores de cointegração e permite testar e estimar a presença de vários vetores e não só de um único vetor de cointegração.

De acordo com Harris (1995), definido um vetor z_t de n variáveis potencialmente endógenas, é possível especificar o seguinte processo gerador, e modelar z_t como um vetor autorregressivo (VAR) irrestrito com k defasagens de z_t :

$$z_t = A_1 z_{t-1} + \dots + A_k z_{t-k} + u_t \quad (7)$$

em que z_t é um vetor $(n \times 1)$, A_i é uma matriz de parâmetros $(n \times n)$ e $u_t \sim \Pi D(\mu, \sigma^2)$.

Ainda conforme Harris (1995), a equação 7 pode ser reparametrizada em termos de um modelo VEC esboçado como

$$\Delta z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta z_{t-k+1} + \Pi z_{t-k} + \varepsilon_t \quad (8)$$

em que $\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i)$, ($i = 1, \dots, k-1$) e $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$. Da forma como especificado, o sistema contém informações de curto e longo prazos a mudanças de z_t , via estimativas de $\hat{\Gamma}_i$ e $\hat{\Pi}$, respectivamente, com $\Pi = \alpha\beta'$, α representando a velocidade de ajustamento ao desequilíbrio e β , a matriz de coeficientes de longo prazo.

A importância do modelo de correção de erro reside no fato de ele permitir a ligação entre aspectos relacionados à dinâmica de curto prazo

⁶ Engle & Granger (1987) mostram que, se todas as séries de interesse possuem a mesma ordem de integração $I(d)$, e se existir um vetor α , com $\alpha \neq 0$, em que a combinação linear dessas variáveis seja de ordem $d - b$, $Z_t = \alpha' X_t \sim I(d - b)$, $b > 0$, então pode-se afirmar que X_t é um vetor de variáveis cointegradas denotadas por $X_t \sim CI(d, b)$.

com os de longo prazo (Hamilton, 1994). Dessa forma, os mecanismos de correção de erro pretendem fornecer um caminho para combinar as vantagens de se modelar tanto em nível quanto nas diferenças. Nesse modelo, não apenas a dinâmica do processo de ajustamento de curto prazo mas também a do processo de longo prazo são modeladas simultaneamente.

O número de vetores de cointegração depende do posto ou rank (r) da matriz Π . Em termos de vetores de cointegração, têm-se três possibilidades, conforme Enders (1995): se o posto de Π é completo, então as variáveis Y_t são I(0), ou seja, significa que qualquer combinação linear entre as variáveis é estacionária, e o ajuste do modelo deve ser efetuado com as variáveis em nível; se o posto de Π é zero, então não há relacionamento de cointegração, e o modelo deve ser ajustado com as variáveis em diferença; quando Π tem posto reduzido, há r vetores de cointegração.

Para Enders (1995), o rank de uma matriz é igual ao número de raízes características estritamente diferentes de zero, que pode ser identificado por meio de dois testes estatísticos. O primeiro deles é o do traço, que testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração distintos é menor ou igual a r contra a hipótese alternativa de que o número desses vetores é maior do que r , que pode ser definido por

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda'_i) \quad (9)$$

em que λ'_i = valores estimados das raízes características obtidos da matriz Π ; T = número de observações.

O segundo teste é o do máximo autovalor, que testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração é r contra a hipótese alternativa da existência de $r + 1$ vetores de cointegração, podendo ser expresso por

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \lambda'_{r+1}) \quad (10)$$

Verificada a cointegração entre as séries analisadas, estima-se o modelo VEC, conforme definido na expressão 8.

Testes de autocorrelação

1) Teste de Portmanteau

O teste de Portmanteau calcula as estatísticas *Box-Pierce/Ljung-Box* multivariadas para correlação serial residual até a defasagem especificada.

Box & Pierce (1970) desenvolveram uma estatística Q baseada na soma dos quadrados das autocorrelações. A estatística de Box-Pierce,

$$Q = T \times \sum_{k=1}^q \rho_k^2,$$

é comparada à distribuição qui-quadrado com q graus de liberdade. Caso o resíduo seja um ruído branco, a estatística Q definida segue uma distribuição qui-quadrado com q graus de liberdade.

Ljung & Box (1978), conhecido como teste de Box-Pierce modificado, também é utilizado para verificar se há falha de ajuste em um modelo temporal. O teste examina as n primeiras autocorrelações dos resíduos; caso estas sejam pequenas, há indício de que não há falha no ajuste. A hipótese nula desse teste considera que as autocorrelações até o lag n é igual a zero, e a estatística do teste é definida por

$$Q^* = T * (T - 2) \sum_k^n \frac{\hat{\rho}_k^2}{T - k} \quad (11)$$

em que $\hat{\rho}_k$ é a autocorrelação estimada dos resíduos na defasagem k , e n é o número de lags testado. O teste rejeitar a hipótese nula caso $Q^* > X^2_{1-\alpha; q}$, sendo $X^2_{1-\alpha; q}$ uma distribuição qui-quadrado com q graus de liberdade e nível de significância α .

2) Teste LM

O teste de Breusch (1978) - Godfrey (1978), também conhecido como teste LM (Lagrange Multiplier) para autocorrelação, testa a hipótese nula de ausência de autocorrelação até a defasagem p . Depois de definir o modelo e estimar seus coeficientes, o teste consiste em efetuar uma

regressão do resíduo contra o próprio resíduo defasado no tempo e as variáveis explicativas,

$$\hat{u}_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \hat{\rho}_1 \hat{u}_{t-1} + \hat{\rho}_2 \hat{u}_{t-2} + \dots + \hat{\rho}_p \hat{u}_{t-p} + v_t \quad (12)$$

em que os últimos termos $\hat{u}_{t-1}, \hat{u}_{t-2}, \dots, \hat{u}_{t-p}$ são os resíduos estimados pela equação do modelo adotado.

Fonte dos dados

Os dados para a estimação do modelo da equação 4 foram coletados nos seguintes sites: Instituto de Economia Aplicada – Ipea (2019), para as variáveis preço de exportação do farelo de soja (preço médio do farelo de soja vendido no atacado no Paraná, R\$/t, transformado em US\$/t e em €/t), custo de produção, utilizando como *proxy* o Índice de Preços ao Atacado - Disponibilidade Interna (IPA-DI), as taxas de câmbio nominal (R\$/US\$ e R\$/€); World Bank (2019), para a variável preço internacional do farelo de soja (farelo de soja, preço CIF em Rotterdam, US\$/t, e transformado em €/t). O período analisado foi de janeiro de 2000 a dezembro de 2018, com cotações mensais, totalizando 228 observações. A Tabela 2 mostra um resumo das variáveis estimadas no modelo.

Análise e discussão dos resultados

Como forma de indicar a ordem de integração das séries de análise, foram aplicados dois testes de estacionariedade: Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Kwiatkowski, Philips, Schmidt e Shin (KPSS) (Tabelas 3 e 4).

Conforme a Tabela 3, todas as séries são não estacionárias em nível, com 5% de significância para o teste ADF, ou seja, sua média, ou variância (ou ambas) varia com o tempo. Já de acordo com o teste KPSS, as séries da taxa de câmbio

Tabela 2. Variáveis estimadas no modelo.

Variável	Sigla
Log preço de exportação do farelo de soja em dólar	LBRA_SFD
Log preço de exportação do farelo de soja em euro	LBRA_SFE
Log preço de exportação do farelo de soja em reais	LBRA_SFR
Log custo de produção no Brasil	LBRA_CP
Log taxa de câmbio real/dólar	LBRA_D
Log taxa de câmbio real/euro	LBRA_E
Log preço internacional do farelo de soja em dólar	LINT_SFD
Log preço internacional do farelo de soja em euro	LINT_SFE

Tabela 3. Testes de raiz unitária em nível aplicados nas séries mensais de preços de exportação do farelo de soja (US\$/t, €/t e R\$/ts, custo de produção, taxas de câmbio nominal (R\$/US\$ e R\$/€) e preços internacionais do farelo de soja (US\$/t e €/t), de janeiro de 2000 a dezembro de 2018.

Série	Teste ADF			Teste KPSS		
	Modelo	Estatística de teste		Modelo	Estatística de teste	
LBRA_SFD	Constante	-2,351683	ns	Constante	1,498973	***
LBRA_SFE	Constante	-2,491703	ns	Constante	1,508401	***
LBRA_SFR	Constante	-1,971740	ns	Constante	1,664349	***
LBRA_CP	Constante	-2,199909	ns	Constante	1,901491	***
LBRA_D	Constante	-1,348579	ns	Constante	0,457308	*
LBRA_E	Constante	-1,856183	ns	Constante	0,681918	**
LINT_SFD	Constante	-2,020180	ns	Constante	1,424352	***
LINT_SFE	Constante	-2,113602	ns	Constante	1,479278	***

Notas: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%; ns: não significativo

Tabela 4. Testes de raiz unitária em primeira diferença aplicados nas séries mensais de preços de exportação do farelo de soja (US\$/t, €/t e R\$/t), custo de produção, taxas de câmbio nominal (R\$/US\$ e R\$/€) e preços internacionais do farelo de soja (US\$/t e €/t), de janeiro de 2000 a dezembro de 2018.

Série	Teste ADF			Teste KPSS		
	Modelo	Estatística de teste		Modelo	Estatística de teste	
LBRA_SFD	Constante	-9,964743	***	Constante	0,094289	ns
LBRA_SFE	Constante	-10,39145	***	Constante	0,033618	ns
LBRA_SFR	Constante	-9,937427	***	Constante	0,028992	ns
LBRA_CP	Constante	-6,411110	***	Constante	0,325420	ns
LBRA_D	Constante	-9,965397	***	Constante	0,134717	ns
LBRA_E	Constante	-11,33721	***	Constante	0,093503	ns
LINT_SFD	Constante	-10,16310	***	Constante	0,093584	ns
LINT_SFE	Constante	-11,51067	***	Constante	0,048402	ns

Notas: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%; ns: não significativo.

(R\$/US\$ e R\$/€) são estacionárias em nível, respectivamente, com 10% e 5% de significância. Conforme a Tabela 4, há concordância em ambos os testes. Efetuada a primeira diferença, as séries são estacionárias, com 5% de significância.

Efetuados os testes de estacionariedade das séries e identificada a ordem de integração, a próxima etapa consiste em analisar individualmente a dinâmica do repasse cambial nos preços de exportação do farelo de soja.

Modelo 1: farelo de soja em dólar e taxa de câmbio R\$/US\$

A Figura 1 mostra a evolução do preço de exportação do farelo de soja (US\$/t) e da taxa de câmbio nominal (R\$/US\$) de janeiro de 2000 a dezembro de 2018.

Com base na Figura 1, conclui-se que as séries exibem tendência estocástica, ou seja, um padrão aleatório ao longo do tempo. Contudo,

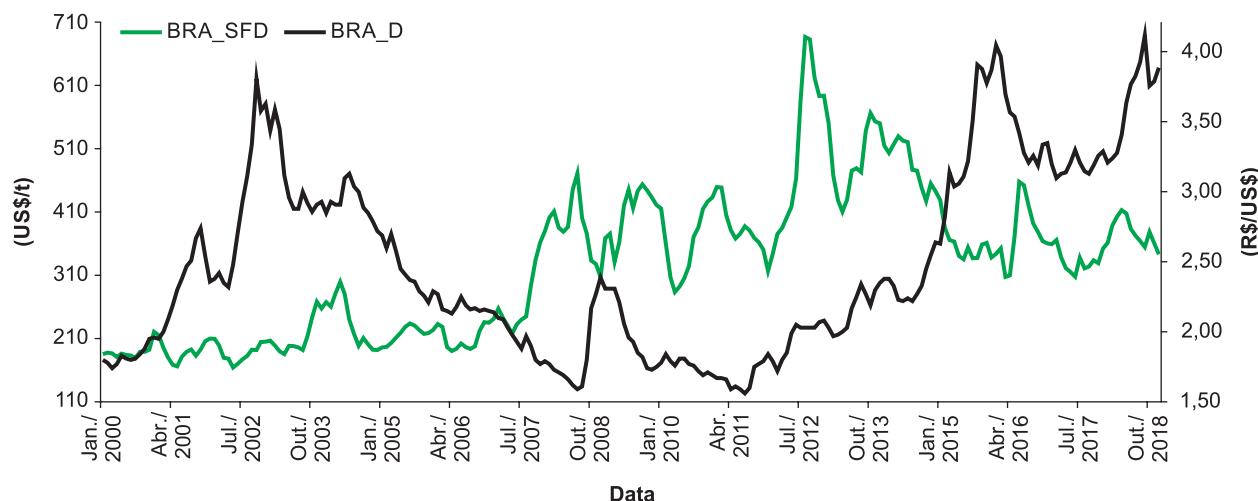


Figura 1. Relação entre o preço de exportação do farelo de soja (US\$/t) e a taxa de câmbio nominal (R\$/US\$) de janeiro de 2000 a dezembro de 2018.

Fonte: elaborado com dados de Ipea (2019).

é possível que os dados apresentem um relacionamento de longo prazo a ser confirmado pelo teste de cointegração. Para a realização do teste, é necessário verificar o número de defasagens (Tabela 5).

Com base na Tabela 5, é 2 o número de defasagens a serem incluídas no VAR, já que todos os critérios considerados indicaram o mesmo número de defasagens do VAR auxiliar.

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum

vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 1% para a estatística do traço e para a estatística do máximo autovalor (Tabela 6). Além disso, o modelo da equação de cointegração que mais se ajustou ao teste foi o caso 4 do sumário do teste, com as variáveis em nível e as equações de cointegração com tendência linear e as equações de cointegração com interceptos.

Conforme a Tabela 7, somente o coeficiente da taxa de câmbio (R\$/US\$) foi não significativo ao nível de 10%; os demais coeficientes foram significativos ao nível de 1%.

Tabela 5. Critério de defasagem do VAR auxiliar para o Modelo 1.

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	1.885,740	NA	6,61e-13	-16,69411	-16,45042	-16,59575
2	2.022,346	263,4545*	2,25e-13*	-17,77095*	-17,28357*	-17,57422*
3	2.032,569	19,35059	2,37e-13	-17,71937	-16,98830	-17,42428
4	2.043,719	20,70660	2,48e-13	-17,67606	-16,70131	-17,28260

Nota 1: LogL – valor da verossimilhança; LR – p-valor do teste de razão de verossimilhança; FPE – Erro de Predição Final; AIC – Critério de Informação de Akaike; BIC – Critério de Informação Bayesiano de Schwarz; HQC – Critério de Informação de Hannan & Quinn.

Nota 2: * indica a defasagem ótima *n* definida pelo critério.

Tabela 6. Teste de cointegração de Johansen para o Modelo 1.

	Estatística do traço		Estatística do máximo autovalor	
	Calculado	p-valor	Calculado	p-valor
R = 0	86,04588***	0,0002	53,73018***	0,0000
R ≤ 1	32,31569	0,3716	14,29487	0,6970
R ≤ 2	18,02082	0,3425	11,98252	0,4168
R ≤ 3	6,038297	0,4555	6,038297	0,4555

Nota: ** significativo a 5%; *** significativo a 1%.

Tabela 7. Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o Modelo 1.

LBRA_SFD (-1)	LBRA_CP (-1)	LBRA_D (-1)	LINT_SFD (-1)	@TREND(00M01)	C
1,0000	0,222323*** (0,08594) [2,58703]	-0,052668ns (0,04203) [-1,25318]	-1,022572*** (0,04643) [-22,0237]	-0,001261*** (0,00049) [-2,57854]	-0,948753 - -

Nota 1: LBRA_SFD – logaritmo neperiano do preço de exportação do farelo de soja (US\$/t); LBRA_CP – logaritmo neperiano do custo de produção; LBRA_E – logaritmo neperiano da taxa de câmbio (R\$/US\$); LINT_SFD – logaritmo neperiano do preço internacional do farelo de soja (US\$/t); @TREND(00M01) – tendência; C – constante. Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão; entre colchetes, à estatística t. Nota 3: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%; ns não significativo.

Na equação

$$\begin{aligned} LBRA_SFDt = & -0,22 LBRA_CP + \\ & + 1,02 LINT_SFDt + \quad (13) \\ & + 0,001@TREND(00M01) + 0,95 \end{aligned}$$

é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

De acordo com a equação 13, verifica-se que o coeficiente de *pass-through* foi nulo, indicando que a variação da taxa de câmbio (R\$/US\$) não exerce influência sobre o preço de exportação do farelo de soja em dólar.

Bender Filho et al. (2013) encontraram um *pass-through* incompleto para o farelo soja, mas tanto a série de preços internacionais quanto o período de análise utilizado pelos autores são distintos dos desta pesquisa. Já Copetti et al. (2013), para o grão de soja, e Souza (2018), para o algodão, indicaram coeficientes de *pass-through* nulos, corroborando o presente resultado.

Além disso, na seção seguinte foi estimado o mesmo modelo da equação 13, mas com o preço de exportação do farelo de soja em reais. Como resultados, de acordo com a equação 14, percebeu-se um *pass-through* completo, ou seja, as variações da taxa de câmbio nominal (R\$/US\$) são totalmente repassadas ao preço de exportação em reais. Dessa forma, com base nos resultados das equações 13 e 14, é possível inferir que as variações cambiais não se traduzem em ganhos de competitividade ao exportador, já que não reduzem os preços de exportação em dólares – afetam apenas o faturamento em reais e a lucratividade.

Ainda de acordo com a equação 13, o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona queda de 0,22% no preço de exportação do farelo de soja em dólar; e o aumento de 1% no preço internacional do farelo de soja em dólar determina aumento de 1,02% no preço de exportação do farelo de soja em dólar. O resultado encontrado nesta pesquisa

sugere um coeficiente elástico na transmissão de preços e valida a Lei do Preço Único de acordo com Mundlack & Larson (1992), ou seja, bens idênticos, em regiões distintas, em livre concorrência de mercado, devem ser vendidos pelo mesmo preço. Outros estudos sobre elasticidade de transmissão de preço no mercado da soja também corroboraram este resultado de um coeficiente elástico na transmissão do preço internacional ao mercado brasileiro (Margarido et al., 2001, 2002, 2007; Margarido, 2012).

Para maior acuidade no diagnóstico do modelo, foram estimados dois testes de correlação serial para os resíduos. A Tabela 8 mostra que para até 12 defasagens o teste indica rejeição da hipótese nula de que a correlação serial é diferente de zero, com 5% de significância. Dessa forma, os resultados de diagnóstico do modelo estimado são válidos e apresentam um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

Modelo 2: farelo de soja em real e taxa de câmbio R\$/US\$

A Tabela 9 mostra que todos os coeficientes foram significativos ao nível de 1%.

Na equação

$$\begin{aligned} LBRA_SFRt = & -0,22 LBRA_CP + \\ & + 1,05 LBRA_D + \quad (14) \\ & + 1,02 LINT_SFDt \\ & + 0,001@TREND(00M01) + 0,95 \end{aligned}$$

é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

A equação 14 mostra que o coeficiente de *pass-through* foi completo, indicando que a variação da taxa de câmbio (R\$/US\$) é totalmente repassada ao preço de exportação do farelo de soja em reais, ou seja, o aumento de 1% na taxa de câmbio ocasiona aumento de 1,02% no preço de exportação do farelo de soja cotado em

Tabela 8. Testes de correlação serial para os resíduos do VEC para o Modelo 1.

Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est. ajust. Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	0,307938	-	0,309313	-	18,34354	0,3042
2	9,141367	-	9,221965	-	20,96168	0,1800
3	25,99015	0,6260	26,29843	0,6095	23,50065	0,1010
4	44,26595	0,5029	44,90502	0,4759	22,45199	0,1292
5	64,22453	0,3643	65,31720	0,3292	22,19030	0,1372
6	74,31829	0,5654	75,68751	0,5210	11,27085	0,7925
7	85,79932	0,6890	87,53719	0,6404	11,79471	0,7580
8	108,7613	0,4884	111,3456	0,4196	24,33909	0,0824
9	119,3808	0,6250	122,4077	0,5489	11,08698	0,8041
10	130,3794	0,7288	133,9178	0,6514	11,12989	0,8014
11	152,2488	0,5922	156,9114	0,4870	22,66215	0,1231
12	163,2353	0,6912	168,5169	0,5821	11,26988	0,7925

Tabela 9. Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o Modelo 2.

LBRA_SFR (-1)	LBRA_CP (-1)	LBRA_D (-1)	LINT_SFD (-1)	@TREND(00M01)	C
1,0000	0,222323*** (0,08594) [2,58703]	-1,052668*** (0,04203) [-25,0468]	-1,022572*** (0,04643) [-22,0237]	-0,001261*** (0,00049) [-2,57854]	-0,948753 - -

Nota 1: LBRA_SFR – logaritmo neperiano do preço de exportação do farelo de soja (R\$/t); LBRA_CP – logaritmo neperiano do custo de produção; LBRA_E – logaritmo neperiano da taxa de câmbio (R\$/US\$); LINT_SFD – logaritmo neperiano do preço internacional do farelo de soja em dólar (US\$/t); @TREND(00M01) – tendência; C – constante. Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão; entre colchetes, à estatística t. Nota 3: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%; ns não significativo.

reais. Os demais dados desse modelo (critério de defasagem do VAR auxiliar, teste de cointegração de Johansen, coeficientes do vetor de cointegração, com exceção da taxa de câmbio, e testes de correlação serial dos resíduos do modelo VEC) são idênticos aos do Modelo 1.

