



REVISTA DE ECONOMIA E AGRONEGÓCIO

EDITORIAL: PRODUTO INTERNO BRUTO DO AGRONEGÓCIO
E A CRISE BRASILEIRA
Geraldo Sant'Ana de Camargo Barros
Nicole Rennó Castro

THE IMPACTS OF THE FOOD-FEED-FUEL COMPETITION
ON BRAZILIAN FOOD SUPPLY
Danilo R. D. Aguiar
Gabriella Nunes da Costa

SUGARCANE INDUSTRY EFFECTS ON THE GDP PER CAPITA
IN THE CENTER-SOUTH REGION OF BRAZIL
Carlos Eduardo Caldarelli
Márcia Azanha Ferraz Dias de Moraes
Pietro André Telatin Paschoalino

É A ÍNDIA UM MERCADO RELEVANTE PARA AS EXPORTAÇÕES AGROPECUÁRIAS
BRASILEIRAS?
Rogério Edivaldo Freitas

CRESCIMENTO ECONÔMICO NO SUL DO BRASIL
Augusta Pelinski Raiher
Jandir Ferrera de Lima
Leandra Aparecida Perego Ostapechen

ANÁLISE COMPARATIVA DA EFICIÊNCIA TÉCNICA DE SISTEMAS DE PRODUÇÃO
AGROFLORESTAIS, ORGÂNICOS
E CONVENCIONAIS NO ESTADO DE SÃO PAULO
Henrique Ryosuke Tateishi
Cassiano Bragagnolo
Eduardo Rodrigues de Castro

ANÁLISE ECONÔMICA DE PLANTIOS FLORESTAIS
NA AGRICULTURA FAMILIAR DA REGIÃO SUL
Débora Luana Pasa
Flávio Laureano
Jorge Antonio de Farias
Bibiana Graeff Nolasco

V. 15 | N. 2

ISSN Impresso: 1679-1614
ISSN online: 2526-5539
Maio – Agosto, 2017

DER | UFV
<http://www.rea.ufv.br>

UNIVERSIDADE FEDERAL DE VIÇOSA (UFV)

Reitora: Nilda de Fátima Ferreira Soares

CENTRO DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS (CCA)

Diretor: Rubens Alves de Oliveira

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA RURAL (DER)

Chefe: Ana Louise de Carvalho Fiúza

A **REVISTA DE ECONOMIA E AGRONEGÓCIO (REA)** é uma publicação quadrimestral do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa.

EDITOR CHEFE: Dênis Antônio da Cunha (DER/UFV)

EDITOR ASSISTENTE: Leonardo Chaves Borges Cardoso (DER/UFV)

CONSELHO EDITORIAL:

João E. Lima (DER/UFV) - Presidente

Alexandre Loures (DER/UFV)

Adriano M. R. Figueiredo (UFMT)

Ahmad Saeed Khan (UFC)

Antônio Cordeiro de Santana (UFRA)

Eliseu Roberto de Andrade Alves (EMBRAPA)

Carlos Marques (Universidade de Évora, Portugal)

Pery Francisco Assis Shikida (UNIOESTE)

José Maria da Silveira (UNICAMP)

Angelo da Costa Gurgel (FGV)

Zander Navarro (EMBRAPA)

Antonio Marcio Buainain (UNICAMP)

José Eustáquio Ribeiro Vieira Filho (IPEA)

Steven Helfand (Universidade da Califórnia, Riverside, EUA)

Fabio Mattos (University of Nebraska-Lincoln, EUA).

SECRETÁRIA: Aldilene Narciso de Miranda Pereira

Capa: Aron Batista e Marcel Pires

Diagramação e revisão técnica: Alexandre Loures e Fabiana Rita do Couto-Santos

Revisão de textos: José Tarcísio Barbosa

Programa de Apoio a Publicações Científicas/Apoio Financeiro: MCT, FINEP CNPq, FAPEMIG, CAPES, CCA/UFV, PPGEA/DER.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva responsabilidade dos autores e, portanto, não exprimem, necessariamente, o ponto de vista do Departamento de Economia Rural, do Centro de Ciências Agrárias ou da Universidade Federal de Viçosa.

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

Toda correspondência e material para publicação (vide normas na *home-page* do periódico) devem ser dirigidos ao seguinte endereço:

Revista de Economia e Agronegócio /
Departamento de Economia Rural / UFV
36570-000 Viçosa - MG - Brasil
Web site: <http://www.rea.ufv.br>
Tel.: (31) 3899-2216
E-mail: rea@ufv.br | editor.rea@ufv.br

Appropriate articles are abstracted/indexed in:

AgEcon SEARCH, AGROBASE, DBP@EMBRAPA, Google Scholar

© 2003, Departamento de Economia Rural, Universidade Federal de Viçosa

Ficha Catalográfica preparada pela Seção de Catalogação e Classificação da Biblioteca Central da Universidade Federal de Viçosa:

**Revista de Economia e Agronegócio / Departamento de
Economia Rural – Vol. 1 (2003) – Viçosa : UFV, 2003-**

Trimestral: 2003-2007

Quadrimestral a partir de 2008

ISSN 1679-1614

**1. Economia rural – Periódicos. 2. Administração rural –
Periódicos. 3. Recursos naturais – Periódicos. 4. Desenvol-
vimento econômico – Periódicos. 5. Comércio internacional
– Periódicos. I. Universidade Federal de Viçosa. Departa-
mento de Economia Rural.**

CDD 20. ed. 338.105



Revista de Economia e Agronegócio - REA
ISSN impresso: 1679-1614
ISSN *online*: 2526-5539
Vol. 15 | N. 2 | 2017

SUMÁRIO

EDITORIAL: PRODUTO INTERNO BRUTO DO AGRONEGÓCIO E A CRISE BRASILEIRA Geraldo Sant'Ana de Camargo Barros Nicole Rennó Castro	156-162
THE IMPACTS OF THE FOOD-FEED-FUEL COMPETITION ON BRAZILIAN FOOD SUPPLY Danilo R. D. Aguiar Gabriella Nunes da Costa	163-182
SUGARCANE INDUSTRY EFFECTS ON THE GDP PER CAPITA IN THE CENTER-SOUTH REGION OF BRAZIL Carlos Eduardo Caldarelli Márcia Azanha Ferraz Dias de Moraes Pietro André Telatin Paschoalino	183-200
É A ÍNDIA UM MERCADO RELEVANTE PARA AS EXPORTAÇÕES AGROPECUÁRIAS BRASILEIRAS? Rogério Edivaldo Freitas	201-223
CRESCIMENTO ECONÔMICO NO SUL DO BRASIL Augusta Pelinski Raiher Jandir Ferrera de Lima Leandra Aparecida Perego Ostapechen	224-249
ANÁLISE COMPARATIVA DA EFICIÊNCIA TÉCNICA DE SISTEMAS DE PRODUÇÃO AGROFLORESTAIS, ORGÂNICOS E CONVENCIONAIS NO ESTADO DE SÃO PAULO Henrique Ryosuke Tateishi Cassiano Bragagnolo Eduardo Rodrigues de Castro	250-276
ANÁLISE ECONÔMICA DE PLANTIOS FLORESTAIS NA AGRICULTURA FAMILIAR DA REGIÃO SUL Débora Luana Pasa Flávio Laureano Jorge Antonio de Farias Bibiana Graeff Nolasco	277-292



Revista de Economia e Agronegócio - REA
ISSN impresso: 1679-1614
ISSN online: 2526-5539
Vol. 15 | N. 2 | 2017

EDITORIAL

PRODUTO INTERNO BRUTO DO AGRONEGÓCIO E A CRISE BRASILEIRA

Geraldo Sant'Ana de Camargo Barros*
Nicole Rennó Castro*

*Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" (ESALQ), Universidade de São Paulo (USP); Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA), Piracicaba, São Paulo, Brasil.

E-mail: gscbarro@usp.br; nicole.renno@cepea.org.br

O Brasil está mergulhado numa crise múltipla – econômica, fiscal, social, de segurança, política e de corrupção. Uma “tempestade perfeita” desabou sobre o país e, mesmo que venham surgindo alguns sinais esparsos de controle da situação econômica, não está claro que a crise não possa se aprofundar ainda mais. De qualquer forma, os efeitos da crise serão sentidos ainda por muitos anos.

Parece evidente que a preocupação maior com os efeitos dessa crise multidimensional e complexa deve recair sobre o bem-estar da maioria da população, tipicamente pobre, vivendo na margem da subsistência. Com as áreas de saúde e segurança extremamente precárias e sem perspectivas de melhora no curto prazo, destaca-se aqui a segurança alimentar desse grande contingente da população como um objetivo que pode ser alcançado e sustentado. De modo mais amplo, fornecendo alimentos, fibras e energia em quantidades adequadas e a preços acessíveis a uma população de baixa renda, uma importante dimensão do bem-estar estará garantida. Essa é uma função prioritária do agronegócio num país de características como as do Brasil. A sociedade brasileira fez por quatro décadas investimentos significativos na agricultura brasileira. Desde esse período, a sociedade vem colhendo retornos desses investimentos: produção crescente a preços decrescentes ou estáveis (BARROS, 2010) e moeda estrangeira abundante e barata (BARROS, 2016).

Nos 20 anos que se seguiram ao Plano Real (1995-2014), o PIB da agropecuária brasileira, em volume, cresceu em média 3,9% ano, suficiente para mais do que dobrar. Durante esse período, os preços reais da agropecuária apresentaram leve tendência de queda, mesmo considerando a fase que ficou conhecida como *boom* das *commodities* no mercado internacional (BARROS, 2016). Não se pode esquecer, todavia, o grande salto havido nas duas décadas anteriores: os preços agropecuários chegaram a 1995 com uma queda real de 60% em relação a 1975, enquanto a produção dobrava (BARROS, 2010). Evidentemente, tais resultados somente se explicam por aumentos substanciais de produtividade (GASQUES et al., 2011) com consequente redução de custos. Essa capacidade de a agropecuária brasileira suportar a volatilidade de preços e crescer mesmo sob condições de mercado desfavoráveis caracteriza a chamada resiliência do setor, que tem sido altamente funcional para o país.

Esse desempenho altamente positivo da agropecuária se reflete também nos demais segmentos do agronegócio como um todo, cujo crescimento médio anual alcançou 2,7% ao ano entre 1995 e 2014. Esse crescimento mais lento do conjunto do setor foi devido ao segmento agroindustrial, com 1,9%. A agroindústria está, do ponto de vista macroeconômico, enquadrada no setor de indústria de transformação, que vem sofrendo um encolhimento relativo no Brasil, o que tem sido caracterizado como um processo de desindustrialização. No caso da agroindústria, o problema é menos sério, todavia.

O fato de que a agroindústria não tem acompanhado o ritmo da agropecuária pode ser explicado por sua menor competitividade. Falta à agroindústria a resiliência do segmento primário. Por causa das dificuldades de exportar produtos de maior valor agregado a países de maior renda, em decorrência do forte protecionismo e diante da frequente tendência de valorização do câmbio no Brasil, tem sido difícil para a agroindústria acompanhar o ritmo da produção de matérias-primas pelo produtor rural. Assim, torna-se premente que o país seja mais ativo e eficiente nas negociações internacionais com países de renda mais alta, podendo vir a explorar mais amplamente o potencial do seu agronegócio, cuja raiz, a agropecuária, é altamente competitiva.

O agronegócio é um setor estratégico que representa perto de 20% do PIB brasileiro e empregou 21% da população ocupada em 2015 (CEPEA, 2017), respondendo por 46% das exportações de mercadorias. Em 2016, segundo BRASIL (2017), o saldo comercial brasileiro foi de US\$48 bilhões e não fora o agronegócio, teria havido um déficit de US\$24 bilhões. Num cenário como o esperado para os próximos anos, o agronegócio poderá ser a alavanca para garantir algum crescimento – ainda que baixo – da economia brasileira.

Talvez mais importante, o crescimento da produção agropecuária com estabilidade de preços foi e continuará sendo determinante para aumentos do salário real e redução da pobreza, fenômenos que tiveram lugar no período de vinte anos, posteriormente ao Plano Real. De fato, o percentual de pobreza caiu de 35,1% para 13,3% de 1995 a 2014 (INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA, 2017). O salário mínimo real cresceu 130% nesse mesmo intervalo de tempo, depois de uma queda praticamente contínua de 35 anos (IPEA, 2017). No caso geral do rendimento real do trabalho, entre 2002 e 2014, houve aumento de 22%. Conforme Barros (2016), 18% desse montante (ou 83% do aumento de rendimentos) pôde ser absorvido pelos empregadores sem aumentos de custo. Ou seja, grande parte desse aumento se explica pelo crescimento contido do IPCA – em relação ao qual ocorreram os aumentos de rendimento – em comparação aos preços aos produtores – medido pelo Deflator do PIB. Desde 1995, o índice ao consumidor cresceu, em média, 1,4% ao ano abaixo do índice ao produtor.

Conforme argumenta Barros (2016), o bom comportamento dos preços agropecuários mesmo diante dos aumentos de rendimentos do trabalho – com conseqüente forte expansão de demanda – materializou-se, em grande parte, em razão de uma valorização cambial de grande porte: de quase 60% entre 2003 e 2011. Essa valorização, por um lado, não permitiu que as altas de preços internacionais de commodities fossem repassadas significativamente ao mercado interno, o que, aliás, não desestimulou as exportações. Por outro, barateava substancialmente as importações de bens industriais de consumo, segurando seus preços, contribuindo para manter a inflação ao consumidor relativamente baixa. Bens de investimento também tiveram suas importações aumentadas em compatibilidade com o crescimento econômico da primeira década do século. O fato de as exportações do agronegócio e de minérios terem se mantido em forte crescimento garantia, ao lado dos fluxos financeiros atraídos pelos juros domésticos altos, farto suprimento de dólares baratos, fato que ficou conhecido como “Bonança Externa”, e trouxe significativos benefícios para a sociedade brasileira.

Recentemente, o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) reajustou seus dados relativos às Contas Nacionais para o ano-base de 2010 e, no momento, o Cepea/Esalq/USP está complementando a compatibilização de sua metodologia de cálculo do PIB do agronegócio às mudanças efetuadas por aquele instituto. As novas estatísticas do Cepea/Esalq/USP, de 2010 a 2017, permitem um exame do desempenho do setor nesse período mais recente bem como uma prospecção das suas perspectivas de curto prazo.

A nova estimativa do PIB do agronegócio, ainda não publicada, considerando os ajustes a partir de 2010, é de R\$ 1,2 trilhão para

2016, representando 19% do PIB brasileiro. O segmento primário (agropecuária) foi responsável por 26% do PIB do setor. A agroindústria de processamento representou 32% e a de insumos, 5%. Como na economia como um todo, o predomínio na formação do PIB do agronegócio é do segmento de agrosserviços, com 38%.

Durante os cinco anos compreendidos entre 2010 e 2015, o PIB do agronegócio cresceu à taxa anual de 0,7% em volume, resultado do avanço mais forte da agropecuária, com 2,8% ao ano, e de um recuo da agroindústria de 0,7%. O segmento de insumos cresceu a 1,2%. Os agrosserviços, vinculados ao conjunto do setor, tiveram uma pequena alta de 0,35% ao ano. Ressalta-se que a desindustrialização brasileira tem sido bem menos intensa na agroindústria de processamento, pois de 2010 a 2016, a participação dela no total da indústria de transformação cresceu de 27% para 35%.