Modelo 3: farelo de soja em euro e taxa de câmbio R\$/€

A Figura 2 mostra a evolução do preço de exportação do farelo de soja (€/t) e a taxa de câmbio nominal (R\$/€ de janeiro de 2000 a dezembro de 2018).

Com base na Figura 2, identifica-se que as séries exibem tendência estocástica. Contudo, é

possível que os dados apresentem um relacionamento de longo prazo a ser confirmado pelo teste de cointegração.

Com base na Tabela 10, é 2 o número de defasagens a serem incluídas no VAR, já que todos os critérios considerados indicaram o mesmo número de defasagens do VAR auxiliar.

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 1% (Tabela 11). Além disso, o modelo da equação de cointegração que mais se ajustou ao teste foi o caso 4 do sumário do teste, com as variáveis em nível e as equações de cointegração com tendência linear e as equações de cointegração com interceptos.

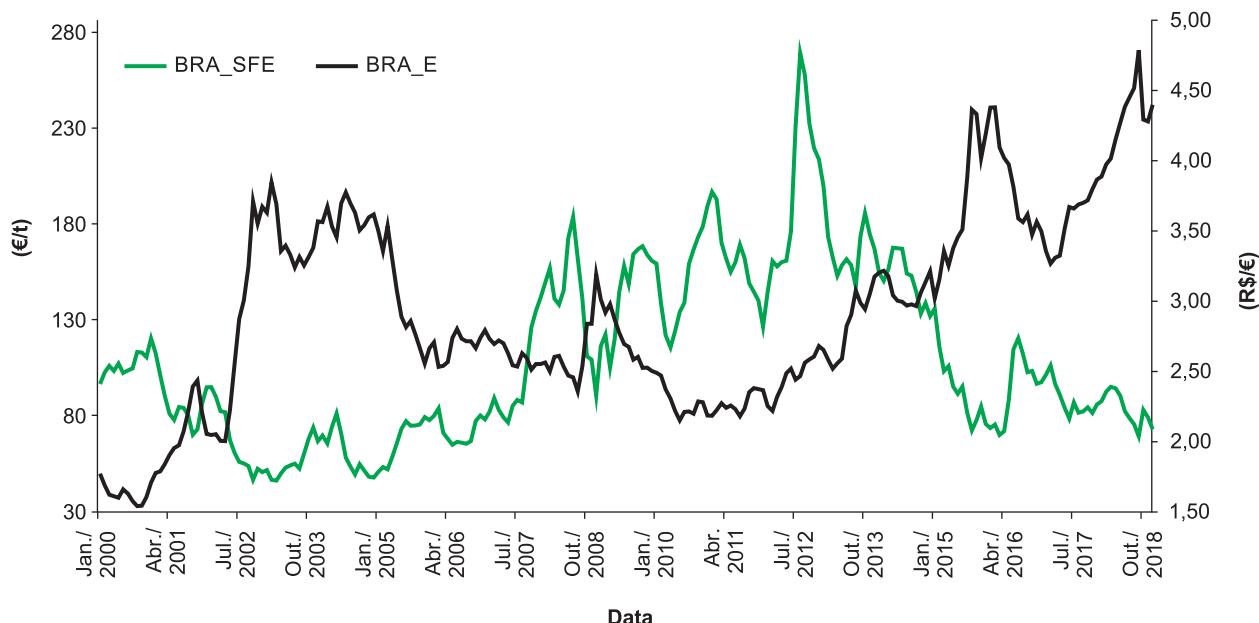


Figura 2. Relação entre o preço de exportação do farelo de soja (€/t) e a taxa de câmbio nominal (R\$/€) de janeiro de 2000 até dezembro de 2018.

Fonte: elaborado com dados de Ipea (2019).

Tabela 10. Critério de defasagem do VAR auxiliar para o Modelo 3.

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	1.882,602	NA	6,79e-13	-16,66609	-16,42240	-16,56772
2	2.005,983	237,9500*	2,60e-13*	-17,62485*	-17,13747*	-17,42812*
3	2.013,828	14,84868	2,80e-13	-17,55204	-16,82097	-17,25694
4	2.026,184	22,94712	2,90e-13	-17,51950	-16,54475	-17,12604

Nota 1: LogL – valor da verossimilhança; LR – p-valor do teste de razão de verossimilhança; FPE – Erro de Predição Final; AIC – Critério de Informação de Akaike; BIC – Critério de Informação Bayesiano de Schwarz; HQC – Critério de Informação de Hannan & Quinn.

Nota 2: * indica a defasagem óptima n definida pelo critério.

Tabela 11. Teste de cointegração de Johansen para o Modelo 3.

	Estatística do traço		Estatística do máximo autovalor	
	Calculado	p-valor	Calculado	p-valor
R = 0	80,38528***	0,0011	50,31414***	0,0001
R ≤ 1	30,07114	0,4980	12,75437	0,8219
R ≤ 2	17,31677	0,3917	12,37798	0,3808
R ≤ 3	4,938790	0,6052	4,938790	0,6052

Nota: ** significativo a 5% e *** significativo a 1%.

De acordo com a Tabela 12, somente o coeficiente da taxa de câmbio (R\$/€) foi não significativo ao nível de 10%; os demais coeficientes foram significativos ao nível de 1%.

Na equação

$$\begin{aligned} \text{LBRA_SFEt} = & -0,25 \text{ LBRA_CP} + \\ & + 1,03 \text{ LINT_SFEt} \quad (15) \\ & + 0,001@\text{TREND}(00M01) + 1,05 \end{aligned}$$

é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

De acordo com a equação 15, o coeficiente de *pass-through* foi nulo, indicando que a variação da taxa de câmbio (R\$/€) não exerce influência sobre o preço de exportação do farelo de soja em euro.

Copetti et al. (2013) também encontraram um coeficiente de *pass-through* nulo para o grão de soja. O resultado de um *pass-through* nulo também foi confirmado por Souza (2018).

Adiante é estimado o mesmo modelo da equação 15, mas com o preço de exportação do farelo de soja em reais. Como resultados, de acordo com a equação 16, percebeu-se um *pass-through* completo, ou seja, as variações da taxa de câmbio nominal (R\$/€) são totalmente repassadas ao preço de exportação em reais. Dessa forma, com base nos resultados das equações 15 e 16, foi possível inferir que as variações cambiais não se traduzem em ganhos de competitividade ao exportador e afetam apenas

o *mark-up*, já que são integralmente repassadas ao preço de exportação na sua própria moeda.

Ainda de acordo com a equação 15, o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona queda de 0,25% no preço de exportação do farelo de soja em euro, e o aumento de 1% no preço internacional do farelo de soja, em euro, determina alta de 1,03% no preço de exportação do farelo de soja em euro.

A Tabela 13 mostra os resultados dos dois testes de correção serial para os resíduos, para fins de diagnóstico do modelo. Para até 12 defasagens, o teste indicou a rejeição da hipótese nula de que a correlação serial é diferente de zero, com 1% de significância. Dessa forma, com os resultados de diagnóstico, o modelo estimado é válido e exibe relacionamento correto e confiável entre as variáveis.

Modelo 4: farelo de soja em reais e taxa de câmbio R\$/€

De acordo com a Tabela 14, todos os coeficientes foram significativos ao nível de 1%.

Na equação

$$\begin{aligned} \text{LBRA_SFRt} = & -0,25 \text{ LBRA_CP} + \\ & + 1,05 \text{ LBRA_E} + \quad (16) \\ & + 1,03 \text{ LINT_SFEt} \\ & + 0,001@\text{TREND}(00M01) + 1,05 \end{aligned}$$

é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

Tabela 12. Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o Modelo 3.

LBRA_SFE (-1)	LBRA_CP (-1)	LBRA_E (-1)	LINT_SFE (-1)	@TREND(00M01)	C
1,0000	0,245320*** (0,09636) [2,54577]	-0,048959ns (0,04973) [-0,98440]	-1,026670*** (0,04974) [-20,6392]	-0,001364*** (0,00057) [-2,40471]	-1,051336 - -

Nota 1: LBRA_SFE – logaritmo neperiano do preço de exportação do farelo de soja (€/t); LBRA_CP – logaritmo neperiano do custo de produção; LBRA_E – logaritmo neperiano da taxa de câmbio (R\$/€); LINT_SFE – logaritmo neperiano do preço internacional do farelo de soja (€/t); @TREND(00M01) – tendência; C – constante. Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão; entre colchetes, à estatística t. Nota 3: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%, ns não significativo.

Tabela 13. Teste de correlação serial para os resíduos do VEC para o Modelo 3.

Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est. ajust. Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	0,335663	-	0,337162	-	17,48378	0,3550
2	9,597963	-	9,682532	-	19,90152	0,2247
3	24,19068	0,7195	24,47245	0,7053	21,21701	0,1703
4	41,11366	0,6373	41,70173	0,6125	21,99106	0,1435
5	58,28471	0,5749	59,26303	0,5391	18,31809	0,3056
6	70,95008	0,6725	72,27539	0,6311	14,04282	0,5955
7	82,17498	0,7815	83,86072	0,7402	11,48817	0,7784
8	100,2271	0,7141	102,5784	0,6548	19,09056	0,2640
9	112,1681	0,7877	115,0169	0,7279	12,20152	0,7300
10	123,7491	0,8490	127,1366	0,7922	11,77837	0,7591
11	142,1179	0,7967	146,4496	0,7161	19,02927	0,2671
12	155,1027	0,8318	160,1659	0,7491	13,26174	0,6535

Tabela 14. Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o Modelo 4.

LBRA_SFR (-1)	LBRA_CP (-1)	LBRA_E (-1)	LINT_SFE (-1)	@TREND(00M01)	C
1,0000 (0,09636) [2,54577]	0,245320*** (0,04973) [-21,0910]	-1,048959*** (0,04974) [-20,6392]	-1,026670*** (0,04974) [-2,40471]	-0,001364*** (0,00057) [-2,40471]	-1,051336 - -

Nota 1: LBRA_SFR – logaritmo neperiano do preço de exportação do farelo de soja (R\$/t); LBRA_CP – logaritmo neperiano do custo de produção; LBRA_E – logaritmo neperiano da taxa de câmbio (R\$/€); LINT_SFE – logaritmo neperiano do preço internacional do farelo de soja em euro (€/t); @TREND(00M01) – tendência; C – constante. Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão; entre colchetes, à estatística t. Nota 3: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%, ns não significativo.

Conforme a equação 16, o coeficiente de *pass-through* foi completo, indicando que a variação da taxa de câmbio (R\$/US\$) é totalmente repassada ao preço de exportação do farelo de soja em reais. Os demais dados do modelo (critério de defasagem do VAR auxiliar, teste de cointegração de Johansen, coeficientes do vetor de cointegração, com exceção da taxa de câmbio, e testes de correlação serial dos resíduos do modelo VEC) foram idênticos aos do Modelo 3.

Conclusões

O trabalho fez uma investigação da influência da variação da taxa de câmbio nos preços de exportação do farelo de soja em dólar e em euro.

Os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de *pass-through* da taxa de câmbio (R\$/US\$ e R\$/€) para os preços de exportação do farelo de soja (em dólar e em euro) foi nulo.

Com base nisso, pode-se inferir que o coeficiente de *pass-through* encontrado determina que depreciações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos de competitividade, dado que não reduzem os preços de exportação.

Desse modo, como as variações cambiais não determinaram efeitos sobre a competitividade do farelo de soja, cabe um enfoque sobre aspectos como o grau de concorrência na formação de preços desse mercado (*pricing to market*) e a elasticidade-preço da demanda. Logo, as características do mercado do farelo de soja,

como a elevada concentração, mas com reduzido poder de mercado dos exportadores, com o crescimento da renda mundial, têm possivelmente eliminado o ajuste dos preços decorrentes de depreciações cambiais.

Além disso, pode-se inferir que políticas públicas cujo objetivo é fomentar as exportações brasileiras do farelo de soja via desvalorização cambial podem não ser o melhor instrumento para estimular seu incremento. Porém, a elevação do *markup* do exportador decorrente da desvalorização cambial e o aumento do faturamento em reais também podem atuar como estímulos na oferta da commodity ao mercado externo.

Entre as limitações deste trabalho, está o fato de o coeficiente de *pass-through* estimado ser estático, ou seja, ele permitiu a análise geral de um período específico, não compreendendo o dinamismo da taxa de câmbio e a influência período a período sobre os preços do mercado doméstico e de exportação. Recomenda-se, para estudos posteriores, o comparativo em subperíodos, bem como a aplicação do filtro de *Kalman* como forma de captar a dinâmica do repasse cambial.

Referências

- BENDER FILHO, R.; AMORIM, A.L.; SOUSA, E.P. de; CORONEL, D.A. Relação entre a taxa de câmbio e os preços de exportação dos produtos do complexo soja. *Revista Ciências Administrativas*, v.19, p.121-144, 2013.
- BOX, G.E.P.; PIERCE, D.A. Distribution of residual autocorrelations in autoregressive-integrated moving average time series models. *Journal of the American Statistical Association*, v.65, p.1509-1526, 1970. DOI: <https://doi.org/10.1080/01621459.1970.10481180>.
- BRASIL. Ministério da Economia, Indústria, Comércio Exterior e Serviços. **Balança Comercial**. Disponível em: <<http://www.mdic.gov.br/index.php/balanca-comercial>>. Acesso em: 1 mar. 2019.
- BREUSCH, T.S. Testing for autocorrelation in dynamic linear models. *Australian Economic Papers*, v.17, p.334-355, 1978. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1467-8454.1978.tb00635.x>.
- BUENO, R. de L. da S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.
- COPETTI, L.S.; VIEIRA, K.M.; CORONEL, D.A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação da soja em grão: análise dos mercados dos Estados Unidos, do Brasil e da Argentina. *Revista em Agronegócios e Meio Ambiente*, v.6, p.435-461, 2013.
- DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v.74, p.427-431, 1979. DOI: <https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531>.
- DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v.49, p.1057-1073, 1981. DOI: <https://doi.org/10.2307/1912517>.
- ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. Nova York: J. Wiley & Sons, 1995.
- ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W. Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, v.55, p.251-276, 1987.
- FERREIRA, A.; SANSÓ, A. Exchange rate pass-through: the case of Brazilian exports of manufactures. In: WORLD CONGRESS OF THE INTERNATIONAL ECONOMIC ASSOCIATION, 12., Buenos Aires, 1999. [Proceedings]. [S.I.]: IEA, 1999.
- FREITAS, G. da S.; MASSUQUETTI, A. A competitividade e o grau de concentração das exportações do complexo soja do Brasil, da Argentina e dos Estados Unidos da América no período 1995/2010. *Revista Eletrônica em Gestão, Educação e Tecnologia Ambiental – REGET*, v.16, p.3113-3133, 2013.
- GODFREY, L. G. Testing for higher order serial correlation in regression equations when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica*, v.46, p.1303-1310, 1978. DOI: <https://doi.org/10.2307/1913830>.
- GREENE, W.H. **Econometrics Analysis**. 6th ed. Upper Saddle River: Pearson Prentice Hall, 2008.
- HAMILTON, J.D. **Time series analysis**. New Jersey: Princeton University Press, 1994.
- HARRIS, R.I.D. **Using cointegration analysis in econometric modelling**. London: Prentice-Hall-Harvester Wheatsheaf, 1995.
- IPEA. **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 14 jan. 2019.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamic and Control*, v.12, p.231-254, 1988.
- KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.C.B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root: how sure are we

that economic time series have a unit root? **Journal of Econometrics**, v.54, p.159-178, 1992.

LJUNG, G.M.; BOX, G.E.P. On a measure of lack of fit in time series models. **Biometrika**, v.65, p.297-303, 1978.

MARGARIDO, M.A. Análise da transmissão espacial de preços no mercado internacional de soja. **Revista de Economia e Administração**, v.11, p.281-303, 2012.

MARGARIDO, M.A.; FERNANDES, J.M.; TUROLLA, F.A. Análise da formação de preços no mercado internacional de soja: o caso do Brasil. **Agricultura em São Paulo**, v.47, p.71-85, 2002.

MARGARIDO, M.A.; TUROLLA, F.A.; BUENO, C.R.F. The world market for soybeans: price transmission into Brazil and effects from the timing of crop and trade. **Nova Economia**, v.17, p.241-270, 2007.

MARGARIDO, M.A.; TUROLLA, F.A.; FERNANDES, J.M. Análise da elasticidade de transmissão de preços no mercado internacional de soja. **Pesquisa & Debate**, v.12, p.5-40, 2001.

MENON, J. Exchange rates and import prices for a small open economy. **Applied Economics**, v.27, p.297-301, 1995. DOI: <https://doi.org/10.1080/00036849500000113>.

MUNDLACK, Y.; LARSON, D.F. On the transmission of world agricultural prices. **The World Bank Economic Review**, v.6, p.399-422, 1992. DOI: <https://doi.org/10.1093/wber/6.3.399>.

RAVALLION, M. Testing market integration. **American Journal of Agricultural Economics**, v.68, p.102-109, 1986. DOI: <https://doi.org/10.2307/1241654>.

SOUZA, D.K.F. de. **O impacto das variações cambiais nas exportações do milho e do algodão**. 2018. 95p. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de São Carlos, Sorocaba.

USDA. United States Department of Agriculture. **Custom Query**. Disponível em: <<https://apps.fas.usda.gov/psdonline/app/index.html#/app/advQuery>>. Acesso em: 3 jan. 2019.

WORLD BANK. **World Bank Commodity Price Data (The Pink Sheet)**. Disponível em: <pubdocs.worldbank.org/en/561011486076393416/CMO-Historical-Data-Monthly.xlsx>. Acesso em: 1 mar. 2019.

Setor sucroenergético paranaense

Concentração e identificação de clusters regionais¹

Angel dos Santos Fachinelli Ferrarini²

Antonio Carlos de Campos³

Angelo Rondina Neto⁴

Jaime Graciano Trintin⁵

Resumo – O Paraná na última década recebeu vultosos recursos financeiros para a atividade sucro-energética dentro das políticas nacionais. Este estudo levantou informações sobre os financiamentos do BNDES para o setor sucroenergético no Paraná com o objetivo de evidenciar sua dinâmica no estado. A análise de concentração de mercado foi feita para 2001, 2008 e 2016. Além disso, o estudo usou aspectos da análise espacial para avaliar a relação entre o crescimento das áreas plantadas e os rendimentos nos municípios. Os resultados mostram que a atividade se desenvolveu no Norte Central e Noroeste, regiões que exibiram maior rendimento em quilograma/hectare. Os resultados também apontam para concentração de mercado na atividade de moagem de cana. Entretanto, os market-share alternam-se entre as usinas, o que pode indicar impactos dos financiamentos recebidos do BNDES e revelar alterações no setor em detrimento das políticas de crédito.

Palavras-chave: área plantada, BNDES, Paraná, rendimentos.

Paraná sugarcane industry: regional clusters concentration and identification

Abstract – Over the last decade, the Paraná State has received substantial financial resources directed to the sugar-energy sector within the national policies. Thus, this study used information on National Socio-Economic Development Bank (BNDES) financing for the sugar-energy sector in Paraná, in order to show its dynamics in the State. The market concentration analysis was performed for the years 2001, 2008 and 2016. In addition, the study used aspects of spatial analysis to evaluate the relationship between the growth of planted areas and its yields in the municipalities of Paraná. The results show that the activity developed in the North Central region and in the Northwest of the State were regions that presented higher yield per kilogram/hectare (kg/ha). The results also evidence market concentration in the cane activity. However, the market share alternates between plants,

¹ Original recebido em 20/3/2019 e aprovado em 4/9/2019.

² Doutora em Economia Aplicada, profa. da Universidade Federal do Mato Grosso. E-mail: angel.fachinelli@gmail.com

³ Doutor em Desenvolvimento Econômico, prof. adjunto da Universidade Estadual de Maringá. E-mail: accampos@uem.br

⁴ Doutor em Economia, prof. da Universidade Estadual de Maringá. E-mail: angelorondini@gmail.com

⁵ Doutor em Ciência Econômica, prof. adjunto da Universidade Estadual de Maringá. E-mail: jgtrintin@gmail.com

which may indicate influences of financing received by the BNDES and reveals changes suffered by the sector due to credit policies.

Keywords: planted area, BNDES, Paraná State, yield.

Introdução

A identificação dos setores estratégicos ou setores-chave pode fornecer subsídios para a implementação de políticas públicas direcionadas ao desenvolvimento de determinada região – estímulos à criação de postos de trabalho, incentivos fiscais, criação de linhas de crédito para impactar o desenvolvimento econômico regional.

O setor sucroenergético, por ser uma atividade agroindustrial, é diretamente influenciado pelas características físico-climáticas regionais, além da sazonalidade da produção, dissociada da necessidade de consumo que se prolonga por todos os meses do ano. Segundo Bressan Filho (2009), a maior parte das indústrias no Brasil produz uma proporção bastante alta da cana-de-açúcar que processa, enquanto o padrão internacional, ao contrário, mantém a atividade agrícola da produção de cana separada da produção industrial. No Brasil, o padrão vigente difere do internacional por causa da grande disponibilidade de terras férteis que, associada à tradição agrária, proporcionou ao País o modelo de gerenciamento de integração vertical. Essa verticalização do setor também proporciona a produção de derivados da cana-de-açúcar, como etanol, açúcar, cachaça e rapadura, os dois últimos fabricados em pequenas unidades produtivas.

Além disso, mais recentemente, com a ampliação dos investimentos e a entrada estratégica no setor da bioeletricidade, uma nova terminologia para a atividade passou a ser amplamente utilizada, a de setor sucroenergético, especialmente depois de 2008, com o maior aproveitamento da produção de etanol e bioeletricidade oriundo dos novos programas e políticas para o desenvolvimento de biocombustível.

O setor sucroenergético exibe dois períodos em sua trajetória econômica; uma fase de

regulamentação governamental e outra, iniciada na década de 1990, quando o governo passou a desregulamentar o setor – essa nova fase culminou em mudanças na estrutura produtiva e na competitividade. Segundo Shikida et al. (2000), as usinas paranaenses adotavam uma estratégia defensiva em que o ajustamento técnico e legal era preferido ao lançamento de um novo produto, o que pode ter levado ao atraso do setor em relação à dinâmica mundial.

Depois da década de 1990, o Estado brasileiro tendeu a agir em conformidade com os interesses dos grandes grupos econômicos, em parte compostos de capital externo decorrente das fusões e aquisições depois de 2008. Além disso, as estratégias de financiamento, especialmente de grandes infraestruturas, foram feitas com dinheiro público, e muitos desses financiamentos direcionados foram concentrados em um grupo seletivo de produtores e empresas (Silva, 2017). Esse aparato de recursos e expansão produtiva se consolidou em um contexto em que as corporações passaram a ter o controle das atividades exercidas no território nacional e, através de um conjunto de normas, o Estado interferiu diretamente ao viabilizar a expansão das atividades sucroenergéticas e usar capital público para a criação de infraestruturas e empreendimentos (Santos & Silveira, 2011).

A importância do setor para o País vai além da produção de açúcar e etanol. A cana-de-açúcar é a principal fonte de energia renovável do Brasil, responsável por 17,5% da matriz nacional ou 43,5% de toda a energia renovável ofertada no País (EPE, 2016). Entretanto, o setor tem passado por problemas estruturais e forte ajuste financeiro, com impacto direto em investimento no trato à lavoura, o que se reflete no rendimento físico. Os bons preços no mercado internacional para o açúcar de 2010 a 2013 não permaneceram depois de 2014 e, com a queda dos preços a partir de então, em razão do aumento da oferta de

açúcar no mercado internacional, muitas usinas enfrentam dificuldades financeiras graves, o que fez com que determinados grupos solicitassem recuperação judicial.

O trabalho levantou as características do setor no Paraná, depois da década de 2000, ao considerar os desembolsos do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) às usinas e o possível impacto dos financiamentos na aglomeração da atividade em regiões do estado. O estudo visa contribuir com a identificação de possíveis clusters na produção de cana-de-açúcar e sua localização e com a verificação do papel dos financiamentos do BNDES para a evolução da atividade no Paraná.

Políticas públicas pós-década de 1990

Depois da desestruturação das instituições e de programas de regulação estatal, como o Programa Nacional do Álcool (Proálcool), em 1989, e o Instituto do Açúcar e Álcool (IAA), em 1990, o Estado encontrou na exportação de commodities agrícolas uma via de compensação do déficit de transações externas ocasionado pela crise cambial de 1982 (Delgado, 2012), especialmente depois do Plano Real (1994), com a flutuação do câmbio em 1999. Silva (2017) descreve que a presença do Estado como mediador no setor sucroenergético sempre foi fundamental para a constituição de um projeto nacional comum. Com a desregulamentação do setor, o Estado passou a ter um novo papel, diferente do exercido no período do IAA, mas que ainda é central no que se refere aos direcionamentos das atividades produtivas no País.

Campos (2015) destaca que a partir da década de 1990 o etanol passou a representar de 20% a 25% da composição da gasolina e, com o lançamento dos carros Flex, em 2003, o governo passou a trabalhar novamente nas políticas direcionadas ao setor, estagnadas desde a desregulamentação, ao lançar o Programa Nacional de Biodiesel (PNB) em 2005.

O objetivo do PNB era estimular a produção e o uso do biodiesel no País, incluindo as mais diversas fontes: soja, milho, cana, etc, de forma técnica e economicamente sustentável e, assim: a) implantar um programa sustentável para promover a inclusão social e o desenvolvimento regional; b) garantir preços competitivos, qualidade e regularidade na oferta do novo combustível; e c) estimular o uso de diferentes matérias-primas e rotas tecnológicas (Abreu et al., 2006). No entanto, o programa não se mostrou viável em regiões que demandam maior atenção – o Semiárido, por exemplo. Sousa (2018) destaca que desde a implantação do PNB a soja foi a principal matéria-prima usada na produção do biodiesel e não tem gerado a inclusão social e o desenvolvimento regional como previsto. Nesse ponto, o programa também incentivou a substituição de culturas em determinadas regiões – cana-de-açúcar por soja, por exemplo.

Além disso, a crise financeira internacional de 2008 e a piora das condições climáticas – chuvas elevadas seguidas de períodos de seca –, associadas à ausência de uma política setorial direcionada, provocaram a quebra de muitas usinas e a fusão de outras. Goes & Marra (2009, p.3) descrevem os impactos sofridos pelo setor nesse período como:

- i) escassez de financiamentos internos e externos;
- ii) elevado custo financeiro dos recursos para investimentos;
- iii) perdas cambiais e elevado endividamento de algumas usinas;
- e iv) diminuição das exportações de etanol por causa da retração da demanda no exterior.

Com isso, a ampliação do crédito direcionado via BNDES foi uma das soluções encontradas pelo governo para amenizar os problemas setoriais.

A partir de 1990, o BNDES se tornou o principal meio de financiamento das privatizações implantadas pelo Plano Nacional de Desestatização. Surge então a condição favorável para empresas estrangeiras já estabelecidas ou que pretendiam se estabelecer no Brasil receberem financiamento em igualdade de

condições com as nacionais e, a partir de 1999, as ações de financiamento do BNDES passaram a ser pautados no modelo que envolvia as exportações de commodities minerais e agrícolas, como o açúcar e o etanol (Silva, 2017).

Em 2009, o governo federal lançou o decreto nº 6.961, sobre o Zoneamento Agroecológico da Cana-de-açúcar, com o objetivo de fornecer subsídios técnicos para formulação de políticas públicas para a expansão e produção sustentável de cana-de-açúcar no território brasileiro (Brasil, 2009). De acordo com o relatório, o País pode expandir a área de cultivo com cana-de-açúcar sem afetar as terras utilizadas para a produção de alimentos, o que inclui, em especial, a região do Cerrado (Manzatto et al., 2009).

Entretanto, mesmo com o decreto que almejou fornecer subsídios técnicos, os problemas no setor já estavam instaurados. Assim, para tentar superar os problemas financeiros do setor sucroenergético e minimizar os efeitos da crise, a participação da Petrobrás no setor cresceu. A Petrobrás e a Tereos Participações Ltda. anunciaram uma parceria estratégica para investirem conjuntamente na Açúcar Guarani S.A., subsidiária do Grupo Tereos, com o objetivo de acelerar seu crescimento na indústria brasileira de etanol, açúcar e bioenergia, o que concedia ao Estado maior poder de interferência na atividade.

Segundo Campos (2015), a medida encontrada pelo governo Dilma (2011–2014) foi aumentar o percentual de etanol à gasolina, de 20% para 25%, e uma proposta de conceder total isenção de impostos para a produção de etanol. O papel do capital financeiro e das empresas multinacionais no agronegócio canavieiro ajudou o setor a enfrentar a crise. Além disso, a indústria passou por momentos difíceis de 2010 a 2015 por causa da política do governo federal de controle do preço dos combustíveis. A redução da oferta de etanol no mercado interno, causada pelo aumento da produção de açúcar, que apresentava melhores preços no mercado internacional, levou à intervenção estatal no período.

Duarte & Malheiros (2015) ressaltam que nos últimos anos as discussões no setor envolvem os aspectos da sustentabilidade dado seu potencial de gerar energia renovável e assim contribuir para a redução das emissões de gases de efeito estufa. Nesse sentido, além do crédito direcionado, os governos têm avançado nas discussões sobre a formalização de novas políticas públicas que visem à sustentabilidade ambiental, econômica e social para o País.

O programa RenovaBio, a nova Política Nacional de Biocombustíveis, instituída pela Lei nº 13.576/2017 (Brasil, 2017), tem gerado discussões e estudos no desenvolvimento sustentável. O objetivo é expandir a produção de biocombustíveis no Brasil, baseado na previsibilidade e na sustentabilidade ambiental, econômica e social, compatível com o crescimento do mercado. O RenovaBio, regulamentado em decreto publicado no Diário Oficial da União em 15 de março de 2018 (Brasil, 2018), é desenhado para a introdução de mecanismos de mercado para reconhecer a capacidade de cada biocombustível na redução de emissões, individualmente, por unidade produtora. O objetivo é a gradual descarbonização da matriz energética brasileira, no curto, médio e longo prazos, o que inclui o setor sucroenergético.

De modo geral, as políticas direcionadas são implementadas no âmbito nacional. Os governos estaduais podem elaborar programas e políticas regionais na busca por desenvolvimento socioeconômico regional. Entretanto, os financiamentos têm ficado a cargo do BNDES e, diante das crises financeiras do setor público, pouco se tem discutido nos âmbitos regionais em relação à sustentabilidade do setor.

Setor sucroenergético no Paraná

Diante do quadro de maior competição e poucos recursos públicos depois da desregulamentação do setor, as usinas passaram a trabalhar para reduzir custos, operar em plena capacidade e escolher um portfólio produtivo favorável à rentabilidade das operações. O Anuário da Cana

(ProCana Brasil, 2008) destacava a falta de mão de obra qualificada como o grande gargalo para a expansão do setor, além das barreiras tecnológicas e de infraestrutura e a necessidade de investimentos para a ampliação da geração de bioenergia. Nesse sentido, as usinas de açúcar e álcool do Paraná juntamente com o Centro de Tecnologia Canavieira (CTC) em Piracicaba, SP, passaram a apostar em pesquisas para melhorar a produtividade e aumentar o período de safra – a diminuição da capacidade ociosa e a redução de custos com ganho operacional e financeiro, associados à utilização do bagaço de cana, permite a geração da própria energia e a redução de custos operacionais.

Uma extensão do CTC foi instalada na região de Maringá na Unidade 1 do grupo Santa Terezinha em 2007. Voltada a estudos de campo ou em laboratório, isso evidencia que o processo de crescimento das usinas está associado a pesquisa e investimentos como tendência do setor naquele momento. Nesse mesmo sentido, em 2010 o Grupo Santa Terezinha lançou seu primeiro informativo com os acontecimentos em cada uma das unidades, relatórios de sustentabilidade e procedimentos logísticos.

Como a produção da cana-de-açúcar é uma atividade que envolve os setores primário (agricultura) e secundário (usinas), sua expansão

está relacionada a uma série de fatores, como custos de produção, mão de obra a preços competitivos e retorno dos investimentos, além das vantagens comparativas entre derivados da cana, o que envolve não somente os processos produtivos internos, mas as tendências do cenário internacional em termos de preços e expansão de mercado para a produção, notadamente o açúcar.

O Anuário da Cana (ProCana Brasil, 2016) destacou a produção de 666.824 mil toneladas de cana-de-açúcar no Brasil – o Paraná produziu 42.108 mil toneladas, atrás de São Paulo, Goiás, Minas Gerais e Mato Grosso do Sul. Entretanto, o anuário destacou algumas unidades produtivas que não produziram naquele ano, caso da usina Sabaralcool Matriz, em Engenheiro Beltrão, e da Sabaralcool Cedro, em Perobal. Ambas foram a leilão em anos seguintes.

Destaca-se que a atividade não exibiu expansão uniforme na evolução de áreas plantadas nem na moagem de cana (Figura 1). Considerou-se 1990 como o ano base para a análise. A variação do Paraná foi maior do que a do Brasil, especialmente em 2006–2007 e 2009–2010, antes e depois da crise financeira internacional de 2008, configurando os efeitos da crise para o setor, mas também as vantagens produtivas do Paraná em relação ao Brasil.

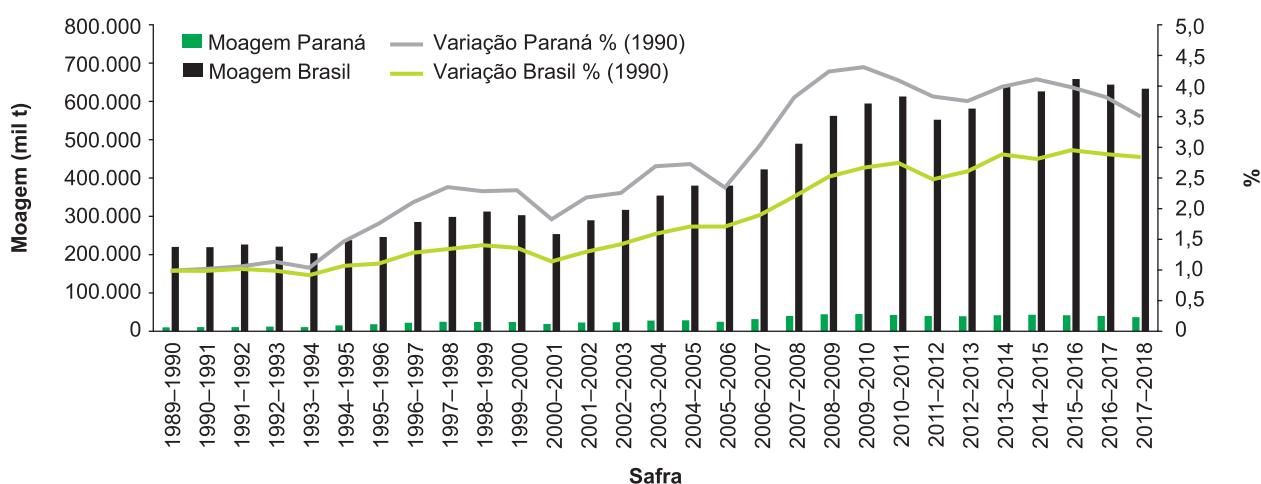


Figura 1. Evolução histórica da moagem de cana-de-açúcar no Paraná e no Brasil.

Fonte: elaborado com dados da Unica (2018).

Tal resultado é coerente com os estudos de Rodrigues & Guilhoto (2007) e Silva et al. (2010), que descrevem que fatores climáticos, de infraestrutura e logística favorecem a região em relação à média nacional, o que envolve as diferenças físico-climáticas do estado. A Figura 2 mostra a evolução da área cultivada e a rentabilidade média por safra (kg/ha) no Paraná.

A queda do rendimento a partir de 2010–2011 pode estar associada a fatores como a defasagem de investimento em novas variedades, a mudança do sistema de plantio e a colheita da cana diante do avanço da mecanização. Ao longo dos anos o que se observa é a redução da taxa de crescimento do kg de ATR/ha⁶, que passou de 30,7% em 1985–1994 para 7,1% em 2005–2012 (NovaCana, 2018).

Além disso, mesmo com o avanço tecnológico sendo irreversível para a maioria das atividades, no caso específico do plantio da cana o que se observa é um movimento inverso. O setor identificou problemas técnicos nos maquinários

de plantio, pois a plantadora estava usando mais mudas do que no plantio manual. Nesse mesmo sentido, o Censo Varietal, desenvolvido pelo Instituto Agronômico (IAC), identificou quais são as variedades de cana cultivadas na totalidade dos hectares plantados no Centro-Sul do Brasil em 2016. O resultado mostrou que a variedade predominante, especialmente no Paraná e em Mato Grosso do Sul, é a RB867515, lançada no fim da década de 1990 e, portanto, no período anterior à lei de mecanização de colheita e de plantio (IAC, 2019), o que corrobora a defasagem dos investimentos em relação ao melhoramento genético.

Diante desse quadro, o relatório da Conab (2008) destacou que a possibilidade de destinar a mesma matéria-prima para a fabricação de produtos alternativos torna viável a substituição da produção (etanol por açúcar, por exemplo) e melhora a relação custo-benefício para a atividade. Assim, em épocas chuvosas e de muita umidade, quando o rendimento em sacarose está em baixo nível, é preferível atingir o limi-

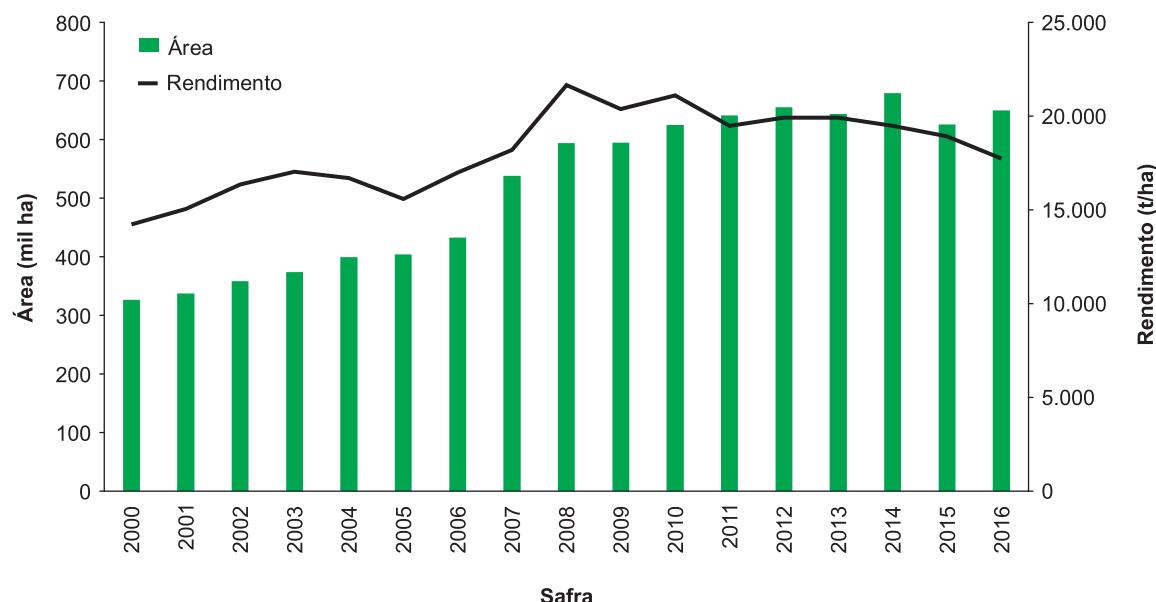


Figura 2. Evolução das áreas cultivadas e do rendimento médio para a cana no Paraná.

Fonte: elaborado com dados da Produção Agrícola Municipal (IBGE, 2018).

⁶ Açúcar Total Recuperável – representa a qualidade da cana, a capacidade que ela tem de ser convertida em açúcar ou álcool através dos coeficientes de transformação de cada unidade produtiva.

te máximo de produção de etanol e reduzir a produção de açúcar. Além disso, a vantagem técnica e a relação de preços com que as usinas se defrontam no cenário internacional podem indicar favorecimento na produção de açúcar ou etanol e implicar a expansão/redução dos canaviais e investimentos em tecnologias.

Os dados da Secretaria de Comércio Exterior (Secex) mostram que o Paraná exportou 2.619.117 toneladas de açúcar na safra de 2017–2018, 9,42% do total de açúcar exportado pelo país, e com giro financeiro de U\$S 1.041.598 (mil) – entre os principais exportadores, o estado ficou atrás apenas de São Paulo e Minas Gerais, tradicionais produtores. No mesmo ano-safra, o Paraná exportou 4.478 (mil litros) de etanol e obteve giro financeiro de U\$S 2.653 (mil), participação relativa de 0,3% nas exportações, e o posto de quinto maior exportador de etanol (Brasil, 2018).

A produção de etanol no Paraná caiu depois do ano-safra 2007–2008 em relação à produção nacional. São Paulo, Minas Gerais e Goiás ampliaram as áreas plantadas de cana-de-açúcar numa proporção maior do que o Paraná – São Paulo é o maior produtor e exportador de açúcar e etanol do País. Entretanto, o Paraná seguiu aumentando sua área plantada. Passou de 159.420 hectares (3,68% do total) no ano-safra de 1990 para 643.580 hectares (6,29%) na safra de 2017 (IBGE, 2018).

A viabilidade da produção de açúcar e etanol também está relacionada com a localização das usinas em relação ao canavial. É economicamente viável para o produtor a entrega em usinas no raio médio de 50 km (Cana-de-açúcar..., 2007). A Figura 3 mostra a localização das usinas no Paraná em 2001 e 2016 e os dados de moagem.

Os dados mostram que as usinas ampliaram suas capacidades produtivas de moagem em relação a 2001, e a distribuição geográfica também se alterou. De modo geral, as usinas estão localizadas nas mesorregiões Norte Central, Norte Pioneiro e Noroeste. Mas enquanto alguns municípios passaram a contar com usinas, caso de Umuarama (unidade da usina Santa Terezinha), no Noroeste, outros perderam unidades, como Cambará, no Norte Pioneiro, cuja usina Casquel Agrícola e Industrial faliu.