Além da evolução do PIB-volume, que não contempla o comportamento dos preços, o Cepea/Esalq/USP também mede o comportamento do PIB-renda, em que os preços reais são usados para avaliar a produção. Ou seja, o PIB-renda mede a renda real gerada pelo setor: do PIB nominal, é descontada a evolução do deflator do PIB total do Brasil. Comparando o deflator do agronegócio (ou de um de seus segmentos) com o deflator do PIB total, tem-se o comportamento dos preços relativos do setor e seus segmentos. Pelo lado do PIB-renda, o agronegócio teve desempenho pior entre 2010 e 2015, tendo caído 0,3% ao ano contra uma alta de 0,7% ao ano em volume, como mencionado. Esse resultado indica que os preços relativos do agronegócio caíram 1% ao ano. Para a agropecuária, especificamente, a queda de preços relativos foi maior: 3% ao ano.

A inflação anual média do agronegócio (medida pelo deflator do seu PIB) de 2010 a 2015 foi de 6,8%, enquanto a inflação do PIB total brasileiro alcançou 7,9%. A inflação da agropecuária (ao produtor rural) foi de apenas 4,7% ao ano. Não há como atribuir ao agronegócio ou à agropecuária responsabilidade pelos altos níveis de inflação observados no período. Ao mesmo tempo, a inflação ao consumidor, medida pelo IPCA, foi, em média, de 6,2% ao ano. A taxa do IPCA do subgrupo de alimentos e bebidas foi de 8% ao ano. O grupo que conteve o crescimento do IPCA foi o dos bens de consumo comercializáveis, com expansão de apenas 4,9% ao ano, aí incluídos os bens industriais. Já o IPCA de serviços apresentou taxa de 7,9% (no conjunto dos não comercializáveis, com 7,4%).

Embora a divergência entre o IPCA e o deflator do PIB esteja ainda em discussão (SCHYMURA, 2017; BASTOS; ARAÚJO, 2017), pode-se deduzir que o IPCA tem sido influenciado mais fortemente por, de um lado, alimentos e bebidas e, de outro, pelos não comercializáveis. Carrara e Barros (2016; 2017) verificaram que o IPCA é influenciado

pelos choques de preços tanto das commodities agrícolas como dos hortifrutícolas, num processo que se sustenta e se multiplica em razão da forte indexação que ainda persiste na economia atual: um choque de oferta, mesmo que temporário (e não seja captado nas médias anuais de preços), é retroalimentado na inflação via indexação. Outra fonte de inflação tem sido detectada no setor de não comercializáveis, cujos preços não sofrem a concorrência das importações e que são os mais influenciados, do lado dos custos, pelos reajustes reais do salário. O combate à inflação via taxa de juros é focado nesses bens, serviços, principalmente, segundo Giovannetti (2013). Tem ficado claro que a efetivação desse objetivo, diante desses dois tipos de choques, pode provocar profunda recessão por um longo tempo, com um alto custo social, portanto.

O ano de 2016 foi de queda importante no PIB-volume do agronegócio, de 3,4% em relação a 2015. A agropecuária caiu 5,8%, e as lavouras, especificamente, 9,4%. Esses desvios maiores da tendência de crescimento do agronegócio quase sempre são explicados por questões climáticas e sanitárias. Em 2016, não foi diferente. Como resultado, o deflator do PIB do agronegócio sofreu uma alta de 20,3% e o da agropecuária, de 32%. Confrontando-os com o deflator do PIB total, calcula-se que os preços relativos do agronegócio tenham subido 11% e o da agropecuária, 22%. O IPCA de alimentos e bebidas aumentou 12,5% nas médias entre 2015 e 2016, enquanto o IPCA geral cresceu 6,3%, contido pela escalada da taxa de juros e do desemprego sobre a demanda, atingindo inclusive o segmento de serviços, cujo IPCA vem se desacelerando nos últimos dois anos.

De qualquer forma, é preciso ter cuidado quando se atribui ao agronegócio a causa da alta da inflação. A elevação dos preços do setor não se deve em geral a uma decisão dos seus agentes, sendo mais correto atribuí-la a choques externos e cambiais ou, como em 2016 e 2012, ao clima ou às pragas e doenças. Notar que, em anos como esses, a sociedade acaba perdendo, em decorrência da menor produção disponível e dos preços mais altos, enquanto os produtores rurais – excluindo aqui os que tenham sido atingidos mais seriamente pela quebra de safra – acabam se beneficiando. O PIB-renda do agronegócio cresceu 7,2% e o da agropecuária, 14,8% entre 2015 e 2016. A safra terminou por ser rentável para os produtores em conjunto, mas prejudicial para a sociedade, em especial para sua parcela mais pobre.

Quanto à safra 2016/17, as melhores expectativas de produção se consolidaram. No atual cenário de produção e mercado, espera-se um crescimento de 2,7% para o PIB-volume do agronegócio e de 11% para o da agropecuária (18,4% para o das lavouras). Para o PIB-renda do agronegócio, projeta-se estabilidade (0,2% de crescimento), com o deflator setorial ficando 2,6 pontos percentuais abaixo do deflator do

PIB total. Já para o PIB-renda da agropecuária, estima-se um crescimento de 14,3%, tendo em conta um crescimento de seu deflator 3,1 pontos percentuais acima da média nacional.

Colocando o agronegócio no contexto macroeconômico do país, pode-se aferir a contribuição esperada desse setor para o crescimento global da economia brasileira em 2017. Já foi dito que o agronegócio respondeu por 19% do PIB total em 2016, logo, confirmando a taxa esperada de 2,7%, aqui apresentada, o impacto na taxa global seria de 0,51%. Esta tem sido uma estimativa frequente feita por analistas e agentes de mercado - como os consultados pelo Banco Central, na pesquisa Focus - para o crescimento da economia brasileira, que, para se compatibilizar com as estimativas aqui apresentadas, dependeria de um crescimento neutro (próximo de zero) dos demais setores. Ou seja, qualquer taxa acima de 0,5% para a economia brasileira ficaria na dependência de algum crescimento positivo na indústria e/ou nos serviços.

Referências

BARROS, G. S. A. C. Política Agrícola no Brasil: Subsídios e Investimentos. In: GASQUES, J. G.; VIEIRA FILHO, J. E.; NAVARRO, Z. (Org.). *A Agricultura Brasileira: Desempenho, Desafios e Perspectivas*. Brasília: IPEA, 2010. v. I, p. 237-258.

BARROS, G. S. A. C. Medindo o Crescimento do Agronegócio: Bonança Externa e Preços Relativos. In: VIEIRA FILHO, J. E. R.; GASQUES, J. G. (Org.). *Agricultura, Transformação Produtiva e Sustentabilidade*. 1. ed. Brasília: IPEA, 2016. v. 1, p. 219-250.

BASTOS, E. K. X.; ARAÚJO, B. C. *Variações na Renda Real não Captadas pelo PIB: Efeito Termos de Troca e Efeito Preços Relativos entre Comerciáveis e Não Comerciáveis – Brasil, 1991-2016*. Brasília: IPEA, 2017. (Carta de Conjuntura, 34).

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento – MAPA. *Balança Comercial Brasileira e Balança Comercial do Agronegócio: 1997 a 2016*. Disponível em: <<http://www.agricultura.gov.br/assuntos/relacoes-internacionais/documentos/estatisticas-do-agronegocio/serie-historica-bca-resumida-1997-2016.xls>>. Acesso em: 10 maio 2017.

CARRARA, A. F.; BARROS, G. S. A. C. A influência do preço das commodities no IPCA: uma análise dinâmica por meio da curva de Phillips. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 44., 2016, Foz do Iguaçu. *Foz 44 Anpec*. Foz do Iguaçu: Anpec, 2016.

CARRARA, A. F., BARROS, G. S. A. C. A influência do preço dos hortifrutícolas no IPCA: uma análise por meio da curva de Phillips.

Revista de Economia e Sociologia Rural, Piracicaba, v. 54, n. 4, p.751-770, out/dez 2017. [doi:10.1590/1234-56781806-94790540409](https://doi.org/10.1590/1234-56781806-94790540409).

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA – CEPEA. *O Mercado de Trabalho do Agronegócio Brasileiro - Resultados Preliminares 2015*. Disponível em <<http://www.cepea.esalq.usp.br/br/documentos/texto/mercado-de-trabalho-do-agronegocio-brasileiro-resultados-preliminares.aspx>>. Acesso em: 10 maio 2017.

GASQUES, J. G.; BASTOS, E. T.; BACCHI, M. R. P.; VALDES, C. *Produtividade e Crescimento da Agricultura*. Brasília: Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento - AGE/CGPE, 2011.

GIOVANNETTI, L. P. L. *Inflação de Serviços no Brasil: Pressão de Demanda ou de Custos?* 2013. Dissertação (Mestrado Profissional em Finanças e Economia) – EESP, FGV, São Paulo.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. *Ipeadata Dados Macroeconômicos*. Brasília: 2017. Disponível em <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em 10 maio 2017.

SCHYMURA, L. G. Há relevantes questões em jogo na divergência entre o IPCA e o deflator do PIB. *Revista Conjuntura Econômica*, [s.l.], v. 71, n. 4, p. 6-9, abr. 2017.



Revista de Economia e Agronegócio - REA
ISSN impresso: 1679-1614
ISSN online: 2526-5539
Vol. 15 | N. 2 | 2017

Danilo R. D. Aguiar

Professor in the Department of Economics, School of Management and Technology, Federal University of São Carlos (UFSCar). Sorocaba, SP, Brazil

E-mail: danilo@ufscar.br

Gabriella Nunes da Costa

Student in the Economics Master's Program, School of Management and Technology, Federal University of São Carlos (UFSCar). Sorocaba, SP, Brazil

E-mail:

gabriella.nunescosta@gmail.com

THE IMPACTS OF THE FOOD-FEED-FUEL COMPETITION ON BRAZILIAN FOOD SUPPLY

ABSTRACT

The impact of the so-called "food-feed-fuel competition" on hunger has been a major concern worldwide. In addition, the environmental impacts caused by increases in the production of meat made supplying food even more challenging. As few studies have dealt with this issue in Brazil, this paper aims to evaluate the country's nutritional situation since 1995, focusing on the effects of producing animal feed and biofuels on both the domestic availability of food and the role of Brazil as a food supplier to foreign countries. We estimate the quantity of nutrients produced in the country, compare them with the necessities of Brazilians and estimate the population that could be fed by means of Brazilian exports. The results indicate that despite the food-feed-fuel competition, the supply of food has increased and has been sufficient to nourish all Brazilians plus an even larger number of foreigners. As food availability is adequate, the large number of Brazilians still exposed to undernourishment reflects the limited access to food by low-income consumers. We also conclude that Brazil could contribute even more to feed foreigners if policies were implemented aiming to induce farmers to produce a different sort of products.

keywords: Food-feed-fuel competition; Food Security; Nutrition.

RESUMO

Os impactos da "competição alimentos-ração-combustíveis" sobre a fome têm sido preocupação mundial, assim como os impactos ambientais causados por aumentos na produção de carne. Como poucos trabalhos têm lidado com esta questão no Brasil, propomos aqui avaliar a situação nutricional do país desde 1995, enfocando os efeitos da produção de ração e combustíveis sobre a disponibilidade alimentar e sobre o papel do Brasil como supridor mundial de alimentos. Assim, estimamos a produção de nutrientes do país, comparamos a mesma com as necessidades dos brasileiros e estimamos a população que poderia ser alimentada pelas exportações brasileiras. Os resultados indicam que a oferta alimentar tem crescido e é suficiente para alimentar os brasileiros e um número ainda maior de estrangeiros. Como a disponibilidade alimentar é suficiente, a existência de fome reflete o acesso limitado aos alimentos por parte dos consumidores de baixa renda. Concluímos também que o Brasil poderia contribuir ainda mais com a alimentação mundial se houvesse políticas visando induzir os agricultores a produzirem uma gama diversa de produtos.

Palavras-chave: competição alimentos-ração-combustíveis; segurança alimentar; nutrição.

JEL Code: D12; Q15.

Recebido em: 11/11/2016
Revisado em: 12/04 e 19/05/2017
Aceito em: 23/05/2017

INTRODUCTION

Hunger is a major preoccupation worldwide. Though the Global Hunger Index indicates that the levels of hunger in developing countries have decreased 25% from 2000 to 2015, estimates suggest that around 800 million people are still affected by hunger across the globe (VON GREBMER et al., 2015; FAO; IFAD; WFP, 2015), a situation that can be even more severe in the future as the world's population is projected to reach 9.6 billion people by 2050 (FAO, 2009a). Likewise, has this issue been a great concern in Brazil, as estimates indicate that 52 million Brazilians still face some degree of undernourishment (BRASIL, 2014a). The challenge is, therefore, to respond to an enormous and growing demand for food both domestically and globally.

A first difficulty to ensure adequate food availability refers to the types of foods that will be demanded and produced in the future, since some authors warn that if today's typical diets continue, it will be impossible for supply to meet demand without large increases in greenhouse gas (GHG) emissions (GARNETT, 2014a; GARNETT, 2014b; BAJZELJ et al., 2014; GARNETT, 2015). In this regard, Garnett (2011) alerts that the expected increase in the consumption of foods of animal origin in the future might undermine the mitigation of GHG emissions achievable through technological and managerial innovations.

Beyond their impact on climate change, different agricultural products have distinct impacts on nutrient supply. As was first highlighted by Yotopoulos (1985), the increase in meat consumption by high-income individuals has intensified the use of grains for animal feed and has reduced the availability of nutrients for humans. In addition, the increase in crop-based biofuels production can impact food supply negatively (BANERJEE, 2010; BANERJEE, 2011). Both issues are central in Brazil, since the country is the second largest producer of soybeans and corn (USDA, 2015) – the two main products used for animal feeding –, has a large area occupied by pasture where grass-fed cattle herds are raised (STEIGER, 2006), and is also the second largest producer of (sugarcane based) ethanol fuel (EIA, 2015).

Few studies have been done on food availability in Brazil and all have used data up to the first half of the 1990's (AGUIAR, 1998; CARVALHO FILHO, 1995). Regarding the expansion of the ethanol sector, some studies have analyzed its impacts on food prices and land use (AMARAL; PEDUTO, 2010; MELO; LIMA, 2010; SILVA; FREITAS, 2008; SIMAS, 2010), but none has evaluated how the growth of this sector has affected food availability. Aiming to fill this gap, this paper evaluates the nutritional situation in Brazil since 1995, focusing on the effects of producing animal feed and biofuels on domestic food availability and on the role of Brazil as a food supplier to foreign countries.

The paper is organized in five sections, including this introduction. The next section presents the main concepts and issues regarding food security. After that, we describe our database and our empirical methods. Then, we present and discuss our results. Finally, in the last section, we draw our conclusions.