Em 2001, foram contabilizados 27 usinas, e a maior produtora foi a usina Alto Alegre S/A, Município de Colorado, com 2.613.834 toneladas de cana moida (ProCana Brasil, 2001). O ano safra 2015–2016 também contabilizou 27 usinas, e a usina Cooperativa Agrícola Regional de Produtores de Cana (Coopcana), Município de São Carlos do Ivaí, moeu 3.515.408 toneladas, a maior quantidade entre as usinas do Paraná naquela safra (ProCana Brasil, 2016). A Figura 3 mostra que não houve grandes mudanças quanto à distribuição das usinas entre os percentis

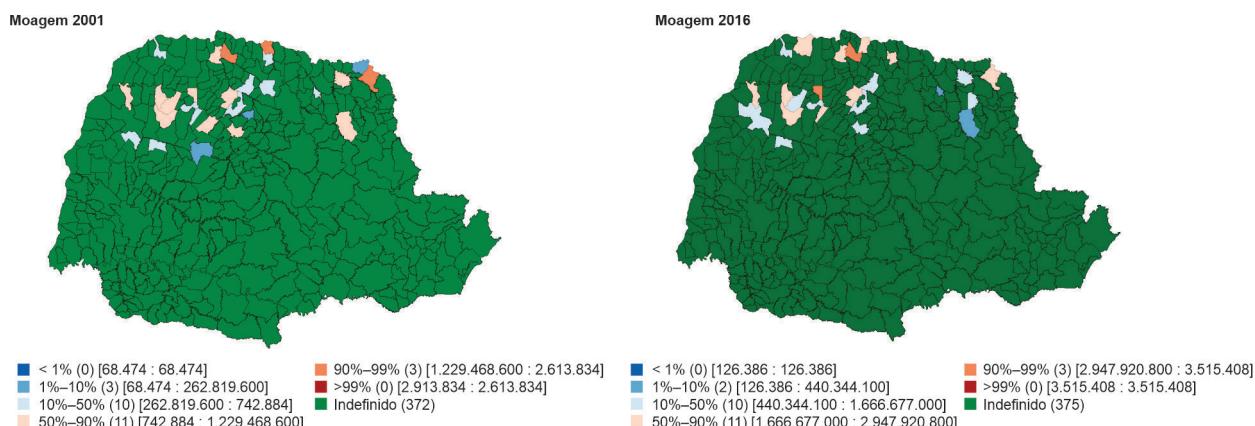


Figura 3. Moagem de cana (t) nos municípios paranaenses nos anos-safra de 2001 e 2016.

Fonte: elaborado com dados do Anuário da Cana (ProCana Brasil, 2001, 2016).

para os anos-safra de 2001 e 2016. Porém, a amplitude do volume de moagem se alterou de 68.474 – 2.613.834 (t) em 2001 para 126.386 – 3.515.408 (t).

No panorama nacional, o Paraná foi o quinto maior produtor em 2017–2018, atrás de São Paulo (349,2 milhões de toneladas), Goiás (70,6), Minas Gerais (65) e Mato Grosso do Sul (46,9). O Paraná possui boas condições para ampliar a produção, mas não tem avançado na produtividade em decorrência das consequências da crise enfrentada pelo setor recentemente.

Segundo dados da Unica (2018), alguns dos principais motivadores da baixa produtividade estão diretamente relacionadas ao clima, à falta de dinheiro para cuidar dos canaviais e à solicitação de recuperação judicial por determinados grupos. Estiagem em 2012 e geadas em 2015 impactaram o plantio, com reflexos nas safras seguintes. Já no início da safra 2017–2018, outra estiagem atingiu o período de plantio. Esse cenário, acompanhado da queda de investimentos, afetou de forma mais intensa a renovação dos canaviais no Paraná.

Com isso, o que se observa são alterações na composição organizacional das usinas e na forma de condução das operações no estado e a formação de grupos operacionais na busca pela superação da crise. A seção seguinte aborda as principais formas de financiamento via BNDES para a atividade sucroenergética.

A importância do financiamento público às usinas do Paraná depois de 2001

O BNDES é o principal agente de financiamento para projetos e programas de desenvolvimento econômico e social e oferece uma série de programas direcionados ao crédito de investimento e custeio, com prazos e juros definidos de acordo

com o setor e o programa escolhido. Segundo Silva (2011), o setor sucroenergético precisa financeirar três itens importantes: a) a construção de novas usinas; b) a expansão e modernização das usinas existentes; e c) a fabricação de novos produtos. Segundo a autora, o financiamento desses projetos envolve incertezas e diversos riscos – de mercado, operacionais, estratégicos e de crédito –, já que a política de crédito direcionado é uma importante medida anticíclica adotada pelo governo nos momentos de crise.

Basicamente, existem duas linhas de financiamento exclusivas para o setor sucroenergético: o Programa de Apoio à Renovação e Implantação de Novos Canaviais (BNDES Prorenova) e o Programa de Apoio ao Setor Sucroenergético (BNDES Pass⁷). Grandes volumes financeiros foram direcionados ao setor sucroenergético em 2000–2018, especialmente depois de 2012 com o programa Prorenova⁸, como projetos de implantação de novas usinas, expansão de usinas existentes, projetos de cogeração de energia, expansão de canaviais, renovação de canaviais e recursos financeiros destinados ao capital de giro.

O BNDES conta também com o Programa de Apoio à Inovação Tecnológica Industrial dos Setores Sucroenergético e Sucroquímico (Paiss)⁹ para fomentar programas no setor que propõem o desenvolvimento, a produção e a comercialização de novas tecnologias industriais destinadas ao processamento da biomassa oriunda da cana-de-açúcar (BNDES, 2019). Assim, o BNDES desempenha papel importante de financiador de novos projetos ao atuar como principal agente de fomento a investimentos de longo prazo por meio das políticas setoriais, especialmente em relação à renovação de canaviais.

Com a criação do BNDES Prorenova, parte do quadro de ociosidade industrial do setor pode ser amenizado depois de 2012. Entretanto, a queda da atividade econômica nacional em

⁷ Não contempla todas as regiões. Atende ao Grupo 1: Centro-Oeste, Sul e Sudeste, Ceará, Maranhão, Pará, Piauí e Tocantins; e Grupo 2: Alagoas, Paraíba, Pernambuco, Rio Grande do Norte, Sergipe e Bahia. O valor máximo de financiamento é de R\$ 500 milhões por cliente.

⁸ Financiamentos para renovação e implantação de novos canaviais para incentivo à produção de cana-de-açúcar no País (BNDES, 2018).

⁹ O Paiss é uma iniciativa conjunta do BNDES e da Finaciadora de Estudos e Projetos (Finep).

2015 (-3,8%) e 2016 (-3,6%) agravou os problemas do setor. A Tabela 1 mostra dados de desembolsos do BNDES, de forma direta e indireta, de 2003 até setembro de 2018. Foram financiados 919 projetos no Paraná com operações diretas e indiretas na modalidade não automática. Foram desembolsados R\$ 27.623.328.839 em diversas modalidades, sendo 40 projetos no setor sucroenergético, totalizando R\$ 1.273.606.466 (4,61%).

Os dados da Tabela 1 mostram que a maior parte dos financiamentos foram destinados para a ampliação ou renovação dos canaviais, especialmente para a indústria Santa Terezinha Ltda. Além disso, observa-se a inclusão de projetos sociais em alguns financiamentos, como no caso das usinas Santa Terezinha em 2003 e da Usina

Alto Alegre em 2013, o que sugere benefícios adicionais aos moradores.

O aumento significativo dos investimentos do BNDES de 2006 a 2010 coincide com um momento de expansão das unidades produtivas. Além dos programas de financiamento exclusivos para o setor sucroenergético, o BNDES disponibiliza financiamento para aquisição de equipamentos e outros investimentos que visam à modernização e ao aumento da capacidade produtiva dos empreendimentos – podem ser utilizados pelo setor e por setores da mesma cadeia produtiva.

Entretanto, depois disso, o Paraná sofreu as consequências da crise da queda da produção nacional (2015 e 2016), que também atingiu

Tabela 1. Desembolsos do BNDES, na forma direta e indireta, não automática, para as usinas do Paraná em 2003–2018.

Cliente	Descrição do projeto	Data da contratação	Valor contratado (R\$)	Produto
Santa Terezinha Ltda	Aumento da eficiência térmica da unidade de Paranacity	8/9/2003	9.300.000	BNDES Finem
Santa Terezinha Ltda	Implantação de UTE com 37,7 Mw e ampliação da produção de cana	30/3/2005	100.254.000	BNDES Finem
Santa Terezinha Ltda	Implantação de usina para esmagamento de cana-de-açúcar, em Terra Rica	21/3/2006	98.549.000	BNDES Finem
Usina Alto Alegre S/A – Açúcar e Álcool	Implantação de nova unidade industrial de cana-de-açúcar e unidade termoelétrica com potência de 35 Mw no Município de Santo Inácio	5/1/2007	61.273.000	BNDES Finem
Cofercatu Cooperativa Agroindustrial	Expansão da capacidade de moagem de cana-de-açúcar para aumentar a produção de álcool hidratado e anidro, no Município de Florestópolis	1/8/2007	18.283.500	BNDES Finem
Destilarias Melhoramentos S/A	Expansão da capacidade produtiva e de cogeração de energia elétrica	5/11/2007	89.574.000	BNDES Finem
Santa Terezinha Ltda	Implantação de cogeração de energia elétrica e novos plantios de cana-de-açúcar na unidade de Paranacity	8/7/2008	168.950.670	BNDES Finem
Santa Terezinha Ltda	Plantio de cana-de-açúcar (expansão e renovação)	6/7/2012	226.195.472	BNDES Finem

Continua...

Tabela 1. Continuação.

Cliente	Descrição do projeto	Data da contratação	Valor contratado (R\$)	Produto
Companhia Melhoramentos Norte do Paraná	Plantio de 5.804 hectares de cana-de-açúcar para novos canaviais	28/5/2013	20.172.196	BNDES Finem
Usina de Açúcar e Álcool Goioere Ltda	Plantio de 6.273 hectares de cana-de-açúcar, sendo 400 ha para novos canaviais e 5.873 ha para reforma de canaviais	10/10/2013	25.304.708	BNDES Finem
Santa Terezinha Ltda	Três projetos, um com plantio de 26.225 hectares de cana-de-açúcar, um para o plantio de 17.043 hectares e outro para o plantio de 12.266 hectares de cana-de-açúcar. Os três incluíram novos canaviais e reformas dos existentes	23/10/2013	227.709.693	BNDES Finem
Usina Alto Alegre S/A - Açúcar e Álcool	Plantio de 24.743 hectares, no âmbito do BNDES Prorenova, e investimentos sociais no entorno das unidades industriais	29/10/2013	121.183.905	BNDES Finem
Santa Terezinha Ltda	Plantio de até 18.637 hectares, BNDES Prorenova, e plantio de até 7.107 hectares. Dois Projetos implantados	27/11/2014	86.856.323	BNDES Finem
Usina Alto Alegre S/A - Açúcar e Álcool	Plantio de até 16.612 hectares, no âmbito do programa BNDES Prorenova	24/3/2015	10.000.000	BNDES Finem
Usina Alto Alegre S/A - Açúcar e Álcool	Plantio de até 3.000 hectares de cana-de-açúcar no estado, BNDES Prorenova	5/5/2016	10.000.000	BNDES Finem
Total			1.273.606.466	

Fonte: elaborado com dados do BNDES (2018).

o setor sucroenergético do estado, e as companhias precisaram enxugar os custos e passaram a investir menos. Os problemas de produção prejudicaram ainda mais a receita e agravaram a situação financeira, o que dificultou a obtenção de novos empréstimos e financiamentos que seriam usados justamente para os investimentos mínimos necessários (NovaCana, 2018), o que inclui a renovação de canavial e a incorporação de novas variedades de cana.

Além disso, com a queda da atividade nacional e com o aumento do desemprego, a demanda interna recuou, e novos investimen-

tos no setor ficaram mais raros. As quedas nas receitas associadas à elevação dos custos do setor têm levado empresas a solicitar pedidos de recuperação judicial, o que inclui a Usina Santa Terezinha, uma das principais beneficiárias dos financiamentos do BNDES no estado.

Base de dados e metodologia

Os dados para o estudo da concentração das usinas no Paraná foram extraídos do Anuário da Cana de 2001–2002, 2008 e 2016 (ProCana Brasil, 2001, 2008, 2016). Para os cálculos da concentração, adotou-se a dimensão produto

em termos de moagem da cana e produção de etanol. Além desses, a análise de cluster local foi feita com base nos dados de área plantada de cana e rendimento.

Razão de concentração e índice Herfindahl-Hirschman

A razão de concentração, índice de fácil compreensão, diz respeito à proporção de concentração das k maiores firmas:

$$CR_k = \sum_{i=1}^k P_i^2$$

S_i é a parcela de mercado da i -ésima firma, e k é o número de firmas – a análise da razão de concentração é comumente utilizada para a participação das quatro maiores. Essa razão de concentração é parcial, pois não usa a totalidade das empresas do mercado. A variável utilizada para o cálculo foi a produção física.

O índice de concentração Herfindhal-Hirschman indica o número e o tamanho das firmas em um setor ou mercado. É definido como o somatório das parcelas de mercado ao quadrado. Um mercado com apenas uma firma tem um HHI igual a 1, enquanto o HHI próximo de zero indica grande número de firmas com baixos *market share* (Resende, 2013):

$$HHI = \sum_{i=1}^n P_i^2$$

em que P_i é a participação percentual da usina i no total da produção.

Distribuição espacial do setor sucroenergético paranaense

O coeficiente de correlação espacial I de Moran foi proposto pioneiramente em 1948. Formalmente, essa estatística é dada por

$$I = (n/\Sigma\Sigma W_{ij}) \times \{[(\Sigma\Sigma W_{ij}(y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})]/\Sigma(y_i - \bar{y})^2\}$$

em que n é o número de unidades espaciais, y_i é a variável de interesse, W_{ij} é o peso espacial para o par de unidades espaciais i e j e mede o grau de interação entre elas. A estatística varia entre -1 e +1. Uma indicação de autocorrelação espacial positiva revela que há uma similaridade entre os valores do atributo estudado (por exemplo, área plantada) e da localização espacial do atributo (por exemplo, município). Ou seja, a autocorrelação espacial positiva indica que, no geral, alta área plantada em um município tende a ser rodeada por área plantada também alta nos municípios vizinhos (Almeida, 2012).

O coeficiente I de Moran local tem a capacidade de capturar padrões locais de associação linear, estatisticamente significantes. Entretanto, a autocorrelação espacial local pode ser averiguada num contexto multivariado (Anselin et al., 2002). Neste texto, cita-se a análise bivariada. A ideia intuitiva é descobrir se os valores de uma variável observada numa dada região – rendimento (kg/ha), por exemplo – guarda uma relação sistemática com os valores de outra variável observada em regiões vizinhas (área plantada, por exemplo). Portanto, a fórmula do I de Moran local é

$$I_k^i = Z_k^i W_{ij} Z_i^j$$

A interpretação intuitiva para o I de Moran multivariado positivo (bivariado, neste caso) é a seguinte: as cidades com grandes áreas plantadas tendem a estar cercadas por municípios com elevado rendimento médio. A escolha do rendimento como variável de interesse, em detrimento da área plantada, implica que os municípios que exibem maior rendimento são aqueles onde há maior interesse na ampliação das áreas plantadas de cana.

Uma abordagem alternativa para visualizar é a associação espacial baseada no diagrama de dispersão de Moran, que mostra a defasagem espacial da variável de interesse (ou seja, a média do atributo nos vizinhos) no eixo vertical e o valor da variável de interesse no eixo horizontal (Almeida, 2012).

Resultados e discussão

Resultados para a concentração

Ao longo do tempo, as usinas no Paraná passaram por uma série de processos cruciais. Em alguns casos, os fatos culminaram na evolução da cadeia produtiva e da produção; em outros, no fechamento de unidades produtivas. Os resultados da concentração a seguir mostram a dinâmica do setor e a alternância dos *market-share* entre as unidades produtivas no Paraná (Tabela 2). A usina Alto Alegre, fundada em 1978, apresentou *market-share* de 11% e foi a principal unidade produtora de moagem de cana em 2001. Entretanto, sua participação na produção de etanol foi de 8% no mesmo ano, ou a segunda maior produção do estado, atrás da Cooperativa Agrícola Regional de Produtores de Cana Ltda. (Coopcana).

A Usina Central do Paraná, do Grupo Atalla, passou por uma série de problemas de invasões em suas terras desde 2008 e solicitou, recorrentemente, ao estado a retomada das terras, o que prejudicou a arrecadação de impostos e a geração de empregos na região. Com o aumento do endividamento, especialmente depois de 2008,

algumas unidades finalizaram as atividades, o que incluiu a unidade de Porecatu. De acordo com a Associação de Produtores de Bioenergia do Estado do Paraná (Alcopar), o processo de moagem na safra de 2014 foi interrompido, havendo apenas a comercialização da cana plantada para terceiros; portanto, não aparecendo no Anuário da Cana de 2016 (ProCana Brasil, 2016).

A Usina Jacarezinho, fundada em 1946, é parte do grupo Maringá (setor sucroenergético e siderurgia). Segundo informações divulgadas pela própria empresa em 2018, ela teria capacidade de moagem superior a 2,5 milhões de toneladas de cana-de-açúcar por ano (Grupo Maringá, 2018). Considerando os dados apresentados no Anuário da Cana (ProCana Brasil, 2016), que mostrou o total de 2.408.008 toneladas de cana moída em 2016, a unidade produtiva ampliou sua capacidade de moagem. Outra informação relevante é que a Usina Jacarezinho, em 2015, retomou a produção de etanol anidro com a aquisição de uma unidade de peneira molecular de última geração, o que a tornou a terceira maior produtora de etanol em 2016 (ProCana Brasil, 2016) (Tabela 3), além da produção de açúcar bruto. A empresa divulgou que em 2017 retomou a produção de açúcar branco, sendo a única usina filiada à Copersucar a produzi-lo no Paraná.

Tabela 2. Índices de concentração CR₄ e HHI para moagem e produção de etanol total nas usinas do Paraná em 2001.

Usina	Cidade	Moagem safra 2001			
		Produção (t)	Market-share (%)	CR4	IHH
Alto Alegre S/A	Colorado	2.613.834	11	27%	0,047
Usina Central Paraná	Porecatu	1.514.131	6		
Cia Agrícola Usina Jacarezinho	Jacarezinho	1.240.870	5		
Coopcana	São Carlos do Ivaí	1.183.863	5		

Usina	Cidade	Etanol total safra 2001			
		Produção (L)	Market-share (%)	CR4	IHH
Coopcana	São Carlos do Ivaí	89.542.000	10	31%	0,049
Alto Alegre S/A	Colorado	73.175.000	8		
Destilaria de Álcool Ibaiti Ltda.	Ibaiti	61.822.000	7		
Coop. Agro. de cana de Rondon Ltda.	Rondon	55.664.758	6		

Fonte: elaborado com dados do Anuário da Cana (ProCana Brasil, 2001).

Tabela 3. Índices de concentração CR₄ e HHI para moagem e produção de etanol total nas usinas do Paraná em 2016.

Usina	Cidade	Moagem			
		Produção (t)	Market-share (%)	CR4	IHH
Coopcana	São Carlos do Ivaí	3.515.408	9	30%	0,610
Usina de Açúcar Santa Terezinha Ltda.	Tapejara	2.904.601	7		
Usina de Açúcar Santa Terezinha Ltda.	Paranacity	2.762.865	7		
Usina Alto Alegre S/A Açúcar e Álcool	Santo Inácio	2.718.455	7		
Usina	Cidade	Álcool (L)			
		Produção (L)	Market-share (%)	CR4	IHH
Coopcana	São Carlos do Ivaí	154.947.000	13	36%	0,0610
Destilaria Melhoramentos (Destimel)	Jussara	103.546.000	12		
Companhia Agrícola Usina Jacarezinho	Jacarezinho	84.628.000	6		
Açúcar e Álcool Bandeirantes S/A	Bandeirantes	83.465.000	5		

Fonte: elaborado com dados do Anuário da Cana de 2008 (ProCana Brasil, 2008).

A Coopcana surgiu em 22 de setembro de 1979, mas somente em 14 de abril de 1992 inaugurou sua sede. Nas instalações da Coopcana foi instalada a Termocana, empresa autorizada pela Aneel¹⁰ para a produção de energia elétrica e comercialização do excedente, ainda em atividade, o que evidencia a importância do setor na ampliação da cogeração de energia.

Entretanto, no ano safra de 2008 houve mudanças no ranqueamento das usinas, possivelmente decorrentes das alterações na conjuntura econômica do período (Tabela 4). Os resultados mostram a cooperativa Cooperativa Agropecuária e Industrial¹¹ (Cocari) como a maior unidade na moagem nesse ano-safra, o que representou 15% do total da cana moída no estado. Uma assembleia geral extraordinária realizada no fim de 2007 aprovou a alienação da Destilaria de Álcool da Cocari, localizada no distrito de São Miguel do Cambuí, em Marialva – em 2008, o grupo Renuka adquiriu essa unidade. Com isso, ficou decidido que a cooperativa iria investir em novos empreendimentos que beneficiasse um número maior de cooperados.

A Coopcana, que em 2001 era a quarta maior unidade de moagem no Paraná, passou a ser a segunda maior produtora em 2008, atrás da Cocari, mas continuou a ser a maior produtora de etanol no estado. Com relação a 2001, além da alteração no ranking da moagem, houve a exclusão de unidades produtivas (Usina Central do Paraná) entre os quatro primeiros lugares e a inclusão de outras (Usina de açúcar Santa Terezinha). Os aportes do BNDES para a Usina Santa Terezinha, desde 2003, especialmente para a ampliação de canaviais, refletiu no aumento da moagem e na alteração no rank em 2008.

A Tabela 3 mostra os dados para o ano-safra de 2016, o que contempla o período pós-crise financeira internacional de 2008. Nesse período, mesmo com o aumento das linhas de crédito do BNDES, a elevação do endividamento das usinas seguiu com uma nova reestruturação do setor, pois sua dinâmica depende não somente de linhas de crédito, mas dos preços dos produtos nos mercados nacional e internacional, bem como de todos os fatores já listados anteriormente, e que inclui o aumento da demanda interna.

¹⁰ Agência Nacional de Energia Elétrica.

¹¹ Em 1962, nascia a Cooperativa dos Cafeicultores de Mandaguari Ltda. Em 7 de fevereiro de 2004, foi decidido pela mudança da razão social. A sigla Cocari continuaria, mas o nome se tornou Cooperativa Agropecuária e Industrial.

Tabela 4. Índices de concentração CR₄ e HHI para moagem e produção de etanol total nas usinas do Paraná em 2008.

Usina	Cidade	Moagem			
		Produção (t)	Market-share (%)	CR4	IHH
Cocari	Marialva	6.355.999	15	33%	0,054
Coopcana	São Carlos do Ivaí	2.775.342	7		
Usina Santa Terezinha (Tapejara)	Tapejara	2.387.231	6		
Usina de Açúcar Santa Terezinha Ltda.	Paranacity	2.137.387	5		
Usina	Cidade	Álcool (L)			
		Produção (L)	Market-share (%)	CR4	IHH
Coopcana	São Carlos do Ivaí	154.947.000	9	25%	0,0430
Usina São Tomé (ex Coocarol)	Rondon	103.546.000	6		
Vale do Ivaí S/A Açúcar e Álcool	São Pedro do Ivaí	84.628.000	5		
Destilarias Melhoramentos S/A	Jussara	83.465.000	5		

Fonte: elaborado com dados do Anuário da Cana de 2008 (ProCana Brasil, 2008).

Os resultados mostram o crescimento do grupo Usina de Açúcar Santa Terezinha Ltda. (Usacúcar), que pode ter sido favorecida, em parte, pelo crédito direcionado do BNDES recebido ao longo dos anos. Em 2018, o grupo contava com 13 unidades – Terra Rica, Paranacity, Ivaté, Umuarama, Iguatemi, Maringá, Cidade Gaúcha, Rondon, Tapejara, São Tomé, Moreira Sales, Eldorado e Paranaguá –, a maioria no Norte Central. Entretanto, o anuário da Cana de 2016 (ProCana Brasil, 2016) apresentou dados para dez usinas: Umuarama, São Tomé, Moreira Sales, Rondon, Cidade Gaúcha, Maringá, Ivaté, Terra Rica, Paranacity e Tapejara. A unidade de Eldorado, MS, foi adquirida pela Usina Santa Terezinha em 2010, possui operações apenas na área agrícola, e a unidade de Paranaguá é um terminal rodoviário e começou a operar em 2003. Além dessas unidades, o grupo conta com estações meteorológicas – Maringá, Paranacity, Tapejara, Ivaté, São Tomé, Rondon, Cidade Gaúcha, Moreira Sales, Umuarama e Terra Rica –, o que representa o investimento em inovação para controle de produção.

Com a construção do Terminal Logístico em Maringá, com início das operações em 2002, o grupo vem investindo na cadeia produtiva e na logística para o escoamento da produção.

E interessante destacar que o crescimento do grupo ocorreu de forma intensa em relação à maioria das unidades produtivas ao longo de 2001 e 2016. Em 2003, inicia-se uma nova unidade na cidade de Terra Rica; em 2006 a Usina Santa Terezinha adquire a Destilaria de Álcool da Cocamar, em São Tomé, fundando uma nova empresa, a Usina São Tomé S/A; em 2008, arrenda as instalações industriais da Coocarol, em Rondon, que também passa a fazer parte da Usina São Tomé S/A; em 2009, assume também, por meio de arrendamento, as instalações industriais da Usina Usaciga, em Cidade Gaúcha, totalizando assim oito unidades no grupo até 2008 (Usacucar, 2011).

Entretanto, em 2019 o grupo Santa Terezinha entrou com pedido de recuperação judicial. O pedido ocorreu depois que o banco Votorantim, ao qual a Santa Terezinha deve cerca de R\$ 150 milhões, entrou com três pedidos de execução na justiça. Uma das ações, que pedia a execução de R\$ 40 milhões, chegou a ser executada, o que reflete os novos problemas enfrentados pelo setor depois de 2015 (Novacana, 2019).

Ao comparar os três períodos – 2001, 2008 e 2016 –, a concentração de mercado, em termos de número de usinas, variou pouco.

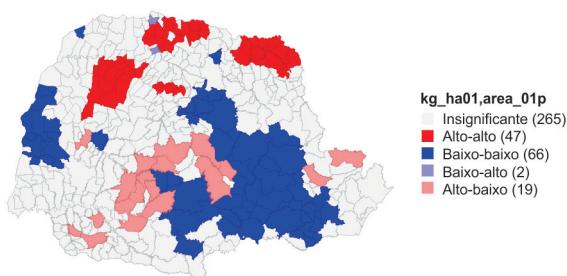
Entretanto, houve maior concentração na Usina Santa Terezinha: três unidades em 2001 e dez em 2016. Outra razão para que a concentração, em termos de unidades produtivas, tenha variado pouco foi o aumento total da produção de cana-de-açúcar no Paraná (área plantada – Figura 2), que, em parte, ocorreu mediante os desembolsos do BNDES. Os dados mostram a dependência do setor ao crédito subsidiado para o crescimento da atividade. Mas ao mesmo tempo sugere a importância de políticas que incentivem o aumento da demanda interna para impulsionar a atividade.

Análise de clusters

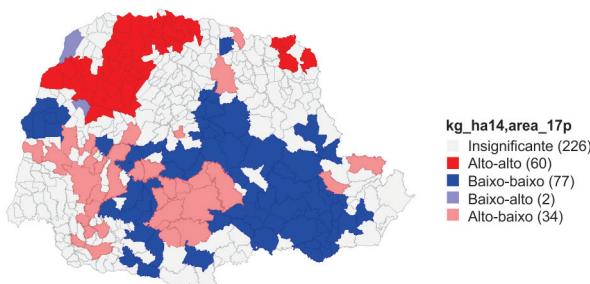
A Figura 4 mostra os dados de cluster para rendimentos (kg/ha) e área plantada em dois

momentos históricos, 2001 e 2017. A matriz de peso foi criada para o tipo Rainha e Torre e optou-se pelo tipo Torre por apresentar os maiores resultados para o I de Moran. Os quadrantes A1 e A2 apresentam os dados de cluster (bivariado local) para 2001 e 2017. Os quadrantes B1 e B2 apresentam os resultados para o I de Moran em cada período de análise.

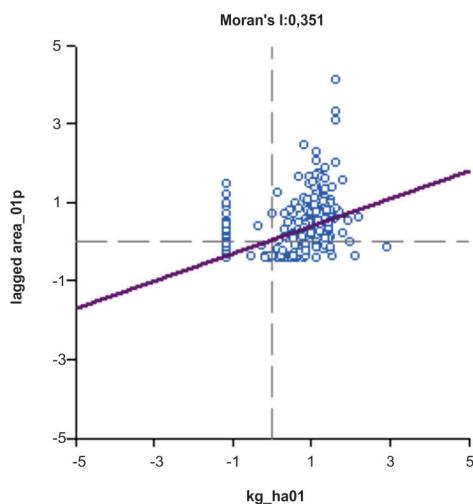
O quadrante A1 mostra a existência de autocorrelação espacial positiva na região Norte Central e Norte Pioneiro, confirmada pelo I de Moran no quadrante B1. O agrupamento *high-high* (alto-alto) com 47 municípios em 2001 implica que as unidades pertencentes a esse agrupamento exibem valores altos para a relação rendimento e áreas plantadas e estão rodeadas de cidades com os valores também



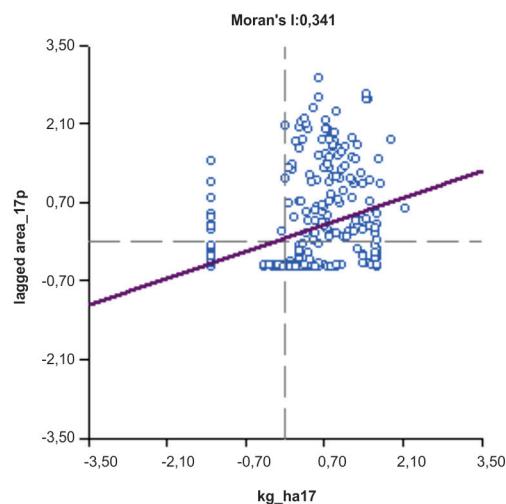
A1. Cluster área plantada e rendimento 2001



A2. Cluster área plantada e rendimento 2017



B1. I de Moran para 2001



B1. I de Moran para 2017

Figura 4. Identificação de cluster (área plantada e rendimento médio) em 2001 e 2017.

altos. É possível observar que as regiões do Norte Central e Norte Pioneiro eram, em 2001, promissoras para a expansão da atividade. O quadrante A2 mostra que a expansão de áreas plantadas se efetivou na região do Norte Central e no Noroeste, apesar da redução do cluster no Norte Pioneiro. Além disso, os dados mostram que o agrupamento alto-alto para 2017 contemplou 60 municípios e que o resultado do I de Moram em B2 também apresenta autocorrelação espacial positiva em 2017, com um viés de maior desagregação espacial e evidencia um menor rendimento (eixo horizontal) por hectare (eixo vertical).

Destaca-se também o agrupamento *low-low* (baixo-baixo) – municípios que exibiram valores baixos por unidade espacial (cidade) que também apresentam valores baixos em relação aos seus vizinhos –, que o passou de 66 para 77 municípios. É importante ressaltar que, por vezes, a busca de cana-de-açúcar em municípios num raio maior que 50 km se torna necessária e se justifica em situações de áreas de ganhos de produtividade. Além disso, os dados mostram que as regiões do Centro-Oriental e da região Metropolitana de Curitiba ampliam a área plantada mesmo em municípios de rendimento abaixo da média do estado, o que sugere que políticas de incentivo à ampliação de canaviais (crédito direcionado BNDES), ganhos de produtividade (em 2002–2008, Figura 2) e melhora nos preços dos derivativos (açúcar) incentivaram essa ampliação.

Especialmente depois da promulgação da legislação que encerra a colheita de cana queimada e a substitui pela mecanizada, o ATR/kg de regiões mais próximas das usinas tem sido maior do que o de regiões mais distantes. Entretanto, a região Centro-Oriental é desfavorecida economicamente quando comparado com o Norte Central. Seus municípios possuem índice de desenvolvimento humano menor do que os municípios do Norte Central, Norte Pioneiro e Noroeste. Os resultados sugerem que, diante da ampliação da atividade primária na região, a discussão de políticas direcionadas ao setor

sucroenergético poderia ampliar o rendimento e favorecer o desenvolvimento regional.

Além disso, espera-se que as plantações de cana no Paraná (Sul do estado) levem a um efeito de transbordamento para Santa Catarina e que as plantações de cana no Norte do Paraná gerem um efeito de transbordamento para São Paulo. Esse efeito de transbordamento se relaciona a máquinas, equipamentos, mão de obra técnica e outros, o que beneficiaria os municípios de fronteiras. Portanto, os resultados mostram a existência de dois principais clusters a respeito dos rendimentos e área plantada no Paraná, no Norte Central e Noroeste, e estão estrategicamente alinhados com o posicionamento físico das usinas no estado (Figura 3).

O Norte Central é caracterizado por uma agricultura moderna de grande propriedade, com produtos destinados ao mercado externo, bem como o Noroeste. Maria Helena, Umuarama, Douradinha, Icaraina e Alto Paraiso (Noroeste) são municípios que não estavam no grupo alto-alto em 2001 mas passaram a fazer parte dele em 2017.

Entretanto, com a piora das situações financeiras – queda do açúcar no mercado internacional, política de preços na gasolina praticado no governo Dilma, problemas de matéria-prima, agravados em 2018 com a quebra acentuada pela seca prolongada –, as usinas têm enfrentado, especialmente depois de 2016, um processo de deterioração do setor produtivo. Em fevereiro de 2018, duas unidades do grupo Sabarálcool perderam suas autorizações para a produção de etanol. Além dessas, o maior grupo do estado, a Usina Santa Terezinha, paralisou duas de suas unidades nos últimos anos por causa da falta de cana-de-açúcar e entrou em processo de recuperação judicial.

Atualmente, o estado está distante dos aumentos na moagem atingidos anteriormente, e a recuperação poderia ocorrer com novos incentivos. Entretanto, novos programas de incentivo não garantiriam a manutenção longínqua do setor. O crescimento econômico e a melhora da

competitividade entre os substitutos (gasolina e etanol) para atender à demanda interna são fatores importantes a serem considerados. A política de reajuste do petróleo seguindo o movimento internacional tem contribuído para a melhora da demanda do etanol, especialmente em um momento de excesso de oferta de açúcar no cenário internacional, o que torna a dependência do setor em relação ao etanol maior. No atual momento, a reestruturação econômica, administrativa e financeira das empresas tem sido a solução para escapar da falência, enquanto os cenários interno e externo não favorecem a melhora, e os incentivos (políticas públicas) ao setor estão reduzidos.

Considerações finais

O que se observou de 2000 até meados de 2013 foi uma fase de ampliação da capacidade da diversificação de produtos e a modernização das usinas para a ampliação do setor na área de bioeletricidade. Com a ampliação da produção e comercialização dos veículos *flex-fuel* no País, o consumo de etanol cresceu. Entretanto, a elevação da produção do etanol dentro do conjunto de produtos oferecidos pelas usinas dependerá das condições internas de produção, além dos preços comercializados no cenário internacional para o açúcar e o etanol.

Além disso, o papel da bioeletricidade na geração das receitas das usinas ainda é baixo quando comparado com a geração de caixa na produção de açúcar e etanol. Políticas mais bem definidas, que incentivem a produção e a distribuição na rede, poderiam amenizar os problemas financeiros das usinas e melhorar o custo das famílias, visto que a bioeletricidade é gerada durante a safra da cana, de abril a novembro, que coincide com o período de seca no País, quando o setor elétrico mais precisa de energia. Porém, para gerar bioeletricidade a usina tem de moer cana, ou seja, a ampliação da geração de energia do bagaço de cana depende da expansão do setor sucroenergético.

O Paraná, juntamente com São Paulo, é um dos principais estados produtores de açúcar e etanol do País e exibe adequadas condições físico-climáticas para a ampliação da produção da cana-de-açúcar. As políticas de crédito direcionadas ao longo do tempo mostram a dependência do setor para a ampliação dos canaviais e investimentos em novas unidades. Entretanto, os resultados mostram o crescimento de grupos empresariais – Grupo Maringá - Usina Santa Terezinha – em detrimento de unidades individuais. Nesse sentido, alguns pontos importantes podem ser destacados: i) a elevação do *Market-Share* por determinados grupos eleva seu poder de mercado e se reflete na precificação da matéria-prima dos fornecedores de cana; ii) alterações das estruturas de escala de produção da usina podem beneficiar a entrada de novos agricultores regionais; e iii) o aumento do poder de barganha com os organismos institucionais e reivindicação de novas políticas (subsídios, creditícia, etc) podem beneficiar o setor no âmbito regional.

Os resultados mostram o aumento da concentração na moagem de cana no Norte Central e Noroeste do estado. Essas regiões exibem também aumento dos rendimentos (kg/ha) em relação à média do estado. O estudo destaca que a sustentabilidade da atividade sucroenergética depende, desde a desregulamentação do setor, da intervenção estatal via mecanismos de política direcionada, com o objetivo de amenizar os efeitos das crises econômicas externas e internas. Entretanto, mudanças na condução das políticas ou falhas em sua elaboração dificultam a ampliação dos investimentos pelo setor e podem levar à estagnação de outras atividades – máquinas/equipamentos, indústria química, por exemplo. A fragilidade do setor nos anos recentes envolve falhas nos processos gerenciais, que, associadas aos problemas climáticos e à entrada de novos fornecedores no mercado (aumento na produção de açúcar), culminaram no agravamento da situação financeira, especialmente no caso das usinas menores.

Além disso, os resultados mostram que o financiamento do BNDES ao setor não teve papel relevante para garantir estabilidade financeira a ponto de se conseguir enfrentar as oscilações de mercado, que são inerentes. Apesar de a atividade sucroenergética ser uma importante atividade produtiva no estado, não há políticas estaduais capazes de amenizar os problemas enfrentados pelo setor atualmente. Ainda assim, o que se observou foi uma expansão da moagem de cana (em parte financiada pelo BNDES) especialmente na região Norte do estado (mesorregiões Norte Central, Noroeste e Norte Pioneiro) e que avançou sobre regiões não tradicionais na produção de cana, o que evidencia sua capacidade de adaptação regional. Além disso, os dados sugerem que o estado continua tendo papel importante para a manutenção da atividade e que a ampliação de políticas de desenvolvimento regionais (incentivos fiscais, por exemplo) poderia promover a melhora na renda e na geração de emprego e o incentivo a toda a cadeia produtiva.

Os dados do estudo também sinalizam que a localização geográfica das usinas indica a existência de relação causal espacial nessa região. Portanto, sugere-se a ampliação das análises para o uso de modelos espaciais com a inclusão de variáveis como i) irrigação, ii) utilização de fertilizantes, ii) máquinas e equipamentos agrícolas, e iii) mão de obra, o que envolveria outros setores da cadeia produtiva integradas ao setor sucroenergético.

Referências

- ABREU, F.R. e; VIEIRA, J.N. de S.; RAMOS, S.Y. Programa Nacional para a produção e uso do biodiesel: diretrizes, desafios e perspectivas. **Revista de Política Agrícola**, ano15, p.5-18, 2006.
- ALMEIDA, E. **Econometria espacial aplicada**. Campinas: Alínea, 2012.
- ANSELIN, L.; SYABRI, I.; SMIRNOV, O. **Visualizing multivariate spatial correlation with dynamically linked windows**. [Urbana: University of Illinois], 2002.
- BNDES. Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social. **Estatísticas operacionais do sistema BNDES**.
- Disponível em: <http://www.bnDES.gov.br/SiteBNDES/bnDES/bnDES_pt/Institucional/BNDES_Transparente_Operacionais/linhas.html>. Acesso em: 12 set. 2018.
- BNDES. Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social. **PAISS agrícola**. Disponível em: <<https://www.bnDES.gov.br/wps/portal/site/home/financiamento/plano-inova-empresa/paiss-agricola>>. Acesso em: 5 fev. 2019.
- BRASIL. **Decreto nº 6.961, de 17 de setembro de 2009**. Aprova o zoneamento agroecológico da cana-de-açúcar e determina ao Conselho Monetário Nacional o estabelecimento de normas para as operações de financiamento ao setor sucroalcooleiro, nos termos do zoneamento. 2009. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2007-2010/2009/decreto/d6961.htm>. Acesso em: 10 fev. 2019.
- BRASIL. **Decreto nº 9.308, de 15 de março de 2018**. Dispõe sobre a definição das metas compulsórias anuais de redução de emissões de gases causadores do efeito estufa para a comercialização de combustíveis de que trata a Lei nº 13.576, de 26 de dezembro de 2017. 2018. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2015-2018/2018/Decreto/D9308.htm>. Acesso em: 10 out. 2018.
- BRASIL. **Lei nº 13.576, de 26 de dezembro de 2017**. Dispõe sobre a Política Nacional de Biocombustíveis (RenovaBio) e dá outras providências. 2017. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2015-2018/2017/lei/L13576.htm>. Acesso em: 1 ago. 2019.
- BRASIL. Ministério da Economia, Indústria, Comércio Exterior e Serviços. **Estatísticas de comércio exterior**. Disponível em: <<http://www.mdic.gov.br/comercio-exterior/estatisticas-de-comercio-exterior>>. Acesso em: 10 out. 2018.
- BRESSAN FILHO, A. Fundamentos da crise do setor sucroalcooleiro no Brasil. In: CONAB. Companhia Nacional de Abastecimento. **Agricultura e abastecimento familiar**: políticas públicas e mercado agrícola. Brasília, 2009. 548p.
- CAMPOS, N.L. Políticas de estado no setor sucroenergético. **Geo UERJ**, n.26, p.301-328, 2015.
- CANA-DE-AÇÚCAR: orientações para o setor canavieiro: ambiental, fundiário e contratos. Brasília: CNA: Senar, 2007. Relatório.
- CONAB. Companhia Nacional de Abastecimento. **Série histórica**. Disponível em: <<https://www.conab.gov.br/conteudos.php?a=1252&t=2>>. Acesso em: 15 abr. 2008.
- DELGADO, G.C. **Do capital financeiro na agricultura à economia do agronegócio**: mudanças cíclicas em meio século (1965-2012). Porto Alegre: Ed. da UFRGS, 2012.
- DUARTE, C.G.; MALHEIROS, T.F. Sustentabilidade e Políticas Públicas para o Setor Sucroenergético: Uma Análise dos Temas Abordados. **Revista de Gestão**

Ambiental e Sustentabilidade - GeAS, v.4, p.122-138, 2015.