BACKGROUND: THE DETERMINANTS OF FOOD SECURITY

Food security is the crucial concept behind hunger and malnutrition. The 2009 Declaration of the World Summit on Food Security says that “food security exists when all people, at all times, have physical, social and economic access to sufficient, safe and nutritious food, which meets their dietary needs and food preferences for an active and healthy life” (FAO, 2009b). Based on that definition, FAO identifies four food security dimensions (FAO; IFAD; WFP, 2013; FAO; IFAD; WFP, 2014; LOCKE; HENLEY, 2014): **availability**, **access**, **utilization** and **stability**. “Availability” refers to the quantity, quality and diversity of food at hand for consumption. “Access” is associated to the fact that people need to own the food products in order eat them, what depends on economic (income, prices, etc.) and physical (transportation, storage facilities) factors. The other two dimensions are “utilization”, which is related to the conditions necessary to better utilize the foods (such as sanitary conditions), and “stability”, which refers to the persistence of food provision.

Income distribution and education are the most important variables affecting the food security dimensions (AGUIAR, 1998; MUSGROVE, 1987). Income disparities prevent food access by the poor, as well as affect the choice of products to be produced. Regarding education, it is supposed to reduce income inequalities, as well as to allow individuals to choose healthier and more sustainable diets.

Given the four dimensions of food security, the nutritional level of a population will depend on the balance between requirements and availability of nutrients. If the requirements are larger than the availability, the country will be facing malnutrition or even hunger. If, on the other hand, the availability is larger, the country will have food surplus.

As we have pointed out, Yotopoulos (1985) identified animal feed as a threat to food security and called this phenomenon “food-feed competition”. The basic idea is that income increases in developed countries, as well as in emergent countries (REGMI; MEADE, 2013), raise meat consumption, what expands the demand for grains to produce animal feed. Consequently, the supply of grains for human consumption decreases and food prices rise, causing food shortages in developing countries. Metaphorically, the food-feed competition can be thought as a competition for food between (low-income) humans and livestock. Beyond

the competition for food there is a competition for land: as most of the cattle herds are grass-fed in most countries, including Brazil (STEIGER, 2006), large amounts of land are occupied by pasture instead of food crops.

Another threat to food security comes from the fuel sector: the “food-feed-fuel competition” (BANERJEE, 2011; von BRAUN, 2007; DONG, 2007; HLPE, 2013). Owing to concerns about high oil prices and carbon dioxide emissions from fossil fuels, many countries have launched policies aiming to replace fossil fuels with biofuels. Consequently, food crops and biofuel crops started to compete for natural and financial resources. Despite that, Locke and Henley (2014) highlight the lack of consensus on how the crop-based biofuels production impacts food security, as some authors say that resources used to grow food products will be switched to biofuels production, reducing food supply and increasing prices, while others argue that the interest in biofuels will attract more investment to agriculture in general, increasing the supply of food crops as well. So, the evaluation of the impacts of biofuels on food availability requires a case by case analysis (HLPE, 2013). Particularly about Brazil, Nogueira and Capaz (2013) infer that despite the large amount of land used for biofuels production, this sector has not had remarkable impact on food production.

As we have already said in the introduction, the impact of different diets on the environment is an additional concern affecting food security, as the agricultural systems emit large quantities of GHG (GARNETT, 2011) such as carbon dioxide (due to fossil fuels use at different segments in the agri-food chains), methane (mainly from enteric fermentation in ruminant livestock) and nitrous oxide (from soil management and fertilizers use). In particular, many studies have highlighted the huge impact of meat production on climate change, such as FAO (2006) crediting to livestock 18% of global GHG emissions, what made Garnett (2014a) assert that “the lower the meat content of the diet, the lower the environmental impacts” (p.18). On the other hand, many authors, such as Silva et al. (2016), argue that it is possible to raise meat production without increasing GHG emissions by adopting new technologies and increasing productivity in livestock production. Though the possibility of mitigating GHG emissions through new technologies is very welcomed, efforts also need to be done in the demand side since it is almost unthinkable to feed 9.5 billion people using today’s typical diets. This issue is crucial to Brazil indeed, since the country is one of the major producers (FAOSTAT, 2017) as well as one of the largest consumers of meat (OECD, 2017).

EMPIRICAL PROCEDURES AND DATA SOURCES

We follow the procedure used by FAO, IFAD and WFP (2013), FAO, IFAD and WFP (2014), and Kumar (1989), among others, and estimate per capita macronutrient availability. A limitation of such approach is that it does

not take into account food access. Despite that, this method allows us to verify whether the quantity of food available for consumption is sufficient to nourish the country's population.

Data

This study covers the period from 1995 to 2013 and deals with the main products consumed in Brazil: rice, beans, wheat, cassava, sugar, banana, soybeans, corn, milk, eggs, chicken, beef and pork. So, our measurement actually underestimates Brazil's nutrient intakes because in addition to these products, Brazilians eat several other vegetables and fruits rich in calories as well as other foods rich in protein (e.g. fish, peas).

To measure food availability, we use data from the Food Balance Sheets (FAO, 2001; FAO, 2015) on quantities of calories and protein available for human consumption at domestic level for every product, leaving out both the amount processed for non-human uses (manufacturing, animal feed, seeds, and waste) and the exports of food.

For the requirement of calories, we consider 2,000 kcal per capita daily following the recommendation of the Food Guide for Brazilian Population published by Brazilian Health Ministry (BRASIL, 2008). For protein, as BRASIL (2008) has no recommendation about it, we consider 51 g of protein per capita daily, the mean requirement for men and women above 18 years old according to Otten et al. (2006).

CONAB (2015) is the source of production data necessary to carry out the simulations for all products except cassava, for which the data source is IBGE (2015). To simulate the effects of ethanol production we use data on production of sugarcane and ethanol, and sugarcane acreage, provided by UNICADATA (2015a) and UNICADATA (2015b).

Procedures

We start our analysis identifying the share of every food product in the country's availability of calories and protein. Then, we compare the availability with the requirements of nutrients, from 1995 to 2013, in order to assess the domestic nutritional situation. After that, we estimate the population that could be fed by means of Brazilian exports. In order to do that, we first convert the exports into quantities of calories and protein, and then we divide the result by per capita intake recommendations. Our estimates consider the content of all agricultural exports, including those products that are predominantly used for animal feeding (soybeans and corn). Therefore, our estimates indicate the population that could potentially be fed by all Brazilian exports of calories and protein.

After the analysis of the current situation, we simulate what could have happened between 1995 and 2013 under three different scenarios:

- *Scenario 1 - only human food is produced.* This scenario considers that humans would have used all protein and calories contained in the products destined for animal feeding. In addition, we assume that pasture land would have been converted into cropland. As references, Sparovek et al. (2011) and Alkimin, Sparovek and Clarke (2015) estimated the pasture land that would have either moderate or high suitability to agricultural production, reaching a total of 61 million hectares in the former study, and 50 million hectares in the latter, when infrastructure and resources availability were also taken into account¹. Therefore, we assume in our simulation that 50 million hectares of grassland could be transformed into cropland keeping Brazil's average productivity.
- *Scenario 2 - food crops are produced instead of ethanol.* In this scenario we assume that the area used to grow sugarcane for ethanol fuel production would have been assigned to grow food products.
- *Scenario 3 - neither ethanol nor animal feed are produced.* This scenario is a fusion of the previous two.

The first step to build the three scenarios is to calculate yields of calories and protein per hectare considering the average share of each food product of plant origin (rice, beans, wheat, cassava, soybeans and corn) in Brazilian harvests between 1995 and 2013. Then, to simulate scenario 1, we used these yields to convert 50 million hectares of pasture into cropland and then into calories and protein.

In scenario 2, we estimate the area occupied by sugarcane destined for ethanol production considering that one metric ton (t) of sugarcane originates 85 liters of ethanol (NOVA CANA, 2015). Dividing the annual production of ethanol by 85, we find the quantity of sugarcane (in metric tons) used to produce ethanol every year. Then, we divide the quantities of sugarcane by its productivity to find the area used only to produce ethanol. After all, supposing that this area would have been used to grow food crops, we calculate the quantity of calories and protein that could have been produced.

¹ According to Alkimin, Sparovek and Clarke (2015), there would be 36 million hectares of grassland with high suitability and 14 million hectares with moderate suitability for agricultural production, considering physical (soil and climate) as well as socioeconomic and infrastructure attributes.

As a final word, it is important to bear in mind that the scenarios used in our simulations stand for extreme circumstances and not direct recommendations. There might be certain effects that can make these scenarios unviable or undesirable. For instance, replacing ethanol fuel by gasoline would increase GHG emissions by automobiles, affecting global warming. Moreover, extinguishing the sector of animal production would generate conflicting effects, since on the one hand the emissions of GHG would reduce, but on the other hand the incomes of many who are dependent on animal and meat production would be harshly reduced (BRASIL, 2014b). Despite such limitations, our three scenarios reflect situations that could be in some measure pursued.

RESULTS

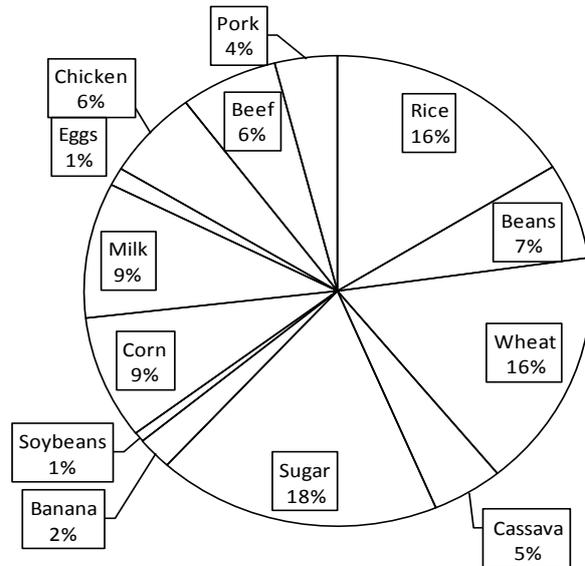
In this section, we report and analyze the results following the sequence described in the previous section. First, we present the share of each product in the provision of calories and protein. Then, we contrast the provision of nutrients with the biological requirements. After that, we present our estimates on the foreign population that could have been sustained by Brazilian exports. Finally, we report and analyze the simulations for three scenarios.

Analysis of food products

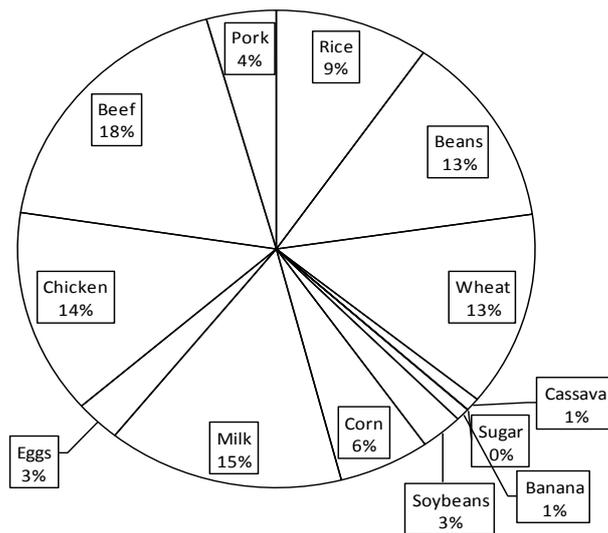
Half of the calories available for consumption in Brazil comes from only three products (sugar, rice and wheat), and two thirds come from five products, including corn and beans (Figure 1(a)). Regarding protein, Figure 1(b) shows that meat is responsible for more than a third of it. Adding milk and eggs, we have more than half of the total protein availability, what suggests that, under the current circumstances, restricting the consumption of products of animal origin would greatly reduce the provision of protein to Brazilians. Thus, despite the wide range of products eaten in Brazil, the intake of calories and protein are mainly based on only a few products.

The food products consumed in Brazil have different characteristics. Some are mostly destined for the domestic market and for human consumption, such as rice, beans and banana, all with more than 80% of their productions used by humans. Cassava is also mainly destined for the domestic market, but only a third of its production is used as human food (half goes to animal feed). Sugar is predominately used as human food, but more than half of its production is exported. Regarding soybeans and corn, Brazil has increased its exports of both, so that less than half of the soybeans production and around two-thirds of the corn production have been available in the domestic market. In addition, given that both products are primarily destined for animal feeding, less than 10% of the

domestic availability of both products are used as human food. The great exception among the foods of plant origin is wheat because this product is mostly imported (almost 70% of the total availability come from abroad) as well as destined for human food (90% of the total availability are consumed by humans).



(a) Calories



(b) Protein

Figure 1. Average share of each food product in the provision of calories and protein in Brazil, 1995-2013, in percentage

Source: Elaborated by the authors based on Food Balance Sheets (FAOSTAT).

About the foods of animal origin, which have had significant increases in production over the last two decades, all have at least 80% destined for human consumption. The increases in milk production allowed a reduction in the share of imports in the domestic availability of this product from 17% to 3%, between 1995 and 2013. Meat production has also increased considerably as well as has exports, which reached, in 2013, more than 30%, 15% and 20% of the productions of chicken, beef and pork, respectively. Despite the increase in the share of exports, the domestic per capita availability increased for all products, with increments ranging from 14% (beef) to 97% (chicken), between 1995 and 2013.

Nutritional situation

Data reported in table 1, columns 2 and 3, show that the availability of nutrients exceeds the requirements the whole period. Comparing the first with the last five-year period, the difference between availability and requirements of calories rose from 8% to 17%, while for protein the increase was from 34% to 59%. The surplus of protein has been higher than the surplus of calories due to Brazil's remarkable production of meat and other foods of animal origin, such as milk and eggs. Beyond availability, the numbers presented in table 1 reflect stability, one of the FAO dimensions of food security, as the provisions of both calories and protein have always been above 100% of the requirements. Thus, the food-feed-fuel competition has not precluded Brazilians from having sufficient quantity of food.

Our results suggest that neither lack of availability nor instability is causing undernourishment in Brazil. Due to its impressive production of meat, Brazil has been able to provide more nutrients than necessary to feed its citizens, despite using grains to produce animal feed and cropland to grow sugarcane and raise cattle. The most plausible cause for malnutrition in the country is lack of access to food by low-income citizens, as it has already been argued by Amaral and Peduto (2010), Carvalho Filho (1995) and Hoffmann (1994).

Brazilian contribution to feed foreigners

The number of people who could be sustained by Brazilian exports has increased substantially through time (Figure 2), in such a way that the calories exported by Brazil in 2013 would have been sufficient to feed a population twice as large as Brazil's population and, regarding protein, a population 3.5 times larger.

Figure 2 also reflects the rise in Brazilian exports of meat and other foods of animal origin over the last 20 years. In 1995, the exports of Brazil could have sustained 42 million people based on calories and 49 million people

based on protein, but in 2013, 380 million people could be sustained in terms of calories and 691 million people in terms of protein. The population that could be fed through Brazilian exports increased 801%, considering calories, and 1,293%, considering protein. Consequently, over the last two decades Brazil has become a major provider of food, especially foods rich in protein, to the rest of the world.