EPE. Empresa de Pesquisa Energética. **Balanço Energético Nacional**. 2016. Disponível em: <http://www.epe.gov.br/sitespt/publicacoesdadosabertos/publicacoes/PublicacoesArquivos/publicacao-46/topicos-82/Relatorio_Final_BEN_2017.pdf>. Acesso em: 23 mar. 2019.

GOES, T.; MARRA, R. **2009-2010 - Setor sucroenergético frente à crise mundial**. 2009. Disponível em: <<http://www.embrapa.br/imprensa/artigos/2009/Setor>>. Acesso em: 10 dez. 2012.

GRUPO MARINGÁ. **Comercialização global de açúcar e etanol**. Disponível em: <<https://www.grupomaringa.com.br/sucroenergetico>>. Acesso em: 10 dez. 2018.

IAC. Instituto Agronômico. **Boletim Técnico**. Disponível em: <<http://www.iac.sp.gov.br/publicacoes/porassunto/cana.php>>. Acesso em: 15 jan. 2019.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Produção Agrícola Municipal**. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/pam/tabelas>>. Acesso em: 5 nov. 2018.

MANZATTO, C.V.; ASSAD, E.D.; BACA, J.F.M.; ZARONI, M.J.; PEREIRA, S.E.M. (Org.). **Zoneamento agroecológico da cana-de-açúcar**: expandir a produção, preservar a vida, garantir o futuro. Rio de Janeiro: Embrapa Solos, 2009. (Embrapa Solos. Documentos, 110).

NOVACANA. A evolução da produtividade de cana-de-açúcar. **NovoCana.com**, 16 ago. 2013. Disponível em: <<https://www.novacana.com/estudos/a-evolucao-da-produtividade-da-cana-de-acucar-160813>>. Acesso em: 10 set. 2018.

NOVACANA. Dossiê Paraná: indústria sucroenergética tem mais potencial que investimentos. **NovoCana.com**, 17 set. 2018. Disponível em: <<https://www.novacana.com/n/industria/usinas/dossie-parana-industria-sucroenergetica-potencial-investimentos-170918>>. Acesso em: 12 mar. 2019.

NOVACANA. Usina Santa Terezinha pede recuperação judicial. **NovoCana.com**, 22 mar. 2019. Disponível em: <<https://www.novacana.com/n/industria/usinas/usina-santa-terezinha-recuperacao-judicial-divida-r-4-6-bi-220319>>. Acesso em: 12 abr. 2019.

PROCANA BRASIL. **Anuário da Cana 2001**. São Paulo, 2001.

PROCANA BRASIL. **Anuário da Cana 2008**. São Paulo, 2008.

PROCANA BRASIL. **Anuário da Cana 2016**. São Paulo, 2016.

RESENDE, M.; BOFF, H. Concentração industrial. In: KUPFER, D.; HASENCLEVER, L. (Org.). **Economia industrial**: fundamentos teóricos e práticas. 2.ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2013. p.53-65. DOI: <https://doi.org/10.1016/B978-85-352-6368-8.00005-0>.

RODRIGUES, R.L.; GUILHOTO, J.J.M. Análise setorial e topografia da estrutura produtiva: as cooperativas agropecuárias no Paraná. **Estudos Econômicos**, v.37, p.487-513, 2007. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/S0101-41612007000300002>.

SANTOS, M.; SILVEIRA, M.L. **O Brasil**: território e sociedade no início do século XXI. Rio de Janeiro: BestBolso, 2011.

SHIKIDA, P.F.A; ALVES, L.R.A.; PIFFER, M. Estratégias tecnológicas na agroindústria canavieira do Paraná. **Organizações Rurais e Agroindustriais**, v.2, p.11-21, 2000.

SILVA, L.R. **O BNDES e a sustentação do setor sucroenergético no Brasil**: implicações territoriais no contexto neoliberal e de financeirização. 2017. 154p. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia.

SILVA, M.J.C.S. da. **Uso de operações estruturadas para financiamento de projetos no setor sucroenergético brasileiro**. 2011. 91p. Dissertação (Mestrado) - Fundação Getulio Vargas, São Paulo.

SILVA, V.S.; GARCIA, C. de A.; SILVA, C.M. da. O destino do bagaço da cana-de-açúcar: um estudo a partir das agroindústrias sucroalcooleiras do Paraná. **Revista em Agronegócios e Meio Ambiente**, v.3, p.59-76, 2010.

SOUZA, F. das C. de. As falhas nas premissas do Programa Nacional de Produção e Uso do Biodiesel (PNPB) para o Semiárido nordestino: agricultura familiar e soja. **Revista Gestão & Sustentabilidade Ambiental**, v.7, p.206-217, 2018. DOI: <https://doi.org/10.19177/rgsa.v7e42018206-217>.

UNICA. União da Indústria de Cana-de-Açúcar. **Indústria brasileira de cana-de-açúcar**: uma trajetória de evolução. Disponível em: <<http://english.unica.com.br/linhadotempo/index.html>>. Acesso em: 20 out. 2018.

USACUCAR. **Relatório de sustentabilidade 2010**. [2011]. Disponível em: <<https://www.usacucar.com.br/verPdf.php?arq=24>>. Acesso em: 10 dez. 2018.

Distribuição espacial da produtividade de cana-de-açúcar no Brasil¹

Roberta Vedana²

Karla Cristina Tyskowski Teodoro Rodrigues³

José Luiz Parré⁴

Pery Francisco Assis Shikida⁵

Resumo – Este trabalho analisou a distribuição espacial da produtividade da cana-de-açúcar nas mesorregiões do Brasil em 2006 e 2017, períodos também de censos agropecuários. Foi adotada a análise exploratória de dados espaciais (Aede), que indicou a presença de autocorrelação espacial da quantidade produzida de cana-de-açúcar entre as mesorregiões. Os mapas de significância Lisa e de clusters exibem diferenças entre 2006 e 2017, o que indica alteração da distribuição espacial da cana-de-açúcar de um censo para o outro. Por meio dos mapas, foi possível observar a formação de um corredor de produção a partir da expansão canavieira para regiões não tradicionais dentro do bioma Cerrado e uma redução de produtividade em algumas mesorregiões do Centro-Sul. Essa queda, que atingiu principalmente Paraná, Mato Grosso do Sul, Goiás e São Paulo, está relacionada com a crise conjuntural que afeta o setor desde 2008.

Palavras-chave: análise exploratória de dados espaciais, censo agropecuário, rendimento agrícola.

Spatial distribution of sugarcane productivity in Brazil

Abstract – This article aimed to analyze the spatial distribution of sugarcane productivity in Brazilian mesoregions in 2006 and 2017, the period available in Agricultural Census. In order to reach the proposed objective, we used the Exploratory Spatial Data Analysis (ESDA) tools, which indicated the existence of spatial autocorrelation related to the quantity of sugarcane produced in these mesoregions. The significance maps of Local Indicators of Spatial Autocorrelation (LISA) and Clusters shows transformations in the analyzed periods indicating a shift in the spatial distribution of sugarcane from one census to another. Through the maps, it was possible to realize the formation of a new production area from the expansion of sugarcane to non-traditional regions within the Cerrado Biome, and a reduction of productivity in some mesoregions of the Center-South. This reduction in the performance, which mainly affected the states of Paraná, Mato Grosso do Sul, Goiás and São Paulo, is related to the conjunctural crisis that had affected the sector since 2008.

Keywords: exploratory spatial data analysis, agricultural census, agricultural yield.

¹ Original recebido em 11/4/2019 e aprovado em 12/9/2019.

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

³ Doutoranda em Desenvolvimento Regional e Agronegócio. E-mail: karlatyskowski@gmail.com

⁴ Doutor em Economia Aplicada, bolsista de Produtividade CNPq. E-mail: jlparre@gmail.com

⁵ Doutor em Economia Aplicada, professor associado da Universidade Estadual do Oeste do Paraná (Unioeste), bolsista de Produtividade em Pesquisa do CNPq. E-mail: peryshikida@hotmail.com

Introdução

Um dos segmentos mais importantes do agronegócio nacional, o setor sucroalcooleiro observou significativa expansão da produção de cana-de-açúcar a partir da segunda metade da década de 2000. De acordo com dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2019a, 2019b) e da União da Indústria de Cana-de-Açúcar (Unica, 2019), a área de cana-de-açúcar colhida em hectare, de 2006 a 2017, experimentou incremento de mais de 43%, enquanto a produção em toneladas cresceu 59%.

Esse aumento da produção, de modo geral, ocorreu, muito mais de forma extensiva, pela expansão de novas áreas de cultivo do que de forma intensiva, por meio da elevação do rendimento por hectare. Vale citar a queda comparativa de produtividade: de 74,6 t/ha em 2005–2006 para 72,02 t/ha em 2016–2017 (Brasil, 2007; Acompanhamento..., 2017; IBGE, 2019a, 2019b).

Principal região de expansão do agronegócio brasileiro, o Centro-Oeste tem ganhado relevância no setor sucroalcooleiro. Na safra 2010–2011, consolidou-se como a segunda maior região em área colhida de cana-de-açúcar, aumentando a diferença percentual para as demais regiões a cada nova safra. Na safra 2016–2017, foi responsável por 20% da área colhida, sendo Goiás o segundo maior estado nesse quesito, o que corresponde a 10,6% da área total cultivada no Brasil (Acompanhamento..., 2017; Unica, 2019).

Foi objetivo deste estudo analisar a alteração da distribuição espacial da produtividade da cana-de-açúcar no Brasil, em 2006 e 2017, anos de realização dos censos agropecuários.

Dinâmica da expansão da cana-de-açúcar no Brasil

O primeiro grande incentivo à produção canavieira, motivado pela necessidade de uma solução para o gargalo energético causado pela crise do petróleo (1973), ocorreu em 1975 com

a implantação do Programa Nacional do Álcool (Proálcool). Esse Programa disponibilizou crédito para a construção de destilarias autônomas e para a ampliação de destilarias anexas às usinas existentes, além de ter possibilitado a expansão, principalmente para áreas produtivas de cana-de-açúcar do Centro-Sul (Ruas et al., 2014; Shikida, 2014).

Segundo Szmrecsányi & Moreira (1991), o Proálcool resultou na consolidação do mercado de etanol no Brasil, na consolidação do Estado de São Paulo como o maior produtor de etanol do País e na alteração geográfica da produção canavieira. Shikida (1997), ao apresentar os estados que mais atraíram investimentos do Proálcool, destaca aqueles pertencentes às regiões não tradicionais na produção de cana-de-açúcar: Goiás (7,2%), Mato Grosso (3,2%) e Mato Grosso do Sul (2,5%). O crescimento da produção no Centro-Oeste, como afirma o autor, ocorreu de forma mais significativa na fase “acelerada” do Proálcool, na década de 1980.

Em meados dessa mesma década, a retirada gradual dos investimentos públicos do programa culminou com o processo de desregulamentação do setor e arrefecimento da produção e do consumo de álcool, muito por causa da redução dos preços do petróleo ao patamar anterior aos dos choques dessa commodity. O processo de desregulamentação, iniciado em 1990, foi o grande responsável por modificar a antiga configuração do setor, caracterizada pela intervenção estatal, para um regime mais próximo do livre mercado. A extinção do Instituto do Açúcar e do Álcool (IAA), em 1990, foi o marco do início desse processo, que Shikida (2014) denominou de mudança do “paradigma subvencionista” para o “paradigma tecnológico”. Alves (2002) destaca que esse processo foi sinalizado pelo fim do tabelamento dos preços do setor, iniciado em 1994, para as exportações de açúcar; em 1997, para o preço do etanol anidro; no ano seguinte, em 1998, para os preços da cana-de-açúcar e, por fim, em 1999, com a liberação do preço do etanol hidratado.

O período de 1996 a 2003 é descrito por Vian (2003) como de recrudescimento da desregulamentação na agroindústria canavieira. A confluência de fatores internos e externos influenciou diretamente a redução do financiamento estatal do setor. Entre os fatores internos, citam-se a crise das contas públicas e as políticas para o combate à inflação; entre os externos, a oscilação dos preços do petróleo, o consequente aumento do consumo de gasolina e a instabilidade das exportações de açúcar.

Esse contexto contribuiu para que a atividade sucroenergética permanecesse, conforme Moraes & Bacchi (2015), “adormecido” até 2003. Os autores evidenciam que, nesse período de “dormência”, a produção de etanol hidratado foi destinada principalmente para o atendimento da frota de veículos a álcool formada na década de 1980 e no início da década de 1990. Cumpre ressaltar que o número de licenciamentos de veículos leves movidos a etanol, de 1996 a 2001, foi menor do que 1% (Anfavea, 2019).

A partir de 2003, o setor experimentou um grande dinamismo, tanto no mercado nacional quanto internacional, causado pelo protagonismo dos seus dois principais produtos: o açúcar e o álcool. Esse dinamismo pode ser atribuído à evolução dos preços das commodities agrícolas, que, ao mesmo tempo, impulsionou as exportações dos principais produtos da cana-de-açúcar e, no mesmo sentido, provocou a elevação dos preços do petróleo que, aliada ao lançamento dos carros *flex-fuel*, ensejaram o crescimento da demanda interna por etanol hidratado (Moraes & Bacchi, 2015).

Contudo, a introdução da tecnologia *flex-fuel*, por permitir o uso de gasolina ou etanol, conforme os preços desses combustíveis, à escolha do motorista, foi a grande responsável pelo aumento da produção canavieira, por meio da ampliação das áreas cultivadas no Centro-Oeste, até então pouco exploradas, pois eram relativamente distantes dos centros consumidores e possuíam menos aptidão para a cultura da cana do que as regiões tradicionais. Essa região representou a principal fronteira de expansão

para a canavicultura desde o lançamento dos carros *flex* (Moraes & Bacchi, 2015).

Castro et al. (2010) argumentam que o modelo de expansão adotado pelas usinas e fornecedoras de cana-de-açúcar, nas novas áreas agricultáveis do Centro-Oeste, foi a compra e o arrendamento de terras, em que a distância entre a área colhida e a usina exibisse uma relação custo-benefício logístico vantajosa.

A evolução recente da produção de cana-de-açúcar no Centro-Oeste indica a tendência de expansão da agroindústria canavieira para as regiões que, além de próximas às áreas produtoras tradicionais (notadamente, São Paulo), oferecem condições edafoclimáticas favoráveis à cultura. Nesse sentido, a alteração do mapa de produção da cana-de-açúcar, a partir da tecnologia *flex*, demonstra a formação de uma nova fronteira agrícola dentro do cerrado brasileiro, com expansão também para parte da região do Norte-Nordeste conhecida como Matopiba – Maranhão, Tocantins, Piauí e Bahia. O Matopiba começou a ser explorado para o agronegócio na década de 1980, mas a expansão das atividades agrícolas ocorreu mais intensamente a partir de meados da década de 2000 com o surgimento de enormes fazendas de monoculturas mecanizadas (Bioetanol..., 2008; Shikida, 2013; Mathias, 2017).

Apesar de carecer de infraestrutura, o Matopiba possibilitou a criação de um importante eixo entre as áreas produtoras de cana-de-açúcar e tem crescido por meio da substituição de pastagens e do plantio de soja, que, há algum tempo, já havia tomado o lugar do Cerrado (Bioetanol..., 2008). A Figura 1 mostra a distribuição espacial da área colhida com cana-de-açúcar em 2006 e 2017.

Os dados de produção disponibilizados pela Unica (2019) mostram que o Sudeste, além de exibir o maior crescimento da produção de cana-de-açúcar do Brasil, depois de 2003 continua sendo o principal produtor, puxado pelo Estado de São Paulo. O Nordeste foi superado pelo Centro-Oeste na safra 2009–2010, com

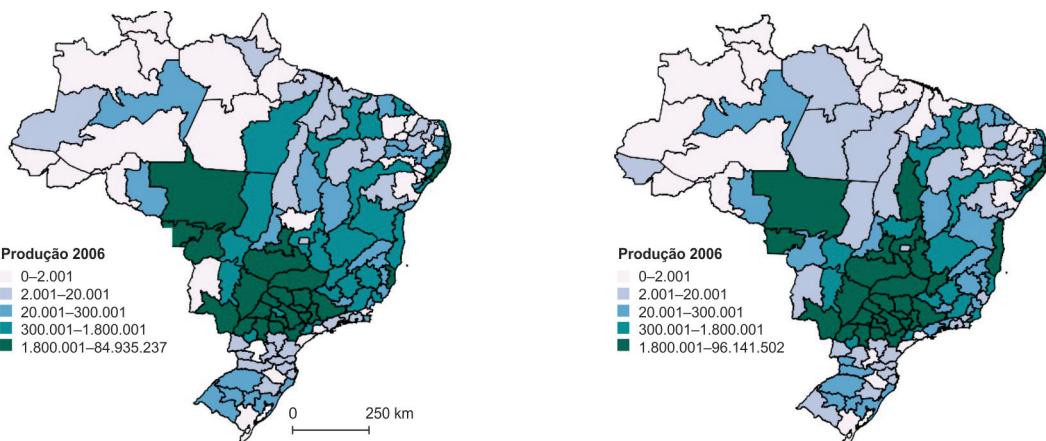


Figura 1. Área colhida (ha) com cana-de-açúcar nas mesorregiões brasileiras em 2006 e 2017.

Fonte: elaborado com dados do IBGE (2019a, 2019b).

participações de 9,8% e 12,8%, respectivamente. Destaca-se, assim, a ascensão do Centro-Oeste na atividade produtiva canavieira: na safra 2006–2007, sua participação foi de 9,6%; na safra 2016–2017, 20,6%. O Matopiba exibiu expressivo crescimento da produção de cana-de-açúcar da safra 2006–2007 (4,8 t) para a de 2016–2017 (7,05 t).

Aspectos da expansão da cultura canavieira no Brasil: estudos empíricos

Os trabalhos de Gonçalves (2009), Castro et al. (2010), Shikida (2013), Santos et al., (2015) e Abreu & Nascimento (2016), entre outros, trazem uma contribuição teórica a respeito da expansão da produção canavieira.

Gonçalves (2009) discutiu alguns dos efeitos da recente expansão da cana-de-açúcar nas principais regiões produtoras do País, de 2000 a 2008, usando dados censitários disponibilizados pela Conab⁶ e pelo IBGE. Castro et al. (2010) estudaram a expansão das áreas de monocultura da cana-de-açúcar, intensificada a partir de 2007, direcionada para o Cerrado e para Goiás. Shikida (2013) analisou a expansão canavieira no Centro-Oeste. Seus principais resultados mos-

tram que a expansão foi motivada pela busca do binômio segurança alimentar (com o açúcar) e energia sustentável (com o etanol).

No âmbito das inovações tecnológicas, – notadamente a introdução dos veículos *flex-fuel* no mercado automotivo, em 2003 – que potencializaram a expansão das áreas, houve também momentos de crise. Sobre isso, Santos et al. (2015) salientam que era natural esperar uma ampliação dos investimentos no setor, com o boom do mercado de etanol, depois da euforia de 2003. Contudo, nem todos os investimentos feitos nessa atividade tinham maturidade e expertise necessárias a um segmento caracteristicamente de oligopólio competitivo. Houve também fatores negativos: o controle artificial, da parte do governo, sobre o preço da gasolina para conter a inflação, contribuindo assim para tornar o etanol menos competitivo; a crise internacional de 2008, que veio tolher os créditos do setor agrícola de modo geral – a agroindústria canavieira não foi exceção; e condições climáticas adversas, para piorar, afetaram a cultura canavieira no País.

Com base em mapas temáticos de solo, declividade e pluviosidade, Abreu & Nascimento (2016) concluíram que o Tocantins possui carac-

⁶ Companhia Nacional de Abastecimento.

terísticas adequadas para o cultivo da cana-de-açúcar e que os investimentos em tecnologias para melhoria do solo resultaram no aumento da produtividade.

Com relação aos estudos empíricos destacam-se Shikida et al. (2011), Satolo & Bacchi (2013), Bacchi & Caldarelli (2015) e Munhoz (2017).

Shikida et al. (2011) analisaram as capacidades tecnológicas da agroindústria canavieira brasileira para São Paulo, Paraná e Minas Gerais, mediante dados primários coletados nas usinas e destilarias. Como resultado, as agroindústrias canavieiras, tecnicamente qualificadas e com baixos custos, exibiram expressivo domínio das capacidades tecnológicas básica e intermediária. Porém, em termos da capacidade tecnológica avançada, que é a tecnologia de ponta de um setor, ainda há espaço para avançar.

Satolo & Bacchi (2013) avaliaram os impactos socioeconômicos da expansão do setor sucroenergético nos municípios de São Paulo em 2000–2008. Usaram o Método Generalizado de Momentos em Sistema (GMM-SYS), e os resultados indicaram relação de dependência espacial e temporal positiva no Produto Interno Bruto (PIB) real per capita. Os efeitos estimados, diretos e indiretos, mostraram o impacto positivo que a expansão da agroindústria canavieira provocou sobre o nível médio da renda per capita nos municípios.

Adotando o mesmo método de Satolo & Bacchi (2013), Bacchi & Caldarelli (2015) identificaram os impactos socioeconômicos do crescimento econômico do setor sucroenergético no Estado de São Paulo para 2005–2009. Os resultados evidenciaram a existência de relação de dependência espacial e temporal no PIB real per capita dos municípios paulistas, corroborando os resultados de Satolo & Bacchi (2013).

Munhoz (2017), com base no modelo Spatial Durbin Model (SDM), analisou a relação espacial entre os municípios de Mato Grosso do Sul na evolução de indicadores econômicos, considerando a renda gerada pela produção

da cana-de-açúcar, com enfoque na região da Grande Dourados. Os resultados sugerem que cada município influencia e é influenciado pelos demais e que a distância física entre as unidades espaciais impacta pouco no contexto regional. Além disso, a instalação de uma usina em um município gera *spillovers* nos municípios vizinhos.

Metodologia

Análise exploratória de dados espaciais

A análise exploratória de dados espaciais (Aede) consiste num conjunto de técnicas que possibilita a análise estatística de dados geográficos. É aplicada para descobrir se existem padrões de associação espacial e para propor clusters espaciais, identificar informações espaciais divergentes e permitir a formulação de hipóteses a respeito de determinadas regiões, tanto em âmbito global quanto local, estabelecendo a menor estrutura possível (Almeida, 2012).

Almeida (2012) enfatiza também que essa análise é mais adequada para variáveis espacialmente densas ou intensivas, ou seja, variáveis divididas por um indicador de intensidade. Segundo o autor, é possível encontrar diversos indicadores de intensidade na literatura: variáveis per capita, por trabalho ou capital e por área são exemplos.

Na Aede, inicialmente testa-se a hipótese de distribuição aleatória das informações espaciais. Não obstante, espera-se que variáveis espaciais aleatórias não possuam dependência em relação a seus vizinhos (Almeida, 2012). Almeida et al. (2008) afirmam que a Aede permite a verificação das medidas de autocorrelação espacial global e local. Anselin & Bera (1998) definem a autocorrelação espacial como a relação de similaridade entre variáveis e a localização geográfica. Essa relação também é conhecida como dependência espacial. O teste indicado

para medir a correlação espacial é o *I* de Moran, desenvolvido em 1948 por Patrick A. P. Moran:

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

A equação 1 é escrita matricialmente como

$$I = (n/S_0)(z' W z / z' z) \quad (2)$$

em que *n* é o número de unidades espaciais, *z* é a variável de interesse padronizada, e *Wz* representa os valores médios da variável de interesse padronizada nos vizinhos, definidos segundo uma matriz de ponderação espacial *W*. O elemento w_{ij} representa o peso espacial para o par de unidades espaciais *i* e *j*, medindo o grau de interação entre elas.

De modo geral, o índice de Moran tem como hipótese nula a independência espacial, com valor esperado zero. Valores positivos (entre 0 e +1) indicam correlação direta. Nesse caso, o valor do atributo exibe similaridade com a localização espacial. Valores negativos (entre 0 e -1) indicam correlação inversa, revelando dissimilaridade entre os valores do atributo e a localização espacial (Câmara et al., 2004).

A especificação operacional do conjunto de vizinhança, para cada observação, é feita por meio de uma matriz de pesos espaciais (Anselin & Bera, 1998). Baseada na contiguidade, a ma-

triz de pesos espaciais é sinônimo da matriz de contiguidade (Almeida, 2012).

Entre as convenções utilizadas na literatura para determinar as matrizes de pesos espaciais, destacam-se a rainha e a torre. Adota-se a convenção rainha (queen) se, “além das fronteiras com extensão diferente de zero, puderem ser considerados os vértices como contíguos, na visualização de um mapa”; ou a convenção torre (rook), se “apenas as fronteiras físicas com extensão diferente de zero entre as regiões sejam levadas em conta” (Almeida, 2012, p.77). A Figura 2 mostra as convenções para a matriz binária de pesos espaciais.

Almeida (2012) evidencia os três tipos de informação fornecidos pelo *I* de Moran: a) o nível de significância indica se os dados estão aleatoriamente distribuídos; b) se significativo, o sinal positivo da estatística *I* de Moran mostra que os dados estão concentrados em regiões (clusters) – o sinal negativo mostra a dispersão dos dados; e c) quanto mais próximo de 1 for o valor do *I* de Moran, mais forte é a correlação – e quanto mais próximo de -1, mais dispersos estão os dados.

Uma maneira adicional de visualizar a dependência ou autocorrelação espacial é por meio do diagrama de dispersão de Moran. Plotado com base nos dados normalizados, o diagrama permite que se analise o comportamento da variável no espaço (Câmara et al., 2004). O diagrama de dispersão de Moran, de acordo com Diniz (2013), possibilita também identificar quatro tipos de

	B	C	D	
	E	A	F	
	G	H	I	

		B		
	E	A	C	
		D		

Figura 2. Convenções de contiguidade rainha e torre.

Fonte: Almeida (2012).

associação linear espacial: Alto-Alto (AA); Baixo-Baixo (BB); Alto-Baixo (AB); e Baixo-Alto (BA) – Figura 3.

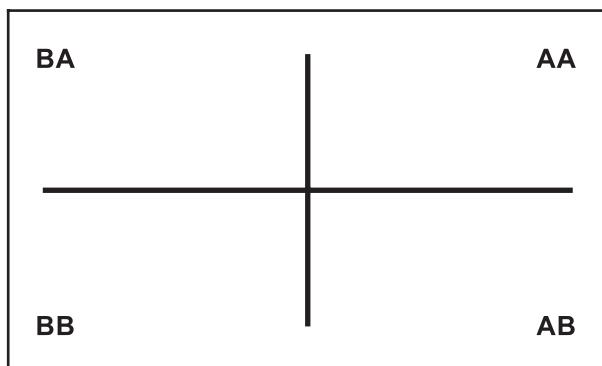


Figura 3. Diagrama de dispersão de Moran.

Fonte: Almeida (2012).

No primeiro quadrante, está representado o AA. As unidades espaciais concentradas nesse quadrante exibem variáveis de interesse com valores altos (acima da média) e estão circundados por regiões que também apresentam valores altos.

O segundo quadrante, BA, agrupa as regiões de baixo valor da variável de interesse, mas que são rodeadas por regiões que exibem alto valor da mesma variável. As regiões representadas no terceiro quadrante, BB, referem-se a um agrupamento de associação espacial com variáveis de interesse que apresentam baixos valores (ou abaixo da média) e que estão circundadas por regiões que também exibem baixos valores. O quarto quadrante, AB, agrupa regiões com alto valor da variável de interesse, mas que são rodeadas por regiões vizinhas com baixo valor da variável (Almeida, 2012). Vale lembrar que é possível construir também um diagrama de dispersão de Moran multivariado.

Almeida (2012) alerta para que não se confie somente em estatísticas globais, pois elas podem esconder padrões locais de associação espacial linear. Tais padrões locais podem ser identificados por meio da estatística Lisa, do inglês Local Indicators of Spatial Association. Desde que significativos, os resultados podem

ser representados em um mapa de Lisa. Contudo, um indicador Lisa deve satisfazer, segundo Anselin (1995), dois critérios: a) capacidade de indicar clusters espaciais estatisticamente significativos para cada observação; e b) o somatório dos indicadores locais, para todas as regiões, deve ser proporcional ao indicador de autocorrelação global. O índice de Moran Local faz uma decomposição do índice global.

O indicador Lisa pode ser representado por

$$I_i = \{(y_i - \bar{y}) \sum_j w_{ij} (y_j - \bar{y}) / [\sum_i (y_i - \bar{y})^2 / n]\} \quad (3)$$

sendo y_i a variável de interesse na região i para o ano t , \bar{y} a média das observações entre as regiões para o ano t , no qual o somatório em relação à j é tal que somente os valores vizinhos de j são incluídos. A hipótese nula da estatística Lisa é, segundo Anselin (1995), a ausência de associação espacial local.

Fonte de dados

Os dados utilizados neste trabalho são dos censos agropecuários de 2006 e 2017, disponibilizados pelo IBGE (2019a, 2019b). Os dados são referentes à área colhida, em hectares, e à produção de cana-de-açúcar, em toneladas, para cada um dos anos, nas 137 mesorregiões do Brasil. O indicador de produtividade possibilita comparações entre os censos e é definido por

Indicador de produtividade = Produção total de cana-de-açúcar (t) / Área colhida total (ha).

Resultados e discussão

Resultados da Aede

Buscou-se apresentar, por meio de mapas, a distribuição da produtividade de cana-de-açúcar nas 137 mesorregiões brasileiras, em 2006 e 2017, anos de censo agropecuário (Figura 4). A cor mais escura denota as mesorregiões de alta produtividade. O Centro-Sul, além de ser o

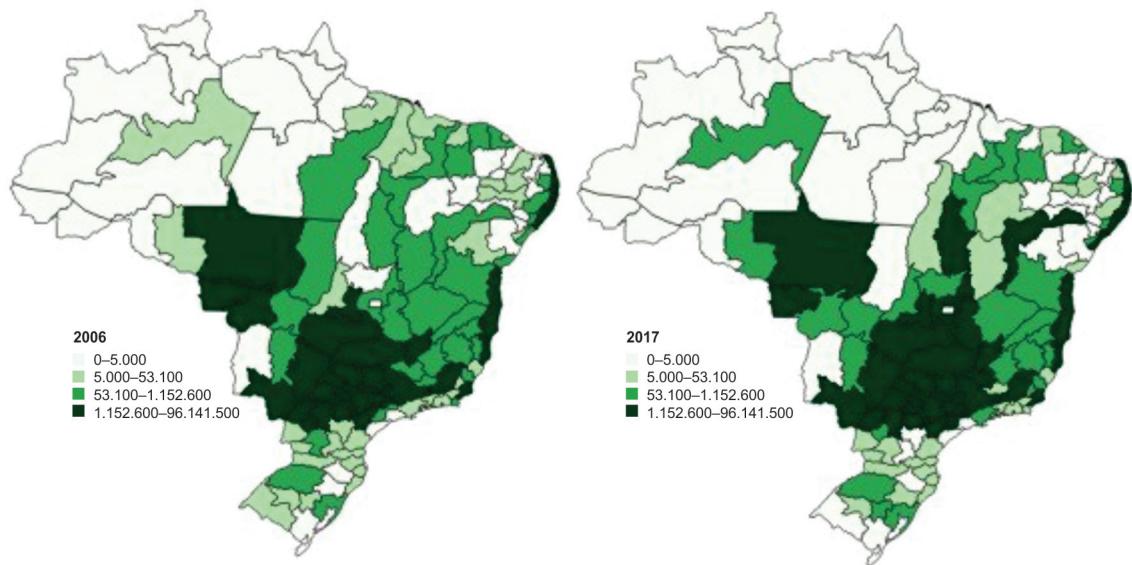


Figura 4. Mapas de produtividade (t/ha) da cana-de-açúcar nas mesorregiões brasileiras em 2006 e 2017.

Fonte: elaborado com dados do IBGE (2019a, 2019b).

maior produtor, é o que se destaca em produtividade, em ambos os períodos.

Com efeito, observa-se alguma mudança no mapa de produtividade das mesorregiões brasileiras. Essa alteração tem relação com a heterogeneidade espacial da produtividade da cana-de-açúcar, ocasionada por diferenças climáticas, de solo, disponibilidade hídrica, por questões estruturais, de incentivos governamentais e por diferenças de uso da matéria-prima cana-de-açúcar.

As mesorregiões mais intensivas na produtividade estão no Centro-Sul, especialmente no Estado de São Paulo, e no Nordeste (Tabela 1). Com efeito, isso ocorre porque essas mesorregiões são aquelas que destinam a maior parte da cana-de-açúcar para o processamento do setor industrial – transformação em açúcar e álcool, em larga escala. As demais mesorregiões, localizadas sobretudo no Norte, em algumas partes do Nordeste e do extremo Sul, destinam sua produção principalmente para cultivos artesanais, direcionados ao consumo local (cachaça, doces e trato animal, por exemplo).

O Vale do São-Franciscano da Bahia, Itapetininga, São José do Rio Preto, Campinas e

Ribeirão Preto, além de manterem a produtividade acima da média brasileira, permaneceram entre as dez maiores produtividades do País para 2006 e 2017. Nota-se também que a produtividade tem se intensificado em algumas mesorregiões do Tocantins, Maranhão e Piauí, formando uma espécie de “corredor” entre o Centro-Sul e o Norte-Nordeste.

Para relacionar a produtividade da cana-de-açúcar e sua distribuição espacial, torna-se necessário o emprego da Aede, e sua aplicação exige o uso de uma matriz de pesos espaciais (W). Neste estudo, o critério de contiguidade adotado foi a convenção do tipo rainha e dos vizinhos de primeira ordem.

Para a análise de autocorrelação espacial, foi feito, inicialmente, o cálculo do I de Moran para a produtividade da cana-de-açúcar das mesorregiões brasileiras. A Figura 5 mostra o diagrama de dispersão de Moran para 2006 e 2017. No eixo vertical, observa-se a defasagem espacial da variável de interesse; no horizontal, está o valor da variável de interesse que corresponde à produtividade da cana-de-açúcar.

A Figura 5 mostra a existência de autocorrelação espacial positiva da produtividade

Tabela 1. As dez mesorregiões brasileiras com as maiores e menores produtividades em 2006 e 2017.

Mesorregiões com as maiores produtividades em 2006	Produtividade (t/ha)	Mesorregiões com as maiores produtividades em 2017	Produtividade (t/ha)
Centro Ocidental Paranaense, PR	91,83	Vale do Paraíba Paulista, SP	108,8
Sudoeste de Mato Grosso do Sul, MS	87,43	Metropolitana de São Paulo, SP	100
Itapetininga, SP	86,41	Vale São-Franciscano da Bahia, BA	99,41
Campinas, SP	85,83	Itapetininga, SP	85,4
Norte Pioneiro Paranaense, PR	85,32	Centro Oriental Paranaense, PR	84,31
São José do Rio Preto, SP	84,70	São José do Rio Preto, SP	83,2
Araçatuba, SP	84,22	Distrito Federal, DF	83
Ribeirão Preto, SP	84,12	Campinas, SP	82,8
Vale São-Franciscano da Bahia, BA	83,58	Leste Goiano, GO	82,09
Presidente Prudente, SP	82,65	Ribeirão Preto, SP	81,86
Mesorregiões com as menores produtividades em 2006	Produtividade (t/ha)	Mesorregiões com as menores produtividades em 2017	Produtividade (t/ha)
Baixo Amazonas, PA	26,13	Extremo Oeste Baiano, BA	23,59
São Francisco Pernambucano, PE	23,86	Nordeste Mato-grossense, MT	22,08
Marajó, PA	23,38	Sul de Roraima, RR	21,15
Centro Oriental Rio-grandense, RS	23,15	Sertões Cearenses, CE	21,13
Serrana, SC	20,37	Oeste Potiguar, RN	20,4
Sudeste Rio-grandense, RS	18	Marajó, PA	20
Sudoeste Amazonense, AM	17,37	Sertão Pernambucano, PE	16
Sudoeste Paraense, PA	6,39	Nordeste Baiano, BA	12,25
Norte de Roraima, RR	2,72	Vale do Acre, AC	5,74
Sul de Roraima, RR	2,09	Norte de Roraima, RR	4,68

Fonte: elaborado com dados do IBGE (2019a, 2019b).

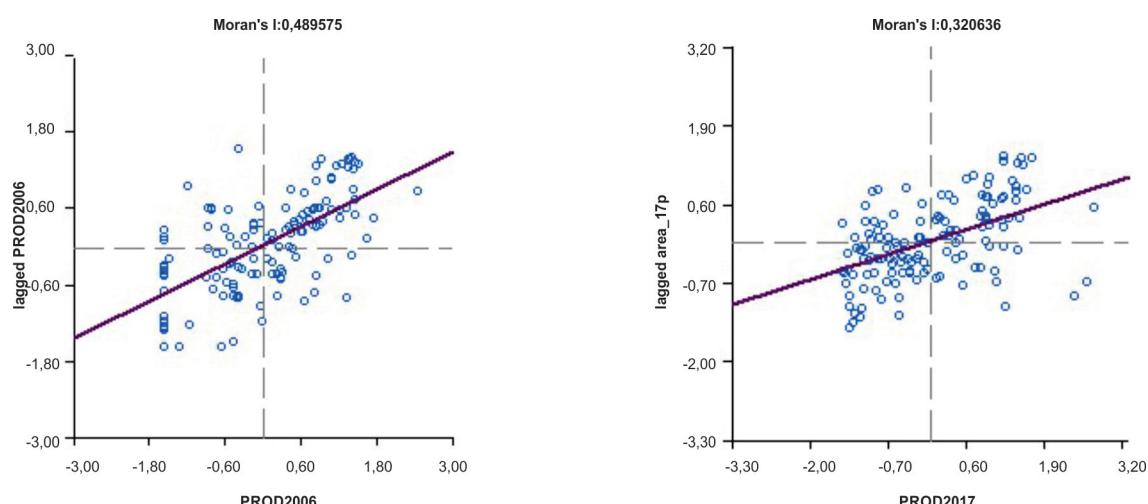


Figura 5. Diagrama de dispersão da produtividade da cana-de-açúcar para 2006 e 2017.

Fonte: elaborado com dados do IBGE (2019a, 2019b).

da cana-de-açúcar, indicando relação espacial entre as mesorregiões. Os valores da produtividade das mesorregiões se agrupam, mais expressivamente, no primeiro e terceiro quadrantes, em ambos os gráficos. Desse modo, tem-se, em média, que localidades com alta produtividade são vizinhas daquelas também com alta produtividade; do mesmo modo, localidades com baixa produtividade são vizinhas daquelas também com baixa produtividade. Shikida et al. (2011) já haviam apontado, por meio de uma análise de capacidades tecnológicas, a influência que um determinado cluster de agroindústrias canavieiras avançadas exerce sobre outros.

A disparidade regional, quanto à produtividade da cana-de-açúcar, pode ser observada

por meio da análise do mapa de significância Lisa e de cluster para 2006 (Figura 6). Notam-se dois grandes clusters: um BB, no Norte, e outro AA, no Centro-Sul. Nas mesorregiões dos estados que abrangem o recente avanço da cultura canavieira, observam-se duas mesorregiões para o nível de 5% de significância, uma delas cercada por vizinhos BA e a outra, por vizinhos AB.

A Figura 7 mostra os mapas de significância LISA e de Cluster para 2017. Nota-se a redução do cluster BB da região Norte e a permanência do cluster AA no Centro-Sul. Esse resultado evidencia o fato de as mesorregiões do Centro-Sul – por serem as maiores produtoras do País e concentrarem o maior número de usinas – influenciarem a produtividade uma das outras.

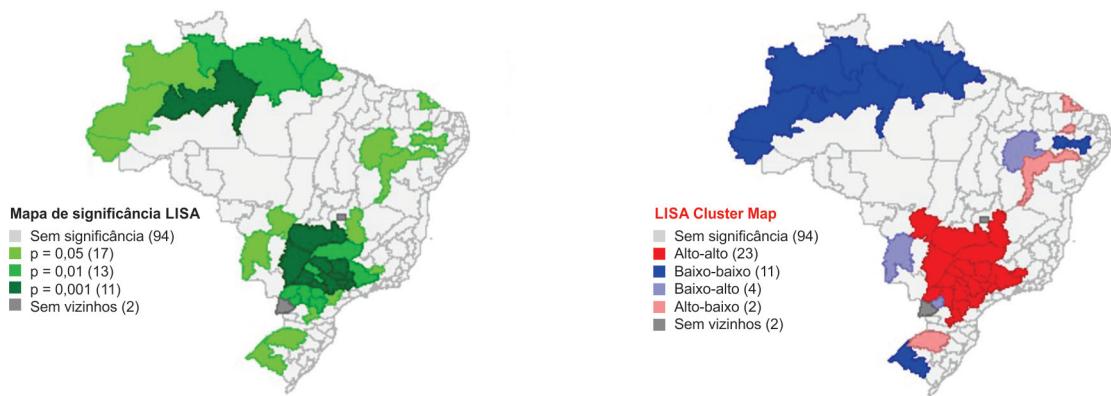


Figura 6. Mapa Lisa e de cluster de produtividade da cana-de-açúcar nas mesorregiões brasileiras em 2006.

Fonte: elaborado com dados do IBGE (2019a).

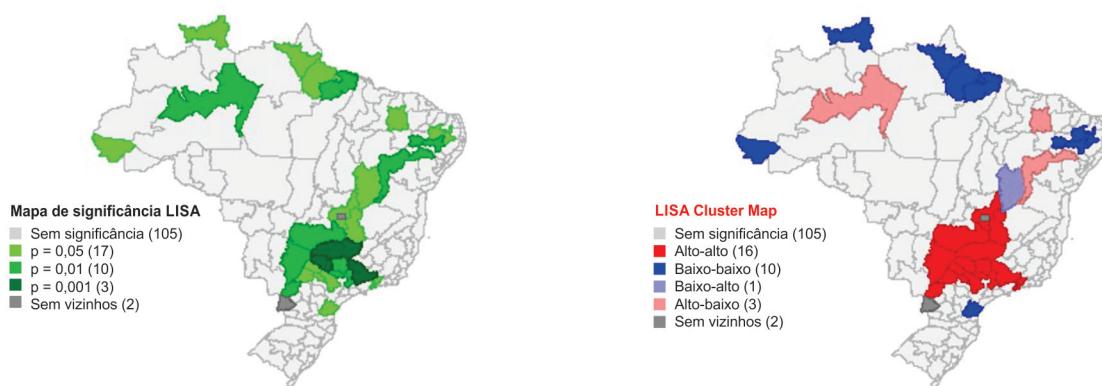


Figura 7. Mapa Lisa e de cluster de produtividade da cana-de-açúcar nas mesorregiões brasileiras em 2017.

Fonte: elaborado com base nos dados do IBGE (2019b).

Apesar da concentração da produção e dos altos níveis de produtividade no Centro-Sul, percebe-se leve mudança no cluster AA. A redução da produtividade exerceu maior impacto nos principais estados produtores dessa região: Paraná, Mato Grosso do Sul, Goiás e São Paulo, com quedas de 15,4%, 9,8%, 5,5% e 4,3%, respectivamente. No Paraná, estado de maior queda para o período, as produtividades das mesorregiões Norte Pioneiro, Noroeste e Norte Central caíram 32,23%, 20,8% e 8,25%, respectivamente, de 2006 para 2017, deixando de fazer parte desse cluster.

Essa redução de produtividade está atrelada à crise vivenciada pelo setor sucroenergético a partir de 2008. Santos et al. (2015) mencionaram que houve um aporte de capital elevado para a ampliação das unidades produtivas, motivada pelas expectativas favoráveis no mercado do etanol antes de 2008. Entretanto, cenários adversos, como a crise financeira mundial, a contenção de preços da gasolina e quebras de safras, afetaram negativamente as expectativas do segmento, com queda no número de usinas – de 418 em 2008 para 381 em 2017. Em 2019, o número de usinas cadastradas no Sistema de Acompanhamento da Produção Canavieira (Sapcana) do Mapa, caiu para 376 (Brasil, 2019).

Outra questão interessante a ser destacada é a expansão da canavicultura para regiões não tradicionais, dentro do bioma Cerrado, conforme a Figura 4, que mostra a mudança da distribuição da produtividade da cana-de-açúcar de 2006 para 2017. Ressaltando resultados da literatura citada, embora tenham analisado períodos distintos, Gonçalves (2009), Castro et al. (2010) e Shikida (2013) evidenciam o avanço dessa cultura para o Centro-Oeste e, no caso de Abreu & Nascimento (2016), especificamente para o Tocantins.

Considerações finais

Foi objetivo deste trabalho analisar a distribuição espacial da produtividade da cana-

-de-açúcar no Brasil em 2006 e 2017, anos de realização de censos agropecuários.

A expansão da área cultivada com cana-de-açúcar cresceu expressivamente a partir do Proálcool. O incremento das áreas agricultáveis possibilitou o deslocamento da canavicultura para o Centro-Oeste, e a alteração da distribuição geográfica da produção canavieira ocorreu por meio de compra e arrendamento de terras pelos usineiros e fornecedores, de modo que a distância entre a área colhida e a usina apresentasse uma relação custo-benefício logístico vantajosa. Esse fator reforçou a concentração da produção no Centro-Sul, pois adensou também as usinas de processamento da matéria-prima.

Para a análise da distribuição espacial da produtividade da cana-de-açúcar nas mesorregiões brasileiras, fez-se, em termos metodológicos, uma Aede na qual o I de Moran exibiu sinal positivo, indicando a existência de autocorrelação espacial para os dois períodos de análise. Os mapas de significância Lisa apresentaram diferenças de 2006 para 2017, bem como os mapas de clusters. A distribuição espacial da cana-de-açúcar se alterou do censo de 2006 para o de 2017, principalmente nas mesorregiões do Centro-Sul.

Embora tenha ocorrido aumento tanto da área colhida em hectare (43%) quanto da quantidade produzida (59%), de 2006 para 2017, o rendimento da produção, de um período para o outro, caiu 3,46%. O impacto dessa redução de produtividade foi maior nos principais estados produtores do Centro-Sul: Paraná, Mato Grosso do Sul, Goiás e São Paulo. Um fator que está fortemente atrelado com a queda do desempenho canavieiro é a crise conjuntural que afeta o setor desde 2008.

As causas que explicam a crise podem ser resumidas nas seguintes variáveis: a influência do clima pouco favorável; os baixos retornos provocados pela interrupção do processo de maturação dos investimentos feitos antes de 2008; e o impacto do controle do preço da gasolina em detrimento da oferta de etanol ocorrido em

determinado momento. O cenário econômico que se estabeleceu depois de 2008 perdura até a atualidade, caracterizando-se por usinas desativadas, outras em processo de recuperação judicial e muitas com alto grau de endividamento.

O estímulo à cadeia produtiva da cana-de-açúcar envolve o fomento à pesquisa, o desenvolvimento tecnológico, a assistência técnica, as linhas de financiamento, a tributação incidente nos combustíveis líquidos – que está diretamente relacionada à competitividade do etanol hidratado diante da gasolina – e a regulação ambiental com a restrição de áreas como a Amazônia, a Mata Atlântica, o Pantanal e reservas indígenas, além de áreas com declividade que dificultam a introdução do cultivo mecanizado. Doravante, esforços devem ser concentrados na elevação da produtividade, conforme apontado por Moraes & Bacchi (2015), pois os ganhos de rendimento, aliados à redução dos custos de produção (agrícolas e industriais), são os principais responsáveis para que haja a substituição de combustíveis fósseis por fontes de energia alternativas como o etanol.

Referências

- ABREU, Y.V. de; NASCIMENTO, H.R. A produção da cana-de-açúcar e de etanol nas novas fronteiras agrícolas: o estado do Tocantins. *Revista Liberato*, v.17, p.49-63, 2016. DOI: <https://doi.org/10.31514/r-liberato.2016v17n27.p49>.
- ACOMPANHAMENTO DA SAFRA BRASILEIRA [DE] CANA-DE-AÇÚCAR: safra 2016/2017: quarto levantamento, v.3, n.4, abr. 2017. 76p. Disponível em: <<https://www.conab.gov.br/info-agro/safras/cana/boletim-da-safra-de-cana-de-acucar>>. Acesso em: 9 fev. 2019.
- ALMEIDA, E. *Econometria espacial aplicada*. Campinas: Alínea, 2012.
- ALMEIDA, E.S. de; PEROBELL, F.S.; FERREIRA, P.G.C. Existe convergência espacial da produtividade agrícola no Brasil? *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v.46, p.31-53, 2008. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032008000100002>.
- ALVES, L.R.A. *Transmissão de preços entre produtos do setor sucroalcooleiro do Estado de São Paulo*. 2002. 107p. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba.
- ANFAVEA. Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores. *Anuário da Indústria Automobilística Brasileira*: 2019. Disponível em: <<http://www.anfavea.com.br/anuario.html>>. Acesso em: 9 fev. 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>.
- ANSELIN, L.; BERA, A.K. Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics. In: ULLAH, A.; GILES, D.E. (Ed.). *Handbook of Applied Economic Statistics*. New York: Marcel Dekker, 1998. p.237-289.
- BACCHI, M.R.P.; CALDARELLI, C.E. Impactos socioeconômicos da expansão do setor sucroenergético no Estado de São Paulo, entre 2005 e 2009. *Nova Economia*, v.25, p.209-224, 2015. DOI: <https://doi.org/10.1590/0103-6351/2168>.
- BIOETANOL de cana-de-açúcar: energia para o desenvolvimento sustentável. Rio de Janeiro: BNDES, 2008.
- BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. *Balanço nacional da cana-de-açúcar e agroenergia*. Brasília, 2007. 139p.
- BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. *Usinas e destilarias cadastradas*. Disponível em: <<http://sistemasweb.agricultura.gov.br/sapcana/downloadBaseCompletaInstituicao.action?sgJAASAplicacaoPrincipal=sapcana>>. Acesso em: 21 mar. 2019.
- CÂMARA, G.; CARVALHO, M.S.; CRUZ, O.G.; CORREA, V. Análise espacial de áreas. In: DRUCK, S.; CARVALHO, M.S.; CÂMARA, G.; MONTEIRO, A.V.M. (Ed.). *Análise espacial de dados geográficos*. Planaltina: Embrapa Cerrados, 2004.
- CASTRO, S.S. de; ABDALA, K.; SILVA, A.A.; BÔRGES, V.M.S. A expansão da cana-de-açúcar no cerrado e no Estado de Goiás: elementos para uma análise espacial do processo. *Boletim Goiano de Geografia*, v.30, p.171-191, 2010. DOI: <https://doi.org/10.5216/bgg.v30i1.11203>.
- DINIZ, S.S. *Análise espacial da produtividade da Laranja dos municípios do estado de São Paulo*: 2002 a 2010. 2013. 118p. Dissertação (Mestrado) – Universidade Estadual de Londrina, Londrina.
- GONÇALVES, D.B. Considerações sobre a expansão recente da lavoura canavieira no Brasil. *Informações Econômicas*, v.39, p.70-82, 2009.
- 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/segunda-apuracao>>. Acesso em: 9 mar. 2019a.

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: 9 mar. 2019b.

MATHIAS, M. **Matopiba:** na fronteira entre a vida e o capital. 2017. Disponível em: <<http://www.epsjv.fiocruz.br/noticias/reportagem/matopiba-na-fronteira-entre-a-vida-e-o-capital>>. Acesso em: 9 nov. 2018.

MORAES, M.L. de; BACCHI, M.R.P. Integração entre os estados brasileiros produtores de etanol. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.53, p.607-626, 2015. DOI: <https://doi.org/10.1590/1234-56781806-9479005304003>.

MUNHOZ, W. de F. **Efeito econômico espacial da indústria sucroalcooleira na região da Grande Dourados.** 2017. 102p. Dissertação (Mestrado) – Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getulio Vargas, São Paulo.

RUAS, D.G.G.; FERREIRA, E.R.; BRAY, S.C. (Org.). **A agroindústria sucroalcooleira nas áreas canavieiras de São Paulo e Paraná.** Rio Claro: UNESP/IGCE Pós-Graduação em Geografia, 2014. 213p.

SANTOS, G.R. dos; GARCIA, E.A.; SHIKIDA, P.F.A. A crise na produção do etanol e as interfaces com as políticas públicas. **Radar**, n.39, p.27-38, 2015.

SATOLO, L.; BACCHI, M. Impacts of the recent expansion of the sugarcane sector on municipal per capita income in

São Paulo State. ISRN **Economics**, v.2013, art.ID 828169, 2013. DOI: <https://doi.org/10.1155/2013/828169>.

SHIKIDA, P.F.A. **A evolução diferenciada da agroindústria canavieira no Brasil de 1975 a 1995.** 1997. 191p. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba.

SHIKIDA, P.F.A. Evolução e fases da agroindústria canavieira no Brasil. **Revista de Política Agrícola**, ano23, p.43-57, 2014.

SHIKIDA, P.F.A. Expansão canavieira no Centro-Oeste: limites e potencialidades. **Revista de Política Agrícola**, ano22, p.122-137, 2013.

SHIKIDA, P.F.A.; AZEVEDO, P.F. de; VIAN, C.E. de F. Desafios da agroindústria canavieira no Brasil pós-desregulamentação: uma análise das capacidades tecnológicas. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.49, p.599-628, 2011. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032011000300004>.

SZMRECSÁNYI, T.; MOREIRA, E.P. O desenvolvimento da agroindústria canavieira do Brasil desde a Segunda Guerra Mundial. **Estudos Avançados**, v.11, p.57-79, 1991. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-40141991000100006>.

UNICA. União da Indústria de Cana-de-Açúcar. **Estatísticas.** Disponível em: <<http://www.unicadata.com.br/>>. Acesso em: 9 fev. 2019.

VIAN, C.E. de F. **Agroindústria canavieira:** estratégias competitivas e modernização. Campinas: Átomo, 2003.

Amazônia

Um mosaico em construção

Pedro Abel Vieira¹
Antônio Márcio Buainain²
Elisio Contini³

A região amazônica do Brasil, motivada pela questão ambiental, tem sido palco de debates acalorados recentemente. A polarização produz mitos, como ser o “pulmão do mundo”, mas também traz verdades como a importância da floresta amazônica para o clima global. O debate polarizado tem levado a interpretações equivocadas, a exemplo da afirmação, sem nenhum embasamento socioeconômico, de que a produção do açaí em substituição à pecuária é a salvação da região. O fato é que a Amazônia tem grande importância para o clima global e potencial de contribuir para o desenvolvimento socioeconômico do Brasil. Mas é preciso qualificar o debate com dados e experiências, ou seja, conhecer com profundidade a região.

O território amazônico, com 6,9 milhões de km², abrange nove países: Brasil, Bolívia, Colômbia, Equador, Venezuela, Guiana, Guiana Francesa, Peru e Suriname. A parte brasileira (Amazônia Legal, com 5,2 milhões de km²), composta pelos estados do Acre, Amapá, Amazonas, Pará, Rondônia, Roraima e parte dos estados do Mato Grosso, Tocantins e Maranhão, representa cerca de 60% do território brasileiro,

mas abrigava cerca de 10% da população total (24 milhões de pessoas em 2018), a segunda maior concentração de população rural no País⁴.

Em relação ao bioma Amazônia, sua área, de 4,2 milhões de km², representa 49,3% do território nacional. Possui a maior biodiversidade do planeta, com grande potencial aquícola, resultado das variadas condições geoclimáticas. A área desmatada acumulada, próxima a 800 mil km², corresponde a 18% do bioma, enquanto a área protegida na forma de Unidades de Conservação (UCs) é de 1,17 milhão de km² (34% do bioma). Embora não existam dados precisos, estima-se que apenas 30% das áreas estão regularizadas do ponto de vista fundiário⁵.

Os 772 municípios da Amazônia brasileira produziram 8% do PIB brasileiro em 2017, um avanço em relação aos 5,8% registrados 20 anos antes. Apesar de crescer duas vezes mais que a média do País, a renda média das famílias em 2017 foi 20% menor do que a média nacional, com o agravante de que em cerca de 50% dos municípios a economia é dependente do setor público (transferências, emprego, etc.). O desemprego é elevado – 16,8% no Amapá. Mas o

¹ Pesquisador da Embrapa. E-mail: pedroabelvieira@gmail.com

² Professor do Instituto de Economia da Unicamp. E-mail: buainain@gmail.com

³ Pesquisador da Embrapa. E-mail: elisio.contini@embrapa.br

⁴ IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Sistema IBGE de Recuperação Automática - SIDRA**. Disponível em <<https://sidra.ibge.gov.br/home/ipp/brasil>>. Acesso em: 12 dez. 2019.

⁵ ARPA: Programa de Áreas Protegidas da Amazônia. Disponível em <<http://arpa.mma.gov.br/mapas-de-ucs/>>. Acesso em: 12 dez. 2019.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Sistema IBGE de Recuperação Automática - SIDRA**. Disponível em <<https://sidra.ibge.gov.br/home/ipp/brasil>>. Acesso em: 12 dez. 2019.

INPE. Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais. **TerraBrasilis**. Disponível em: <<http://terrabrasilis.dpi.inpe.br/>>. Acesso em: 12 dez. 2019.

bioma possui algumas “ilhas de prosperidade” – sul do Pará, leste de Rondônia e Manaus –, cujos indicadores de desenvolvimento (saúde, educação e renda), apesar de baixos quando comparados aos de outras regiões do Brasil, são maiores do que a média do bioma⁶.

A área da floresta amazônica produz imensas quantidades de água, de vital importância para a regulação do clima global. Os chamados “rios voadores”, formados por massas de ar carregadas de vapor de água, gerados pela evapotranspiração na Amazônia, levam umidade para o Centro-Oeste, Sudeste e Sul do Brasil, afetando significativamente o regime de chuvas e o clima dessas regiões.

A Amazônia brasileira é um bem público nacional de importância global. Sua ocupação tem relação direta com o conceito de “soberania nacional”, objeto de discussão nacional e internacional não apenas recente, mas desde o Descobrimento. Não se discute a questão da soberania da Amazônia brasileira. É preciso incorporá-la ao processo de desenvolvimento, e a agricultura constitui-se em instrumento para a redução da pobreza na região.

A despeito do potencial de suas reservas naturais, sua economia contém ainda traços de extrativismo animal, vegetal e mineral, além de agropecuária em determinadas regiões. O modelo de desenvolvimento da região ainda não resultou em oportunidades de emprego, aumento de renda e melhoria da qualidade de vida, suficientes para aproximar a região da renda média do País. O desafio é equacionar a preservação e a manutenção dos essenciais serviços ecossistêmicos providos pela Amazônia, indispensáveis para o desenvolvimento do País e o equilíbrio climático global, e explorar para oferecer oportunidades de desenvolvimento local e regional. Nessa equação, a agricultura,

apesar de heterogênea, tem peso relevante na geração de riqueza do bioma. No Pará e em Rondônia, a participação da agricultura no PIB total é superior a 10%; em Roraima e no Amapá, ela é inferior a 5%⁷.

A produção agrícola da Amazônia, apesar da predominância da soja e, principalmente, da pecuária bovina, destoa do restante do Brasil tanto pela diversificação quanto pela produtividade. Segundo estudo da Embrapa⁸, existem na Amazônia 84 sistemas de produção, que vão desde os mais primitivos, como o extrativismo, as culturas de subsistência e a pesca artesanal, até cultivos perenes, pecuária de corte, agricultura mecanizada e reflorestamento, passando pela pecuária leiteira, hortaliças e sistemas agroflorestais. A despeito da baixa produtividade, existem algumas iniciativas exitosas que poderiam ser replicadas, como a produção de café e cacau em Rondônia, a produção de abacaxi e cacau no Pará, a criação de peixes no Amazonas e a produção de farinhas no Acre. O dendê e o açaí também são importantes produtos da Amazônia, com forte expansão da área cultivada.

Existem outras iniciativas ainda embrionárias, como a produção de castanha-do-brasil e de óleo de pau-rosa no Pará. A cadeia da aquicultura é promissora, por utilizar recurso natural abundante (água), com impacto ambiental mínimo (derrubada de floresta). Há pequenos exemplos de sucesso na região, como a criação de tracajá e camarão no Amapá e de peixe em Rondônia. A ampliação da cadeia da aquicultura exige atividades de pesquisa (melhoramento genético, manejo, nutrição, sanidade) e construção de infraestrutura – tanques, cadeia de frio, transporte, marketing e comunicação. Modelos de integração já maduros em proteína animal do Centro-Sul do Brasil podem servir para a implementação da cadeia aquícola na Amazônia. Isso

⁶ IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Sistema IBGE de Recuperação Automática - SIDRA**. Disponível em <<https://sidra.ibge.gov.br/home/ipp/brasil>>. Acesso em: 12 dez. 2019.

⁷ IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Sistema IBGE de Recuperação Automática - SIDRA**. Disponível em <<https://sidra.ibge.gov.br/home/ipp/brasil>>. Acesso em: 12 dez. 2019.

⁸ ABREU, L.S. de; WATANABE, M.A. Agricultores familiares do Sul da Amazônia: desafios e estratégias para inovação agroecológica de sistemas de produção. **Revista Verde de Agroecologia e Desenvolvimento Sustentável**, v.11, p.114-122, 2016.

exige mobilização do governo e da iniciativa privada, respeitando a sustentabilidade ambiental e a inclusão social. Além da aquicultura, a atividade florestal e sistemas integrados, com ênfase no sistema produtivo Lavoura-Pecuária-Floresta, devem receber mais atenção, em especial para a recuperação das áreas ocupadas com pastagens degradadas.

Por fim, o desenvolvimento da região exige a superação de um déficit institucional representado pela regularização fundiária e o baixo dinamismo do sistema de inovação local, que é agravado pela carência de recurso humano qualificado. No caso da agricultura, é premente desenvolver tecnologia para a região, já que não é possível simplesmente adaptar tecnologias de outras lugares.

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 fundamento, 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. Deverem 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 idéia 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**, ano 19, 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.

SOUZA, 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. **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. Seção 1, 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 – APRMATIC, 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. Seção 1, 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:

[\(wesle.jose@embrapa.br\)](mailto:wesle.jose@embrapa.br) – (61) 3448-2418

[\(luciana.gontijo@agricultura.gov.br\)](mailto:luciana.gontijo@agricultura.gov.br) – (61) 3218-2292

Colaboração



Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária