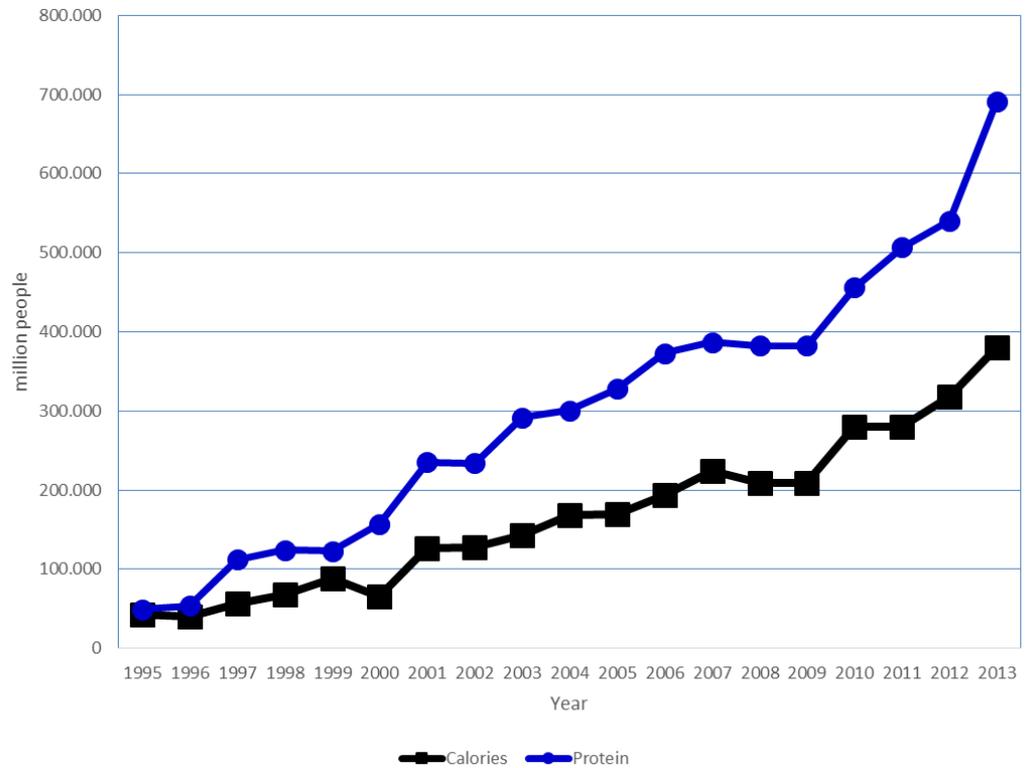


Figure 2. Population that could have been fed in terms of either calories or protein by means of Brazilian agricultural exports, 1995-2013, in million people

Source: Elaborated by the authors based on Food Balance Sheets (FAOSTAT).

Scenarios privileging human food

This section analyzes the potential effects of three scenarios on food availability. Admitting, initially, that the whole production of grains plus the quantity of crops that could be cultivated in 50 million hectares currently occupied by pasture were available for human consumption (scenario 1), food availability would be much larger (table 1, columns 4 and 5) than in the situation reported in columns 2 and 3. On average, calories availability would have reached 574% of the necessities of all Brazilians, while for protein it would achieve 255%.

Table 1. Degree of accomplishment of nutrients under the real situation and under three scenarios (without production of animal food, without production of ethanol fuel, and without both), 1995-2013, in percentage

Year	Real Situation		Scenario 1: Without Animal Food		Scenario 2: Without Ethanol Fuel		Scenario 3: Without Both	
	Calories	Protein	Calories	Protein	Calories	Protein	Calories	Protein
1995	108%	129%	626%	265%	134%	136%	735%	333%
1996	110%	137%	623%	272%	136%	145%	733%	346%
1997	108%	132%	607%	259%	134%	140%	715%	328%
1998	109%	133%	596%	254%	135%	141%	705%	325%
1999	106%	137%	587%	254%	129%	143%	688%	324%
2000	105%	137%	581%	254%	126%	143%	679%	322%
2001	106%	137%	579%	255%	126%	143%	678%	325%
2002	107%	140%	566%	247%	127%	146%	664%	317%
2003	114%	146%	564%	248%	134%	152%	669%	325%
2004	114%	145%	564%	249%	135%	151%	669%	323%
2005	113%	143%	559%	247%	134%	149%	665%	322%
2006	113%	145%	555%	247%	136%	152%	661%	322%
2007	113%	147%	554%	249%	138%	154%	662%	325%
2008	114%	152%	574%	269%	144%	161%	686%	346%
2009	114%	152%	574%	269%	151%	163%	693%	348%
2010	116%	157%	547%	249%	151%	167%	664%	328%
2011	118%	161%	549%	254%	155%	172%	668%	334%
2012	117%	160%	549%	255%	152%	170%	665%	333%
2013	118%	164%	551%	260%	153%	173%	667%	339%
Average	112%	145%	574%	255%	138%	153%	682%	330%

Source: estimated by the authors using data provided on Food Balance Sheets (FAOSTAT), UNICADATA, CONAB and IBGE (2015).

The increases in scenario 2 (columns 6 and 7 of table 1) are moderate compared with the current situation (columns 2 and 3), as the eradication of ethanol production would deliver between 2.7 million hectares (in 1995) and 4.5 million hectares (in 2013) to crop production. In scenario 2, the availability of calories and protein would have exceeded the requirements by 38% and 53%, respectively, while in the current situation the surpluses would be 12% and 45%. It is worth mentioning that such small effect of biofuels production had already been identified by Enciso et al. (2016) in a global study.

The third scenario (columns 8 and 9 of table 1), which comprises the other two, shows a little larger availability of nutrients than scenario 1. This occurs because the amount of land used to produce ethanol is much smaller than that used to produce animal feed: the pasture land converted into cropland is more than 11 times larger than the land occupied by sugarcane for ethanol production in 2013.

Although the third scenario has a higher provision of nutrients, two reasons made us to choose scenario 1 to dimension the population that could be fed by Brazilian exports. First, scenario 1 would be more sustainable than scenario 3, as far as the exclusive use of fossil fuel in the latter would imply higher emissions of carbon dioxide. Second, the difference in terms of nutrient availability between scenarios 1 and 3 is fairly small.

Using scenario 1 to illustrate the potential of Brazil to nourish foreigners, table 2 indicates that in 2013, after satisfying the necessities of Brazilians, around 900 million people could have been fed in terms of calories and near 320 million in terms of protein.

Table 2. Population that could be fed by calories and protein exported by Brazil if only human food of plant origin were produced (Scenario 1), 1995-2013, in million people

Year	Considering calories (million people)	Considering protein (mil- lion people)
1995	852	267
1996	860	282
1997	847	265
1998	841	261
1999	838	264
2000	840	268
2001	848	273
2002	836	263
2003	844	269
2004	853	273
2005	854	274
2006	857	276
2007	863	283
2008	909	324
2009	909	324
2010	873	291
2011	884	304
2012	892	308
2013	903	321

Source: estimated by the authors using data provided on Food Balance Sheets (FAOSTAT), UNICADATA, CONAB and IBGE (2015).

The fact that tree times more people could have been fed with calories than with protein is owing to the products that would not be produced in scenario 1, as neither animal feed nor foods of animal origin would have been produced.

It is also worth mentioning that the estimates reported in table 2 are only indications of how many people could have been fed under scenario 1, as far as we use foods typically eaten in Brazil, which are not necessarily eaten abroad. If Brazil had increased its production of food crops aiming to export, other sort of products would probably have been produced. Even so, the population that could have been fed would probably be similar to our estimates.

Concerns regarding greenhouse gases emissions

As the discussion reported in this paper highlights, the world faces the Herculean task of increasing food availability without raising GHG emissions. An effective way to raise nutrients' availability for human consumption is converting areas of pasture used to raise livestock into croplands, as nutrient (especially calories) production per area of land is greater for crops than for livestock. So how would this conversion affect GHG emissions?

Though the estimations vary according to the technology used to grow crops or to manage pastures, the highest loss of soil's carbon stock capacity occurs due to deforestation, despite the land's destiny afterward². Therefore, considering that the scenarios simulated in this article imply no further deforestation but only conversion to a different use of areas already deforested in the past, the impact on carbon sink capacity of the soils might not be very large and even a gain is possible, especially considering that most of the country's grassland is still poorly managed.

In order to quantify the impact of the change of land use on GHG emissions, we used emission data provided by Brazilian Ministry of Science, Technology and Innovation (BRASIL, 2014c), as well as the global warming potential (GWP) to have all emission in CO₂ equivalent. First, we calculated the emissions of nitrous oxide in 50 million hectares of pasture, the proportional emission from manure management and the enteric emissions of methane from livestock to estimate the reduction in GHG emissions for ceasing livestock production in the referred area. Then, we estimated the increase in emissions for introducing crops. We only considered the products for which the government (BRASIL, 2014c) provides emissions data (rice, beans, cassava, corn and soybeans), maintaining the same proportion they have in Brazil's agriculture. As the

² Fujisaka et al. (1998), for instance, analyzing the effects of forest conversion on annual crops and pastures in the Amazon area (Rondônia state) found that the carbon stocks of forest plots are 199.8 t ha⁻¹, while croplands store 76.1 t ha⁻¹ and grasslands 28.3 t ha⁻¹.

government does not provide data on carbon dioxide emitted from energy used in the production process, we restricted our analysis of crop emissions to nitrous oxide emitted from soils and methane emitted in rice production. Consequently, we are somehow overestimating the reduction of GHG emissions due to land use change because energy emissions are probably greater for crops than for livestock production.

As table 3 reports, soil's GHG emissions would be lower for crops than for pasture despite the high level of emissions due to rice cultivation. When we add the enteric emissions of methane from livestock, the balance becomes even more favorable to crops. Replacing grassland for cropland would allow a net reduction of 74 million metric tons of equivalent CO₂, what suggests that increasing nutrient production and reducing GHG emissions are goals that can be pursued concomitantly.

Table 3. Estimated GHG emissions that would occur in 50 million of hectares used either as pasture (with livestock production) or as cropland (in t of CO₂ equivalent)

Emission sources	Emissions in t of CO ₂ equivalent		
	Cropland	Pasture	Variation
Nitrous oxide from soil use	8,790,196	24,219,451	-15,429,255
Manure management		5,872,828	-5,872,828
Methane emissions from rice production	10,566,530		10,566,530
Methane emission in livestock production		63,316,293	-63,316,293
TOTAL	19,356,726	93,408,572	-74,051,846

Source: estimated by the authors using data provided by BRAZIL (2014c) and IBGE (2007).

CONCLUSIONS AND IMPLICATIONS

Our analysis shows that despite the so-called food-feed-fuel competition, Brazil's food availability has been sufficient and has grown steadily since the 1990's. Furthermore, we can presume that the provision of food is even higher than our estimates suggest because we have left out many products consumed in the country. Consequently, the incidence of malnutrition in Brazil is not caused either by food availability or by food instability, being probably the result of lack of access to food by low-income citizens living in an environment of unequal distribution of income.

Despite that, the effect of the food-feed competition cannot be ignored in a global perspective. Increases in income and a remarkable reduction in worldwide poverty for the last few decades have disseminated a new pattern of food consumption and production based on meat and dairy products, with two major consequences: first, increasing amounts of land have been destined to produce animal feed products; and second, high emissions of GHG. Although the adoption of new technologies might help to mitigate GHG emissions, the concerns about hunger will continue.

To overcome hunger, more nutrients need to be produced for human consumption. In this direction, our results also indicate that Brazil has a huge potential to supply increasing quantities of food using the country's current agricultural land in a more effective way in terms of nutrient production. Our results show that Brazil not only can supply much more nutrients than it does today, but also, can reduce GHG emissions substantially. Naturally, incentives would be necessary to direct the agricultural systems to a new pattern. If producing animal feed and foods of animal origin remains more rewarding than producing food crops, farmers will continue producing the same. Therefore, public policies regarding trade, as well as consumer education about the consequences of their consumption habits, would be necessary to persuade the food system to change.

Finally, future research could refine our study by including other nutrients, other food products or even by evaluating the nutritional situation regionally, as well as analyze diets under the perspective of both health and sustainability. Moreover, simulations of policies aiming to induce consumption and production of healthy and sustainable diets would be very helpful.

ACKNOWLEDGEMENTS

The authors wish to thank São Paulo Research Foundation (FAPESP) for financial support, and an anonymous referee of this journal for very helpful comments on earlier versions of this article.

REFERENCES

- AGUIAR, D. R. D. A Situação Nutricional no Brasil. *OIKOS - Revista Brasileira de Economia Doméstica*, Viçosa, MG, v.1, n. 11, p. 67-90, 1998.
- ALKIMIM, A.; SPAROVEK, G.; CLARKE, K. C. Converting Brazil's pastures to cropland: An alternative way to meet sugarcane demand and to spare forestlands. *Applied Geography*, [s.l.], v. 62, p. 75-84, 2015. <https://doi.org/10.1016/j.apgeog.2015.04.008>.
- AMARAL, W. A. N.; PEDUTO, A. *Food Security: the Brazilian case*. Winnipeg: International Institute for Sustainable Development, 2010.
- BAJZELJ, B.; RICHARDS, K. S.; ALLWOOD, J. M.; SMITH, P.; DENNIS, J. S.; CURMI, E.; GILLIGAN, C. A. Importance of food-demand management for climate mitigation. *Nature Climate Change* [s.l.], v. 4, p. 924-929, 2014. <http://dx.doi.org/10.1038/nclimate2353>.

BANERJEE, A. The Advent of Corn-based Ethanol: A Re-examination of the Competition for Grains. *RIS Policy Briefs*, v. 1, n. 46, 2010. Disponível em: <http://www.networkideas.org/news/jul2010/news02_RIS.htm>. Acesso em: 16 Mar. 2014.

BANERJEE, A. Food, Feed, Fuel: transforming the competition for grains. *Development and Change*, [s.l.], v. 42, n. 2, p. 529-557, 2011.

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome. Secretaria de Avaliação e Gestão da Informação (SAGI). *Análise de indicadores e dos resultados do Suplemento de Segurança Alimentar e Nutricional da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios - PNAD 2013*. Brasília, 2014a.

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA). Assessoria de Gestão Estratégica. *Plano mais pecuária*. Brasília, 2014b. 32 p.

BRASIL. Ministério da Ciência, Tecnologia e Inovação. *Estimativas anuais de emissões de gases de efeito estufa no Brasil*. 2ª ed. Brasília, 2014c.

BRASIL. Ministério da Saúde (MS). Secretaria de Atenção à Saúde. Departamento de Atenção Básica. *Guia alimentar para a população brasileira: promovendo a alimentação saudável*. Brasília, 2008. 210 p.

CARVALHO FILHO, J. J. A produção de alimentos e o problema da segurança alimentar. *Estudos Avançados*, [s.l.], v. 9, n. 24, p. 173-193, 1995.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO - CONAB. *Séries Históricas*. Disponível em: <<http://www.conab.gov.br/conteudos.php?a=1252&>>. Acesso em: 20 Jul. 2015.

DONG, F. *Food security and Biofuels development: the case of China*. Ames: Iowa State University, 2007. Disponível em: <<http://www.card.iastate.edu/publications/synopsis.aspx?id=1060>>. Acesso em: 06 Mar. 2014.

EIA. *International Energy Statistics*. U.S. Energy Information Administration. Disponível em: <<http://www.eia.gov/cfapps/ipdbproject/iedindex3.cfm?tid=79&pid=80&aid=1&cid=regions&syid=2000&eyid=2012&unit=TBDP>>. Acesso em: 30 Dez. 2015.

ENCISO, S. R. A.; FELLMANN, T.; DOMINGUEZ, I. P.; SANTINI, F. Abolishing biofuel policies: Possible impacts on agricultural price levels, price variability and global food security. *Food Policy*, [s.l.], v. 61, p. 9-26, 2016. <http://dx.doi.org/10.1016/j.foodpol.2016.01.007>.

FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION - FAO. *Food Balance Sheets: a handbook*. Rome, 2001. Disponível em: <<http://www.fao.org/docrep/003/x9892e/x9892e00.htm>>. Acesso em: 15 Jun. 2015.

FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION – FAO. *Livestock's long shadow: Environmental issues and options*. Rome, 2006. Disponível em: <<http://www.fao.org/docrep/010/a0701e/a0701e00.htm>>. Acesso em: 15 Jun. 2015.

FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION – FAO. *How to feed the World in 2050*. Rome, 2009a. Disponível em: <http://www.fao.org/fileadmin/templates/wsfs/docs/expert_paper/How_to_Feed_the_World_in_2050.pdf>. Acesso em: 25 Jun. 2015.

FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION – FAO. *Declaration of the World Summit on Food Security*. Rome, 2009b. Available: <<ftp://ftp.fao.org/docrep/fao/Meeting/018/k6050e.pdf>>. Acesso em: 10 Dez. 2014.

FAO; IFAD; WFP. *The state of food insecurity in the World 2013*. The multiple dimensions of food security. Rome, 2013. Disponível em: <<http://www.fao.org/docrep/018/i3434e/i3434e.pdf>>. Acesso em: 10 Dez. 2014.

FAO; IFAD; WFP. *The state of food insecurity in the World 2014*. Strengthening the enabling environment for food security and nutrition. Rome, 2014. Disponível em: <<http://www.fao.org/3/a-i4030e.pdf>>. Acesso em: 25 Jun. 2015.

FAO; IFAD; WFP. *The state of food insecurity in the World 2015*. Meeting the 2015 international hunger targets: taking stock of uneven progress. Rome, 2015. Disponível em: <<http://www.fao.org/3/a4ef2d16-70a7-460a-a9ac-2a65a533269a/i4646e.pdf>>. Acesso em: 15 Fev. 2015.

FAOSTAT. *Food Balance Sheet*. Disponível em: <<http://faostat3.fao.org/download/FB/FBS/E>>. Acesso em: 21 Jun. 2015.

FAOSTAT. *Livestock Primary*. Production Quantity. Disponível em: <<http://www.fao.org/faostat/en/#data/QL>>. Acesso em: 25 Abr. 2017.

FUNDAÇÃO INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. Sistema IBGE de Recuperação Automática - SIDRA. *Área plantada, área colhida, quantidade produzida e valor da produção da lavoura temporária*. [s.l.], 2015. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/tabela/protabl.asp?c=1612&z=t&o=1&i=P>>. Acesso em: 08 Set. 2015.

FUNDAÇÃO INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. *Censo Agropecuário 2006: Resultados preliminares*. Rio de Janeiro, 2007. p.1-146. Disponível em: <<http://biblioteca.ibge.gov.br/index.php/biblioteca-catalogo?view=detalhes&id=749>>. Acesso em: 04 Mai. 2017.

FUJISAKA, S.; CASTILLA, C.; ESCOBAR, G.; RODRIGUES, V.; VENEKLAAS, E.J.; THOMAS, R.; FISHER, M. The effects of conversion on annual crops and pastures: estimation of carbon emissions and plant species loss in a Brazilian Amazon colony. *Agriculture, Ecosystem and Environment*, [s.l.], v. 69, p. 17-26, 1998. [http://dx.doi.org/10.1016/S0167-8809\(98\)00091-7](http://dx.doi.org/10.1016/S0167-8809(98)00091-7).

GARNETT, T. Where are the best opportunities for reducing greenhouse gas emissions in the food system (including the food chain)? *Food Policy*, [s.l.], v. 36, n. 1, p. 23-32, 2011. <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2010.10.010>.

GARNETT, T. *What is a sustainable healthy diet? A discussion paper*. Oxford: Food Climate Research Network, 2014a.

GARNETT, T. *Changing what we eat: A call for research & action on widespread adoption of sustainable healthy eating*. Oxford: Food Climate Research Network, 2014b. Disponível em: <http://www.fcarn.org.uk/sites/default/files/fcarn_wellcome_gfs_changing_consumption_report_final.pdf>. Acesso em: 15 Mar. 2016.

GARNETT, T. *Gut feelings and possible tomorrows: (where) does animal farming fit?* Oxford: Food Climate Research Network, 2015. Disponível em: <http://www.fcarn.org.uk/sites/default/files/fcarn_gut_feelings.pdf>. Acesso em: 15 Mar. 2016.

HLPE. *Biofuels and food security*. A report by the High Level Panel of Experts on Food Security and Nutrition of the Committee on World Food Security. Rome, 2013. Disponível em: <<http://www.fao.org/cfs/cfs-hlpe/en/>>. Acesso em: 25 Set. 2014.

HOFFMANN, R. A. insegurança alimentar no Brasil. *Caderno de Debate*, [s.l.], v. 2, p. 1 - 11, 1994.

KUMAR, K. *Indicators for measuring changes in income, food availability and consumption, and the natural resource base*. [S.l.]: US Agency for International Development, 1989. cap. 4. (A.I.D. Program Design and Evaluation Methodology, 12).

LOCKE, A.; HENLEY, G. *A review of the literature on biofuels and food security at a local level: assessing the state of the evidence*. London: Overseas Development Institute, 2014. Disponível em: <<https://www.odi.org/publications/7801-review-literature-biofuels-and-food-security-local-level>>. Acesso em: 07 Out. 2014.

MELO, A. S.; LIMA, R. C. Biocombustíveis e culturas alimentares: um estudo da relação de causalidade entre os preços do açúcar e do etanol no Brasil. In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS CENTROS DE PÓS GRADUAÇÃO EM ECONOMIA, 38. 2010, Bahia.

MUSGROVE, P. Os fatores econômicos no comportamento nutricional dos consumidores. *Caderno NESP*, Brasília, Universidade de Brasília, v. 1, n. 1, p. 9-32, 1987.

NOGUEIRA, L. A. H.; CAPAZ, R. S. Biofuels in Brazil: Evolution, achievements and perspectives on food security. *Global Food Security*, [s.l.], v. 2, n.2, p. 117-125, 2013. <http://dx.doi.org/10.1016/j.gfs.2013.04.001>.

NOVA CANA. *Curiosidades sobre o etanol*. Disponível em: <<http://www.novacana.com/etanol/curiosidades/>>. Acesso em: 01 Out. 2015.

OECD. *Meat consumption (indicator)*. [s.l.], 2017. Disponível em: <<https://data.oecd.org/agroutput/meat-consumption.htm>>. Acesso em: 25 Abr. 2017.

OTTEN, J. J.; HELLWIG, J. P.; MEYERS, L. (Ed.). *Dietary reference intakes: The essential guide to nutrients requirements*. Washington, DC: The National Academies Press, 2006. Disponível em: <<http://www.nap.edu/catalog/11537.html>>. Acesso em: 15 Jun. 2014.

REGMI, A.; MEADE, B. Demand side drivers of global food security. *Global Food Security*, [s.l.], v. 2, n. 3, p. 166-171, 2013. <https://doi.org/10.1016/j.gfs.2013.08.001>.

SILVA, P. R. F.; FREITAS, T. F. S. Biodiesel: o ônus e o bônus de produzir combustível. *Ciência Rural*, Santa Maria, v.38, n. 3, p.843-851, 2008.

SILVA, R. O.; BARIONI, L. G.; HALL, J. A. J.; MATSUURA, M. F.; ALBERTINI, T. Z.; FERNANDES, F. A.; MORAN, D. Increasing beef production could lower greenhouse gas emissions in Brazil if decoupled from deforestation. *Nature Climate Change*, [s.l.], v. 6, p. 493-497, 2016. <http://dx.doi.org/10.1038/nclimate2916>.

SIMAS, J. P. *Biocombustíveis e produção de alimentos: uma análise das controvérsias científicas e sociais*. 2010, 101 f. Dissertação (Mestrado em Energia) - Centro de Engenharia, Modelagem e Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do ABC, Santo André. Disponível em: <<http://pgene.ufabc.edu.br/conteudo/bloco2/publicacoes/Dissertacoes2010/DissertacaoJulyanaSimas.pdf>>. Acesso em: 13 Fev. 2014.

SPAROVEK, G.; BARRETO, A.; KLUG, I.; PAPP, L.; LINO, J. S. A revisão do código florestal brasileiro. *Novos Estudos CEBRAP*, [s.l.], n. 89, p. 111-135, 2011.

STEIGER, C. Modern Beef Production in Brazil and Argentina. *Choices Magazine*, [s.l.], v.21, n.2, p. 105-110, 2006. Disponível em: <<http://www.choicesmagazine.org/2006-2/tiling/2006-2-12.pdf>>. Acesso em: 04 Dez. 2015.

UNICADATA. *Histórico de produção e moagem: por produto*. [n.l.], 2015a. Disponível em: <<http://www.unicadata.com.br/historico-de-producao-e-moagem.php?idMn=31&tipoHistorico=2>>. Acesso em: 01 Out. 2015.

UNICADATA. *Área cultivada com cana-de-açúcar: área total por estado*. [n.l.], 2015b. Disponível em: <<http://www.unicadata.com.br/historico-de-area-ibge.php?idMn=33&tipoHistorico=5>>. Acesso em: 01 Oct. 2015.

USDA. *Production, supply, and distribution online database*. [s.l.]: The United States Department of Agriculture, 2015. Available: <<http://apps.fas.usda.gov/psdonline/>>. Acesso em: 15 Mar. 2016.

Von BRAUN, J. *The world food situation: new driving forces and required actions*. International Food Policy Research Institute (IFPRI): Washington, D.C, 2007. <https://doi.org/10.2499/0896295303>.

Von GREBMER, K.; BERNSTEIN, J.; PRASAI, N.; YIN, S.; YOHANNES, Y. *2015 Global hunger index: Armed conflict and the challenge of hunger*. Welthungerhilfe: Bonn; International Food Policy Research Institute (IFPRI): Washington, D.C.; Concern Worldwide: Dublin, 2015. <http://dx.doi.org/10.2499/9780896299641>.

YOTOPOULOS, P. A. Middle-income classes and food crisis: the "new" food-feed competition. *Economic Development and Cultural Change*, [s.l.], v. 33, n. 3, p. 463-83, 1985. <https://doi.org/10.1086/451474>.



Revista de Economia e Agronegócio - REA
ISSN impresso: 1679-1614
ISSN online: 2526-5539
Vol. 15 | N. 2 | 2017

Carlos Eduardo Caldarelli

Professor Adjunto do Departamento de Economia, Universidade Estadual de Londrina (UEL)

E-mail: carlos.caldarelli@gmail.com

Márcia Azanha Ferraz Dias de Moraes

Professora Doutora da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo (ESALQ/USP)

E-mail: mafdmora@usp.br

Pietro André Telatin Paschoalino

Graduado em Ciências Econômicas pela Universidade Estadual de Londrina (UEL). Mestrando em Teoria Econômica pela Universidade Estadual de Maringá (UEM)

E-mail: pietro_telato@hotmail.com

Recebido em: 07/03/2017
Revisado em: 23/06/2017
Aceito em: 06/07/2017

SUGARCANE INDUSTRY EFFECTS ON THE GDP PER CAPITA IN THE CENTER-SOUTH REGION OF BRAZIL

ABSTRACT

The demand growth for biofuels worldwide led to a significant increase in the Brazilian sugarcane industry from the 2000's. This scenario affected specially the Center-South region of Brazil, which comprises the states of São Paulo, Paraná, Minas Gerais, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, and Goiás, as well as the Federal District of Brasília, because it surpasses all other regions of the country in terms of the production and production facilities. Therefore, the aim of this study is to quantify the sugarcane industry effects on the per capita municipal gross domestic product (GDP) in the Center-South region of Brazil, for the 2000-2012 period. To this end, we estimated two econometric models, using panel data models and quantile regression. The results show that sugarcane industry has an important effect on GDP per capita for the Center-South region municipalities, furthermore the effects are more intensive on the lowest municipalities levels of the per capita GDP, thus being able to provide support for making public policy.

Keywords: Sugarcane industry; panel data models; quantile regression; GDP per capita.

RESUMO

A crescente demanda por energia renovável em um contexto mundial levou a agroindústria canavieira no Brasil a um aumento significativo nos anos 2000. Esse cenário afetou, sobretudo, a região Centro-Sul, que compreende os estados de São Paulo, Minas Gerais, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, assim como o Distrito Federal, porquanto tal região representa majoritariamente a produção e o processamento no país. Assim, o objetivo deste estudo é quantificar os efeitos da agroindústria canavieira sobre o PIB *per capita* municipal na região Centro-Sul do Brasil, para o período de 2000 a 2012. Para tanto, foram estimados dois modelos econométricos, modelo de dados em painel e regressão quantílica. Os resultados mostram que a agroindústria canavieira tem um importante efeito no PIB *per capita* dos municípios da região Centro-sul, ademais, sinaliza que os impactos são mais intensos em municípios com baixos níveis do PIB *per capita* municipal, em que tais resultados podem servir de embasamento para políticas públicas desse setor.

Palavras-chave: Agroindústria canavieira; modelo de dados em painel; regressão quantílica; PIB *per capita* municipal.

JEL Code: O13; R11; C21; C23.

INTRODUCTION

Countries seeking to mitigate greenhouse gas emissions – GHG – by introducing ethanol into their energy mix, have begun to pay close attention to the renewable energy sources, including biofuel derived from sugarcane. In the Brazilian case, the demand growth for biofuels worldwide as well as in the internal market, led to a significant increase of sugarcane industry from the 2000's, both in terms of the production expansion as the installation of new production facilities, which included investments by domestic and foreign companies (BACCHI; CALDARELLI, 2015).

The sugarcane production growth in Brazil was accompanied by significant investments in the construction of new ethanol facilities, mainly in the Brazilian Center-South region – São Paulo, Paraná, Minas Gerais, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, and Goiás states, as well as the Federal District of Brasília (TALAMINI et al., 2012; MORAES; ZILBERMAN, 2014). Besides, this growth has also stimulated investments through the production chain.

From 2000 to 2012, the auspicious external scenario for biofuels contributed for pronounced acceleration in the growth of the sugarcane industry in Brazil. The sugar production grew from 16.18 to 38.25 billion of tons per year and the ethanol production raised from 10.59 to 23.23 billion of liters per year. The external trade indicators also show vigorous growth in this period, the exports of sugar and ethanol increased 273.84% and 1304.54%, respectively (UNICA, 2015).

In this context, several studies highlight evidences of the possibility of the economic growth arising from the sector, reflected on job market and income creation, which can generate positive net benefits especially for the low-income Brazilian's population. However, there is no consensus on the scientific literature about this effect for Brazil. Several studies point out the need to offer a comprehensive sustainability assessment regarding biofuels. On the other hand, it is observed in the literature a relatively limited appraisal of the social and wellness aspects related to the growth of biofuel production (GILIO, 2015).

Thus, this study aims to quantify the sugarcane ethanol industry effects on the per capita municipal gross domestic product (GDP), in the Center-South region of Brazil, between 2000 and 2012. To that end, a theoretical model was constructed and estimated using two methodological approaches: panel data models and quantile regression. The panel data model evaluates the mean effects of the sugarcane, sugar and ethanol sector on the GDP per capita takes into account heterogeneity across units. By the other hand, the quantile regression allows to measure these effects on the GDP per capita conditional distribution, considering the different levels of the municipalities GDP per capita – quantiles. So, using the different econometric tools, it was evaluated the mean effects of the

ethanol sugar sector on the municipal per capita GDP, and the specific effects in each quantile - 25, 50 and 75 -, that represents different levels of municipalities development.

The time period - 2000 to 2012 - is justified because it represents the most accelerated growth occurred in this sector in Brazil. Furthermore, the Center-South region was chosen because the aforementioned expansion occurred mainly in this region. According to MAPA (2015) and UNICA (2015), in 2012, the Brazilian Center-South region represented 84.58% of the sugarcane harvest in Brazil, above 89% of the sugar production and more than 91% of the ethanol production.

SUGARCANE ETHANOL INDUSTRY IN BRAZIL: AN OVERVIEW

The deregulation of the sugarcane and ethanol sector in Brazil, a gradual process that was not complete until 1999, reorganized the relationship among the actors along the entire production chain. The most important change was in the fact that many of the functions previously exercised by the government became the responsibility of the various stakeholders (MORAES; ZILBERMAN, 2014). Furthermore, many changes occurred in the post-deregulation period contributed for an upward trend in this market in Brazil, such as the international scenario of growing demand for biofuels post-2000, the introduction in Brazil of the flex-fuel vehicles in 2003 and public policies promoting the use of the biofuels, such as blending mandates (TALAMINI et al., 2012).

According to Chagas, Toneto and Azzoni (2012), the main result of the Brazilian institutional and organizational changes that have affected the sugar and ethanol sector in Brazil in 2000's is the importance of the debate about the competitiveness in this sector; greater competitiveness can generate pressure on the area to other activities, such as stock breeding, grain and fruit growing (including soybeans), besides pushing the agricultural frontier into native forests (Figure 1).

As shown in Figure 1, sugarcane area in Brazil has been increasing since early 2000's. Nowadays, Brazil has the largest sugarcane area/production in the world¹, producing about 25 percent of the world production and about half of world exports (FAO, 2015). From the harvest 2000/01 to 2012/13 the sugarcane area in Brazil has expanded 4.87 million of hectares, approximately 99% of growth. It is important to highlight that this expansion is more considerable in the Center-South region of the Brazil which represents approximately 87% of the sugarcane area in Brazil.

¹ Sugarcane is used to produce both sugar and ethanol. On average about 50% is used to produce sugar and 50% to produce ethanol (MORAES; ZILBERMAN, 2014).

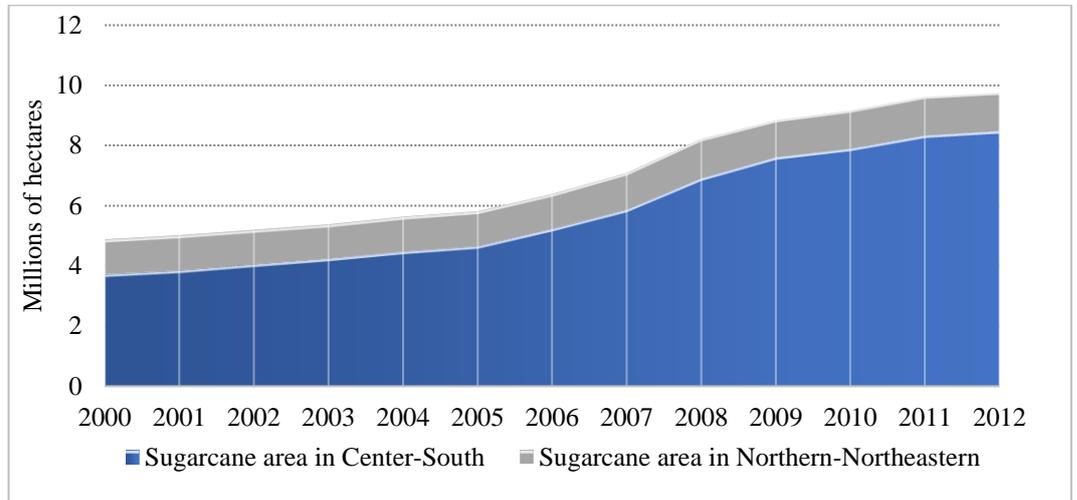


Figure 1. Evolution of sugarcane area in Brazil (millions of hectares) – from harvest 2000/01 to 2012/13

Source: Brazilian Sugarcane Industry Association (UNICA, 2015) and Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE, 2015).

Figure 2 represents the Brazilian spatial distribution of the sugarcane industry in Brazil, the map indicates where sugarcane is harvested.

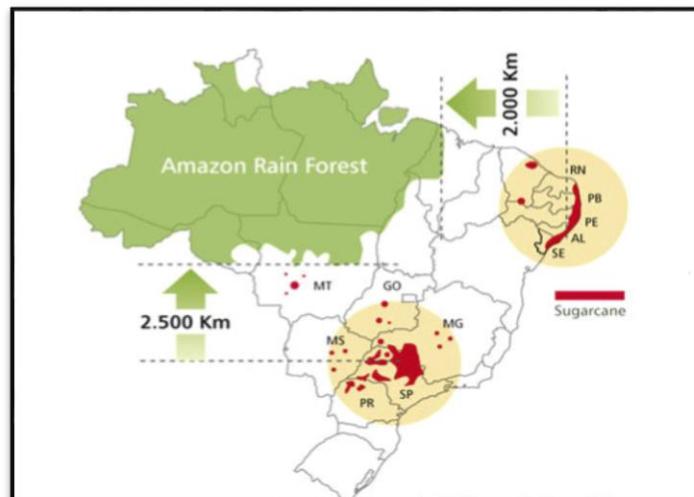


Figure 2. Sugarcane production regions in Brazil

Source: Brazilian Sugarcane Industry Association (UNICA, 2015).

Sugarcane has been currently the largest renewable source of energy in Brazil, with a very important participation in the Brazilian energy matrix (more than 19% in 2010), ethanol is an advanced biofuel that reduces GHG emissions more than 60% compared to gasoline. Besides, several prominent researches have been highlighted the decisive role of the

second-generation ethanol and the electric energy production – trough cogeneration – in the mix of global energy (HOFSETZ; SILVA, 2012).

Regards the regional distribution of the sugar and ethanol production, as can be seen in Table 1, the sugar mills and ethanol distilleries are also concentrated in the Brazilian Center-South region. Table 1 shows the evolution of the sugarcane, sugar and ethanol production between the harvests 2000/01 and 2012/13 for Brazil and their regions.

Table 1. Production of sugarcane, sugar and ethanol in Brazil – harvest 2000/01, 2005/06 and 2012/13

Harvest	Region	Sugarcane		Sugar		Ethanol	
		Million tonnes	%	Millions tonnes	%	Billion liters	%
2000/01	Northern/Northeastern	49.72	19.36	3.55	21.94	1.53	14.42
	Center-South	207.10	80.64	12.64	78.06	9.06	85.58
	Nationwide	256.82	100	16.20	100	10.59	100
2005/06	Northern/Northeastern	48.35	12.55	3.81	14.75	1.51	9.54
	Center-South	336.78	87.45	22.02	85.25	14.31	90.46
	Nationwide	385.13	100	25.82	100	15.82	100
2012/13	Northern/Northeastern	55.72	9.47	4.15	10.85	1.86	8.03
	Center-South	532.76	90.53	34.10	89.15	21.36	91.97
	Nationwide	588.47	100	38.25	100	23.23	100

Source: Brazilian Ministry of Agriculture, Animal Husbandry, and Supply (MAPA, 2015) and Brazilian Sugarcane Industry Association (UNICA, 2015).

Between the harvest of 2000/01 and 2012/13 (Table 1), sugarcane production in Brazil increased from 256.82 million tonnes to 588.47 million tonnes (growth of 129.14%), sugar production increased from 16.20 million tonnes to 38.25 million tonnes (growth of 136.11%) and the ethanol production increased from 10.59 billion liters to 23.23 billion liters (growth of 119.36%).

As suggested by Moraes, Bacchi and Caldarelli (2016), Moraes and Zilberman (2014), the observed production increment, especially in the Center-South region (Table 1), was made possible by the recent demand growth for biofuels around the world and the increase in the sugar exports, factors that contributed for considerable investments for the expansion of existing facilities and for the construction of new ones.

Table 2 shows the data related to external trade indicators for sugar and ethanol between 2000 and 2012, for Brazil and Center-South region. As can be seen, Brazilian ethanol exports increased from approximately 0.22 billion liters in 2000 to 3.09 billion liters in 2012, a 1304.54% increase. Although the growth rate is expressive, it is important to emphasize that ethanol exports represented in the harvest 2012/2013 about 15% of the national production. Likewise, between 2000 and 2012, the exports of

sugar increased from approximately 0.65 billion tonnes to 2.43 billion tonnes, an increase of 273.84%, representing in harvest 2012/2013 about 70% of the production; the Center-South region represents 92% of ethanol production and 89% of sugar production.

Brazil has an important position in the international market for ethanol; the country possesses all the necessary resources and conditions to continue expanding its domestic ethanol production. The enormous potential for agricultural expansion, enabling it to increase ethanol supply to meet the demand. Apart from that sugarcane fits Brazil's tropical climate and soil conditions and presents a higher energy balance compared to other feedstocks used for ethanol production, such as corn and wheat (HOFSETZ; SILVA, 2012).

Table 2. Brazilian exports of ethanol (billions of liters) and sugar (billions of tons) - from 2000 to 2012

Years	Ethanol Billion liters		Sugar Billion tonnes	
	Brazil	Center-South	Brazil	Center-South
2000	0.22	0.18	0.65	0.53
2001	0.34	0.29	1.11	0.90
2002	0.78	0.57	1.33	1.13
2003	0.75	0.45	1.29	1.07
2004	2.40	1.83	1.57	1.31
2005	2.60	2.06	1.81	1.55
2006	3.41	2.96	1.88	1.63
2007	3.53	3.05	1.93	1.71
2008	5.11	4.60	1.94	1.61
2009	3.30	3.02	2.42	2.15
2010	1.90	1.77	2.79	2.51
2011	1.96	1.78	2.53	2.24
2012	3.09	2.90	2.43	2.19

Source: Brazilian Sugarcane Industry Association (UNICA, 2015).

Despite the importance of the socioeconomic effects of the sugarcane, sugar and ethanol sector in Brazil, the literature on this area is scarce and the results are sometimes divergent. It can be seen in the literature a relative shortage of research on the evaluation of socioeconomic impacts of sugarcane ethanol expansion, in contrast to the further exploration of the agronomical and environmental aspects. Besides, the majority of the existent literature on the impacts of the sugarcane industry is related to the State of São Paulo.

Therefore, the empirical analysis developed in this paper, and described in the following sections, seeks to contribute to the empirical evaluation of the effects of the expansion in the sugarcane industry in the Center-South region of Brazil, focusing in the socioeconomic indicators. More particularly, this study will assess the socioeconomic effect through effects on the municipal gross domestic product (GDP) per capita in the Center-South region of Brazil for the 2000 - 2012 period. Besides, we have considered municipalities different levels of development, given the lack of studies with this approach.

METHODOLOGICAL PROCEDURES

We address the issue of the effects of sugarcane industry on GDP per capita of the Brazilian Center-South municipalities in two different methodological approaches. First, we conduct a panel data analysis according to steps proposed by Greene (2008) to measure the mean impacts taking into account differences in behavior across individuals. Second, in order to measure the impacts considering different municipalities' levels of GDP per capita - conditional distribution -, a quantile regression approach is adopted as described by Koenker and Bassett (1978) and Koenker (2005).

Panel data models

Panel data, also known as longitudinal or cross-sectional time series data, is a data set in which the behavior of individuals/units are observed across time. Data sets that combine time series and cross-section are common; these kinds of datasets provide a rich source of information (GREENE, 2008).

This study uses a panel data analysis because it allows measuring the socioeconomic impacts of the sugar and ethanol sector in municipalities across time. According to Stock and Watson (2007), the methodology takes into account heterogeneity across units, and the analysis allows controlling for variables that change over time but not across individuals/units (national policies, federal regulations, international agreements). Therefore, there is a great flexibility in modeling differences across individuals. According to Greene (2008), the basic framework for i units and t periods is a regression model as:

$$y_{it} = x'_{it}\beta + z'_i\alpha + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

where there are k regressors in x_{it} and the main objective of the analysis will be consistent and efficient estimation of the partial effects (β),

$$\beta = \frac{\partial E(y_{it} | x_{it})}{\partial x_{it}} \quad (2)$$

The heterogeneity is $z_i' \alpha$, where z_i contains a set of individual or group specific variable which may be observed or sometimes unobserved – are the set of missing variables. There are different kinds of panel data structures; which depend of the missing variables z_i , that is:

- i. Pooled regression – if z_i contains only a constant term, there is a common effect (α) – intercept;
- ii. Fixed Effects – if the z_i is unobserved and correlated with x_{it} ;
- iii. Random Effects – if the z_i is unobserved and uncorrelated with x_{it} .

The Fixed Effects model are used whenever you are only interested in analyzing the impact of variables that vary over time, and the Random Effects model assume that the entity's error term is not correlated with the predictors which allows for time-invariant variables to play a role as explanatory variables. In Random Effects model you need to specify those individual characteristics that may or may not influence the predictor variables (STOCK; WATSON, 2007). Some tests are performed to decide which model fits better, as Hausman, Breusch-Pagan and Chow test (GREENE, 2008).

Quantile regression

Quantile regression, as defined by Koenker and Bassett (1978), is a method for estimating functional relations between variables for all portions of the probability distribution – different quantiles (τ). These models express the quantiles of the conditional distribution as linear functions of the independent variables, therefore quantile regression allows for effects of the independent variables to differ over the quantile.

As described by Koenker (2005), quantile regression models permits many new possibilities for statistical analysis and interpretation of economic data, because this analysis allows comparing how some percentiles may be more affected by certain characteristics than others. This is reflected on the size change of the regression coefficient.

The conditional quantile is denoted by:

$$Q_\tau(y_{it} | x_{it}) = x_{it}' \beta_\tau + z_i' \alpha(\tau) \quad (3)$$

For this study, we consider that z_i contains only a constant term.

Furthermore, we could test if the coefficients across different quantiles are equal. For this an *F test* may be performed; additionally, the comparison between quantiles could be obtained by interquantile range – difference between coefficients.

The pseudo R^2 for this kind of regression is obtained as:

$$pseudoR^2 = 1 - \frac{\text{sum of weighted deviations about estimated quantile}}{\text{sum of weighted deviations about raw quantile}} \quad (4)$$

The advantage of using quantile regression to modeling the effects related to the existence of sugarcane industry in the municipality GDP per capita is the possibility to compare these impacts according to the different municipalities' levels of GDP per capita. An important advantage in using quantile regression over mean regression is to consider that the effects of the independent variables may vary over quantiles of the conditional distribution of the dependent variable.

Empirical strategy and data

We build an empirical model of the determinants of municipal GDP per capita. The model was based on the precedent discussion of Moraes, Bacchi and Caldarelli (2016), Bacchi and Caldarelli (2015) and Satolo and Bacchi (2013).

The proposed model can be expressed by the following equation:

$$GDP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Du_{it} + \alpha_2 Part_{it} + \alpha_3 va_a_{it} + \alpha_4 va_i_{it} + \alpha_5 income_{it} + \alpha_6 Dens_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

where GDP_{it} is the municipal GDP per capita; Du_{it} is a dummy variable (binary) that indicates the presence of sugarcane processing facility in the municipality; $Part_{it}$ is a proportional representation of sugarcane in the municipal area; va_a_{it} means the rate of agriculture on the total value added in the municipality; va_i_{it} is the rate of industry on the total value added; $Income_{it}$ is the total real means income and; $Dens_{it}$ means the Demographic density. Given the empirical strategy, the database employed and respective nomenclature are summarized in the Table 3.

The database contained data from various sources. Data related to GDP per capita (in R\$) and population data - used in order to construct the variable density (number of habitants/municipality area) -, were obtained from the IBGE site, Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE, 2015).

The binary variable indicating the presence/absence of a sugar mill or ethanol plant in a municipality was constructed from data obtained from the Sugarcane Statistical Yearbook, from the sugarcane processing facility registry of the Brazilian Ministry of Agriculture, Animal Husbandry, and Supply, and from the Brazilian Sugarcane Industry Association.

Municipal data related to land use (for sugarcane, temporary crops, and permanent crops) were obtained from the Municipal Agricultural

Research tool and Automated Data Recovery System of the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE, 2015).

Table 3. Variables description and labels

Variable	Label
Municipal GDP per capita (in 2012 US\$)	<i>GDP</i>
<i>Dummy</i> that indicates whether a sugarcane processing facility is in operation in a given municipality (0 = no; 1 = yes)	<i>Du</i>
Proportional representation of sugarcane in the municipal area (%)	<i>Part</i>
Rate of agriculture on total value added (%)	<i>va_a</i>
Rate of industry on total value added (%)	<i>va_i</i>
Total real mean income (in 2012 US\$)	<i>Income</i>
Demographic density (hab/km ²)	<i>Dens</i>

Source: Authors.

The variables rate of agriculture on total value added and rate of industry on total value added were constructed using IPEADATA information - Institute for Applied Economic Research (IPEA, 2015).

Data related to average incomes were obtained from the Annual Social Information Report issued by the Brazilian Ministry of Labor and Employment (RAIS, 2017).

Results in Brazilian reals were converted to US dollars at the mean commercial exchange rate for 2012.

The analysis was conducted for all municipalities of the Brazilian Center-South region - 2363 municipalities - , which comprises the states of São Paulo, Paraná, Minas Gerais, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, and Goiás, as well as the Federal District of Brasília, for the period of 2000 to 2012.

RESULTS AND DISCUSSION

The results, presented in Figure 3, correspond to the analysis of the GDP per capita and total real mean income evolution comparing municipalities with and without sugarcane processing facilities for the Brazilian Center-South Region (from 2000 to 2012). As can be seen, in general, the set of municipalities with sugarcane processing facilities have better results when compared to the set of other municipalities. The GDP per capita (mean) is 60% higher in the municipalities with sugarcane processing facilities and the total real mean income (mean) is 18% higher.

Within the period analyzed (Figure 3) it is possible to observe that the growth of the GDP per capita and the total real mean income are higher in the municipalities with sugarcane processing facilities. According Satolo and Bacchi (2013) the presence of sugarcane processing facility drives

economic growth in municipalities in Brazil. In support of that assertion, various other authors have demonstrated that such facilities not only create jobs directly but also have indirect effects on the local business sector and service industry, therefore when there is the growth of the sugarcane industry, various other sectors of the economy benefit and the growth extends throughout the economy, because of the interactions among sectors (BACCHI; CALDARELLI, 2015; GILIO, 2015).

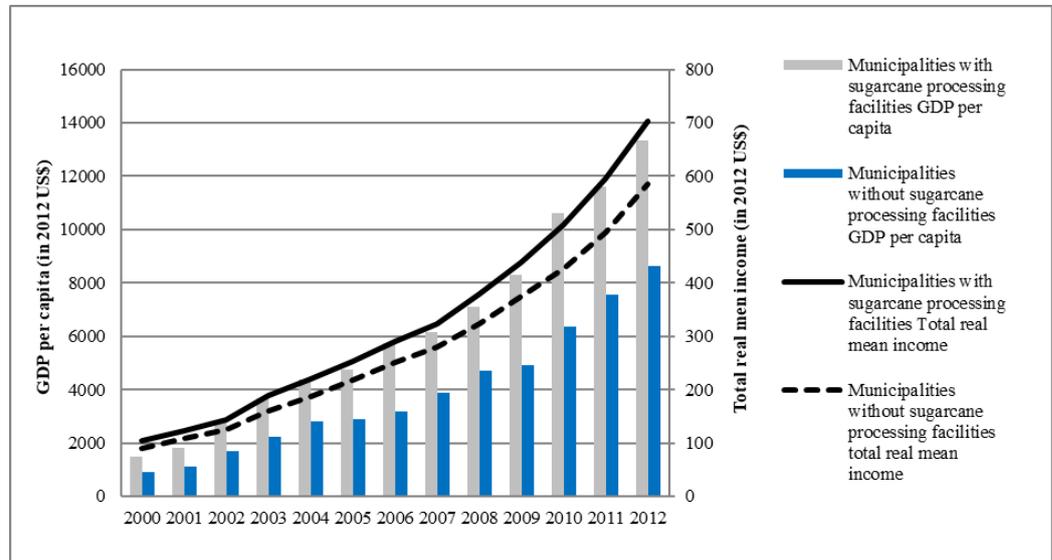


Figure 3. Evolution of the GDP per capita and total real mean income in the Brazilian Center-South region (in 2012 US\$) - between 2000 and 2012

Source: Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE, 2015), Brazilian Sugarcane Industry Association (UNICA, 2015) and Institute for Applied Economic Research (IPEA, 2015).

A similar procedure was done for São Paulo by Walter et al. (2011) for the years 1991 and 2000, but taken into account the set of municipalities with and without sugarcane production. The authors indicated that in municipalities where sugarcane production was relevant, the socioeconomic impacts were positive. In addition, Moraes, Oliveira and Diaz-Chaves (2015), comparing socioeconomic indicators for the sugarcane sector and the overall agricultural sector for Brazil, have found that the sugarcane sector has better results than the agricultural sector, especially on the job market.

In order to measure the socioeconomic effects of the presence of sugar and ethanol production in the Center-South region, the econometric analysis mentioned previously was performed. The results of the panel data model are presented in Table 4. The data base, as summarized in Table 6 (Appendix), suggested that the set of information has heterogeneity across units, because the units (municipalities) are heterogeneous and the

standard deviations (*between*) are considerably high. This result is corroborated by the Chow test, which rejects the null hypothesis of the homogeneity between units (Table 4).

The Fixed Effects model coefficients (Table 4) suggest that there is a positive and statistically significant impact between the explanatory variables sugarcane processing facilities (*Du*) and proportional representation of sugarcane in the municipal area (*Part*) and the dependent variable GDP per capita. This result, in the case of variable *Du*, shows that municipalities with the presence of mills and/or distilleries have a GDP per capita 13.34% higher than municipalities that do not have. Whereas, the coefficient for the *part* variable (elasticity of 0.16) – indicates that an increase of 1% in the share of sugarcane in the municipal area results a GDP per capita 0.16% higher; the municipal GDP per capita have been widely influenced by the existence of sugarcane processing facilities (*Du*) than sugarcane cultivation area (*Part*). These results are according to the previous estimates by Bacchi and Caldarelli (2015) and Walter et al. (2011).

Table 4. Effects of the sugarcane ethanol industry on the GDP per capita of the Center-South region- elasticities - using panel data analysis (Fixed Effects)**

Variable*	Coefficients	<i>t-test</i> ****	P> <i>t</i>
<i>Du</i> ***	0.13	5.38	0.00
<i>Part</i>	0.16	1.79	0.07
<i>va_a</i>	-0.11	-1.53	0.07
<i>va_i</i>	0.03	1.43	0.13
<i>Income</i>	1.15	7.55	0.00
<i>Dens</i>	-0.70	-17.33	0.00
<i>Consant</i>	8.74	41.90	0.00

F test (18; 28.33) = 31933.01 *p-value* (0.00)

Breusch-Pagan test = 11.00 *p-value* (0.00)

Chow test - F(2,362; 28.33) = 101.00 *p-value* (0.00)

Hausman test = 3,893 *p-value* (0.00)

Wald test for years binaries - F(12; 28.33) = 2158.31 *p-value* (0.00)

*Binaries variables for years were used to estimate the model, but the results were omitted.

** The fixed effects model was chosen based on Chow, Breusch-Pagan and Hausman tests results.

*** Coefficient *DU* is not directly interpreted as elasticity, must be calculated as $(e^{Du} - 1) \cdot 100$.

**** Robust option was used for estimative.

Source: Authors.

The estimated model (Table 4) has satisfactory adjustment, the control variables *Du*, *Part*, *va_a*, *Income*, *Dens* and binaries variables for years are statistically significant (individual significance by *t-test* at 10% of

significance) and the signs are as expected by the theoretical model – excluding *Dens* variable –, thus the explanatory variables set has a significant influence on dependent variable (GDP per capita). The *F* test indicates that the set of explanatory variables are explaining the variations in GDP; the model is satisfactory fit.

The previous literature about socioeconomic effects of the sugar and ethanol sector in Brazil has pointed that this sector is important to economic growth and economic development (CHAGAS; TONETO; AZZONI, 2012; WALTER et al., 2011; MORAES; ZILBERMAN, 2014; BACCHI; CALDARELLI, 2015; MORAES; OLIVEIRA; DIAZ-CHAVES, 2015; MORAES; BACCHI; CALDARELLI, 2016).

In this sense, Satolo and Bacchi (2013) has stated that the presence of the sugar and ethanol sectors improved the regional economic development for the municipalities of the state of São Paulo in the period analyzed by the authors – from 2000 to 2008. In addition, Moraes, Oliveira and Diaz-Chaves (2015), examining the characteristics of the workforce, pay and working conditions in the sugar and ethanol sector in Brazil, have showed that this sector better off in the performance of the selected indicators than the agricultural sector as a whole in the 2000's.

However, besides these studies are made only considering the State of São Paulo, they have not focused on the differences between municipalities or regions conditional distribution, in the other words, if the impacts are uniform between the different municipalities' levels of economic development – GDP per capita. Therefore, to compare these impacts according to the different municipalities' levels of GDP per capita, a quantile regression is used.

The estimative using quantile regression according to the conditional distribution of the dependent variable – quantiles 0.25, 0.50 and 0.75 – are presented in Table 5. In this point we are interested in better understanding the effects of the sugar and ethanol sectors on different municipalities' levels of GDP per capita.

The results for quantile regression models (Table 5) also present satisfactory adjustment, all the control variables – *Du*, *Part*, *va_a*, *va_i*, *Income* and *Dens* – including the binaries variables for years are statistically significant (individual significance by *t-test* at 1% of significance) and the *pseudo* R² for different quantiles are reasonable for this kind of regression. It is also important to observe that coefficients signs and values for quantile regression are not substantially different from the Fixed Effects Model (Table 4).

The results presented on Table 5 corroborate our earlier findings, using panel data analysis – Fixed Effects Model –, in suggesting a closer relation between sugarcane processing facilities and GDP per capita. Concerning to *Du* variable the estimated coefficients – elasticity – are 15.10%, 11.98% and 6.26%, respectively for the quantiles 0.25, 0.50 and 0.75 (significance

by *t-test* at 1% of significance). Here, it is important to highlight the fact that municipalities with low and medium levels of GDP per capita can be more positively impacted by sugarcane and ethanol sector than municipalities with higher levels of GDP per capita. Concerning to *Part* variable, the estimated coefficients (Table 5) pointed out that an increase of 1% in the share of sugarcane in the municipal area results a GDP per capita 0.35%, 0.30% and 0.24% higher, respectively for quantiles 0.25, 0.50 and 0.75 (significance by *t-test* at 1% of significance). These findings also corroborate the fact that sugar and ethanol sector, in this case harvest, affect more intensive the municipalities with medium and low levels of GDP per capita.

Table 5. Effects of the sugarcane ethanol industry on the GDP per capita of Center-South region - elasticities - using quantile regression

Quantile	Variable	Coefficients	<i>t-test</i> ***	P> <i>t</i>	pseudo R ²
0.25	<i>Du</i> **	0.14	14.11	0.00	0.55
	<i>Part</i>	0.35	11.96	0.00	
	<i>va_a</i>	-0.26	-34.11	0.00	
	<i>va_i</i>	0.39	46.89	0.00	
	<i>Income</i>	1.10	60.26	0.00	
	<i>Dens</i>	0.04	10.06	0.00	
	<i>Constant</i>	-0.63	-6.11	0.00	
0.50	<i>Du</i> **	0.11	12.32	0.00	0.52
	<i>Part</i>	0.30	10.52	0.00	
	<i>va_a</i>	-0.16	-22.03	0.00	
	<i>va_i</i>	0.26	31.04	0.00	
	<i>Income</i>	1.31	78.52	0.00	
	<i>Dens</i>	0.00	9.99	0.00	
	<i>Constant</i>	-0.67	6.61	0.00	
0.75	<i>Du</i> **	0.06	4.94	0.00	0.48
	<i>Part</i>	0.24	6.72	0.00	
	<i>va_a</i>	-0.08	-9.89	0.00	
	<i>va_i</i>	0.18	20.96	0.00	
	<i>Income</i>	1.48	62.22	0.00	
	<i>Dens</i>	-0.04	-9.73	0.00	
	<i>Constant</i>	-0.66	-4.51	0.00	

*Binaries variables for years were used to estimate the model, but the results were omitted.

** Coefficient *DU* is not directly interpreted as elasticity, must be calculated as $(e^{Du} - 1) \cdot 100$.

*** Robust option using bootstrap resampling was estimated to correct heteroskedastic errors.

***bootstrapping 100

Source: Authors.

Thus, according to the results, the presence of sugarcane facilities can contribute to the convergence of income about poorer municipalities towards more developed municipalities. These results are confirmed by Table 7 - Appendix -, that shows it is possible reject the null hypothesis that the coefficients of quantiles regression are the same significant at a 10% level of significance, confirming the differential impact between municipalities according to GDP per capita levels.

This result is too important to highlight the impacts of the sugarcane processing industry in the cities of the Center-South region, thus contributing to formulation of public policies for this sector, especially in cities with low and medium GDP per capita.

CONCLUSIONS

This research focuses on quantify and evaluate the effects of the sugarcane, sugar and ethanol sector on the GDP per capita in the Center-south region of Brazil, for the period between 2000 and 2012.

Our findings have evidenced that the sugarcane industry - facilities - has positive socioeconomic effects in the aforementioned region of Brazil - increases in the municipal GDP per capita. The results suggest that the sugarcane industry has an impact in the GDP per capita higher than sugarcane cultivation expansion.

In contrast to previous studies about socioeconomic impacts of the sugarcane, sugar and ethanol sector in Brazil, this study contributes to evaluate the impacts for center-south region of Brazil, while the majority of studies have considered São Paulo, furthermore this study consider a period longer than the previous studies have considered and taking into account different municipalities' levels of GDP per capita, using quantile regression.

The main contribution of this study, relative to previous studies, is to highlight how the large-scale production of sugarcane industry in Brazil has made a positive contribution to the development of host municipalities - income; as evidenced by increases in the municipal GDP per capita. The results are higher in municipalities with low levels of GDP per capita.

Hence, the results of this study could be an important base to policy makers distinguish that the main impacts of the sugarcane industry in Brazil is widely influenced by the existence of the sugarcane processing facilities.

It is expected that this article promote reflection on recent changes in the energy policy in effect in Brazil and how the ethanol industry could contributes for the biofuels production - renewable fuel supply - and for economic development. Therefore, it is pivotal the implementation of adequate public policies. In this regard, policy examples include a degree of control over the expansion of sugarcane production, support of the development of second-generation technologies and support to promote diversification, such as encouraging the development of biorefinaries.

REFERENCES

BACCHI, M. R. P.; CALDARELLI, C. Eduardo. Impactos socioeconômicos da expansão do setor sucroenergético no Estado de São Paulo entre 2005 e 2009. *Nova Economia*, Belo Horizonte, v. 25, n. 1, p.209-224, 2015. <http://dx.doi.org/10.1590/0103-6351/2168>

CHAGAS, A. L. S.; TONETO, R.; AZZONI, C. R. A Spatial Propensity Score Matching Evaluation of the Social Impacts of Sugarcane Growing on Municipalities in Brazil. *International Regional Science Review*, Filadelfia, v. 35, n. 1, p. 48-69, 2012. <https://doi.org/10.1177/0160017611400069>

FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS - FAO. FAOSTAT. Roma: 2015. Disponível em: <<http://www.fao.org/faostat/en/>>. Acesso em: 15 nov. 2015.

GILIO, L. *Análise dos impactos socioeconômicos da expansão do setor sucroenergético*. 2015. 86 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba.

GREENE, W. H. *Econometric Analysis*. 6. ed. New Jersey: Prentice Hall, 2008.

HOFSETZ, K.; SILVA, M. Aparecida. Brazilian sugarcane bagasse: Energy and non-energy consumption. *Biomass Bioenergy*, [s.l.], v. 46, p. 564-573, 2012. <https://doi.org/10.1016/j.biombioe.2012.06.038>

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. *Pesquisa Agrícola Municipal - PAM*. Brasília: 2015. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/>>. Acesso em: 20 nov. 2015.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA - IPEA. *Ipeadata*. Brasília: 2015. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 15 dez. 2015.

KOENKER, R.; BASSETT J. R. G. Regression quantiles. *Econometrica*, [s.l.], v. 46, n. 1, p. 33-50, 1978. <https://doi.org/10.2307/1913643>

KOENKER, R. *Quantile regression*. 1. ed. New York: Cambridge University Press, 2005.

MINISTÉRIA DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO - MAPA. *Estatísticas*. Brasília: 2015. Disponível em: <<http://www.agricultura.gov.br>>. Acesso em: 15 nov. 2015.

MORAES, M. A. F. D.; BACCHI, M. R. P.; CALDARELLI, C. E. Accelerated growth of the sugarcane, sugar, and ethanol sectors in Brazil (2000-2008): effects on municipal gross domestic product per capita in the south-central region. *Biomass Bioenergy*, [s.l.], v. 91, p. 116-125, 2016. <http://dx.doi.org/10.1016/j.biombioe.2016.05.004>

MORAES, M. A. F. D.; ZILBERMAN, D. *Production of ethanol from sugarcane in Brazil*. 1. ed. London: Springer, 2014.

MORAES, M. A. F. D.; OLIVEIRA, F. C.; DIAZ-CHAVEZ, R. Socio-Economic impacts of Brazilian sugarcane industry. *Environment Development*, [s.l.], v. 16, p.31-43, 2015.
<https://doi.org/10.1016/j.envdev.2015.06.010>

RELAÇÃO ANUAL DE INFORMAÇÕES SOCIAIS (RAIS). Ministério do Trabalho e Emprego. *Programa de disseminação das estatísticas do trabalho*. Disponível em: <http://pdet.mte.gov.br/aceso-online-as-bases-dados/>. Acesso em: 10 de jan, 2017.

SATOLO, L. F.; BACCHI, M. R. P. Impacts of the Recent Expansion of the Sugarcane Sector on Municipal per Capita Income in São Paulo State. *ISRN Economics*, Cairo, v. 2013, p. 1-14, 2013.
<http://dx.doi.org/10.1155/2013/828169>

STOCK, H. J.; WATSON, W. M. *Introduction to Econometrics*. 2. ed. São Paulo: Pearson, 2007.

TALAMINI, E.; CALDARELLI, C. E.; WUBBEN, E.; DEWES, H. The composition and impact of stakeholders' agendas on US ethanol production. *Energy Policy*, [s.l.], v. 50, p. 647-658, 2012.
<https://doi.org/10.1016/j.enpol.2012.08.005>

UNIÃO DA INDÚSTRIA DE CANA-DE-AÇÚCAR - UNICA. UNICADATA. São Paulo: 2015. Disponível em: <<http://www.unicadata.com.br/>>. Acesso em: 20 nov. 2015.

WALTER, A. et al. Sustainability assessment of bio-ethanol production in Brazil considering land use change, GHG emissions and socio-economic aspects. *Energy Policy*, [s.l.], v. 39, p. 5703-5716, 2011.
<https://doi.org/10.1016/j.enpol.2010.07.043>

APPENDIX I

Table 6 - Summary of the variables

Variables		Mean	Standard deviation	Min	Max	Observations
GDP	<i>overall</i>	8475.91	10633.96	387.81	285619.20	N=30719
	<i>Between</i>		7626.40	1803.93	117118.60	n=2363
	<i>Within</i>		7412.27	-97780.56	208358.80	T=13
Part	<i>overall</i>	55.94	13.43	0.00	92.00	N=30719
	<i>Between</i>		12.71	0.00	88.00	n=2363
	<i>Within</i>		4.34	-4.77	74.59	T=13
va_a	<i>overall</i>	25.89	16.82	0.00	89.22	N=30719
	<i>Between</i>		16.12	0.00	83.60	n=2363
	<i>Within</i>		4.82	-6.13	70.26	T=13
va_i	<i>overall</i>	18.00	14.35	0.76	93.15	N=30719
	<i>Between</i>		13.78	1.47	90.46	n=2363
	<i>Within</i>		4.04	-19.38	67.92	T=13
Income	<i>overall</i>	579.69	354.83	0.00	4528.96	N=30719
	<i>Between</i>		141.53	334.41	1661.04	n=2363
	<i>Within</i>		325.39	-892.13	4231.69	T=13
Dens	<i>overall</i>	118.88	659.94	0.18	13023.09	N=30719
	<i>Between</i>		659.06	0.28	12443.42	n=2363
	<i>Within</i>		36.45	-1133.49	1524.84	T=13

Source: Authors.

Table 7 - Joint F-test for equality of different quantiles

Hypothesis	Du variable	Part variable	Regression
test $H_0[q.25 = q.50 = q.75]$	$F(2, 30700) = 18.47$ $Prob > F = 0.00$	$F(2, 30700) = 2.79$ $Prob > F = 0.06$	$F(2, 30700) = 34.39$ $Prob > F = 0.00$
test $H_0 [q.25 = q.50]$	$F(1, 30700) = 8.23$ $Prob > F = 0.00$	$F(1, 30700) = 3.07$ $Prob > F = 0.07$	$F(1, 30700) = 28.79$ $Prob > F = 0.00$
test $H_0 [q.50 = q.75]$	$F(1, 30700) = 22.25$ $Prob > F = 0.00$	$F(1, 30700) = 2.94$ $Prob > F = 0.08$	$F(1, 30700) = 23.45$ $Prob > F = 0.00$
test $H_0 [q.25 = q.75]$	$F(1, 30700) = 36.43$ $Prob > F = 0.00$	$F(1, 30700) = 5.56$ $Prob > F = 0.01$	$F(1, 30700) = 59.61$ $Prob > F = 0.00$

Source: Authors.



Revista de Economia e Agronegócio - REA
ISSN impresso: 1679-1614
ISSN online: 2526-5539
Vol. 15 | N. 2 | 2017

Rogério Edivaldo Freitas

Doutor em Ciências (Economia Aplicada) pela Universidade de São Paulo, Técnico de Planejamento e Pesquisa, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)

E-mail:

rogerio.freitas@corecondf.org.br

É A ÍNDIA UM MERCADO RELEVANTE PARA AS EXPORTAÇÕES AGROPECUÁRIAS BRASILEIRAS?

RESUMO

O objetivo deste estudo é analisar a concentração das exportações agropecuárias brasileiras em torno do mercado importador da Índia. Para tal, foi estruturada uma série de 27 anos (1989-2015) de exportações agropecuárias Brasil-Índia. Os procedimentos metodológicos consistem do Quociente Locacional (QL), do Coeficiente de Gini Locacional (CGL) e do índice de Hirschman-Herfindahl modificado (HHm). Igualmente, averiguou-se uma tendência com base no tempo ao longo do período investigado. Os resultados evidenciaram leve aumento de concentração dos produtos brasileiros em torno do mercado indiano até 2005, com perda de força do fenômeno a partir de então. Produtos para os quais a Índia exerce uma demanda líquida destacável também foram mapeados. Questões para aprofundamento são sugeridas em termos dos bens de demanda líquida identificada e em função dos potenciais que a Índia guarda com relação à demanda internacional de alimentos.

Palavras-chave: Agricultura; Exportações; Gini; Brasil; Índia.

ABSTRACT

The study aims to amount the Brazilian agricultural exports' concentration around India. For doing so, it constructs a 1989-2015 series of Brazilian agricultural exports destined to India according to the Agricultural Agreement. Methodological proceedings include Locational Quotient (LQ), Locational Gini Coefficient (LGC) and Hirschman-Herfindahl modified Index (HHmI). Moreover, it investigates a time trend for the LGC calculated data. Results showed a slight concentration of Brazilian agricultural exports around India up to 2005, but this phenomenon weakened from then on. The results also detected groups of products in which a typical India's net demand happens. Further researches are suggested specially in terms of India's potential as a demander in world food markets.

Keywords: Agriculture; Exports; Gini; Brazil; India.

JEL Code: .

Recebido em: 07/05/2017
Revisado em: 06/07 e 31/07/2017
Aceito em: 08/08/2017

INTRODUÇÃO

Nos últimos vinte anos, o Brasil tem ganhado espaço na produção de alimentos, com reflexos tanto no maior suprimento da demanda local por oferta doméstica quanto na geração de excedentes exportáveis. Há mais de quarenta anos, Bonelli e Malan (1976) afirmavam que a capacidade de gerar divisas cambiais por meio de exportações é tão crucial quanto a capacidade de poupá-las com base na substituição de importações.

Neste contexto, certos parceiros comerciais se notabilizam como destino tradicional das exportações agropecuárias brasileiras, como a União Europeia e os países do Oriente Médio, além do recente aumento de embarques com destino à China.

Em números agregados, a agricultura brasileira, aqui entendida como agropecuária e seus processados, expandiu sua participação no total de divisas auferidas pelo setor exportador brasileiro. Sob tal cenário, entre 1989 e 2015, a agricultura brasileira respondeu por contínuos *superávits* comerciais, representando hoje a terça parte das receitas de exportações totais do país (FREITAS, 2016).

Conforme Yokota (2002) e Barros e Barros (2005), são muitos e interligados os fatores por detrás desses resultados. Esse sucesso não se deve apenas a ganhos de produtividade e acesso a novas tecnologias, mas também a conhecidas vantagens comparativas do Brasil nessa área (relativa disponibilidade de terra, condições favoráveis de solos, água e clima, mão de obra ainda abundante) como atestado por diversos trabalhos (SOUZA et al., 2012; CÂMARA et al., 2015; FREITAS; MENDONÇA, 2016).

Todavia, é importante a descoberta e a entrada em mercados além dos tradicionais importadores de alimentos. Nenhuma estratégia comercial pode hoje prescindir da ampliação de parceiros comerciais. Assim, o objetivo deste trabalho é avaliar a concentração de exportações agropecuárias brasileiras em torno do mercado indiano. Como questão derivada, dado o perfil comprador da Índia, discute-se quais produtos têm sido mais demandados por aquele país.

A escolha do mercado indiano ancora-se em seu aspecto potencial, em termos da demanda por itens alimentícios. O país deve ultrapassar a China em termos de população total já na próxima década. Além disso, outros analistas já haviam ressaltado o caráter estratégico daquele país no segmento de lácteos (SANTO, 2010; NOGUEIRA, 2014), uvas frescas (FONSECA; XAVIER; COSTA, 2010), açúcares (SOUSA et al., 2011) e para os agricultores brasileiros como um todo (SANTO; LIMA; SOUZA, 2012). O próprio ex-Ministro das Relações Exteriores, José Serra, destacou:

“É um comércio que pode ser muito maior do que tem sido, com um potencial enorme, e que pode ser duplicado, até triplicado ao longo dos anos. A Índia tem um grande potencial para investimentos agrícolas em matéria de alimentos,

processos, refrigeração e de importação em si mesmo. É uma boa área para o Brasil, para vender e para investir”. (BRASIL, 2016a)

Isto posto, o trabalho está organizado em quatro seções adicionais a esta introdução. A seção 2 apresenta o potencial indiano como fonte de demanda internacional por alimentos. A terceira seção apresenta a metodologia e as fontes de dados presentes no trabalho. Já as seções 4 e 5 trazem, respectivamente, a discussão dos resultados e as considerações finais.

DEMANDA POR ALIMENTOS NO CONTEXTO INDIANO

Inúmeros são os trabalhos (DA MATA; FREITAS, 2008; FONSECA; XAVIER; COSTA, 2010; SANTO; LIMA; SOUZA, 2012) que destacam as variáveis tamanho econômico e tamanho da população na explicação das exportações de bens agroindustriais.

O século XXI tem presenciado um grande dinamismo econômico e importador dos mercados asiáticos. Naquela região, projeções da Organização das Nações Unidas (UN, 2017) sinalizam que já em 2024 a população indiana ultrapassará a da China, o que tornará a Índia o maior mercado nacional em número absoluto de consumidores.

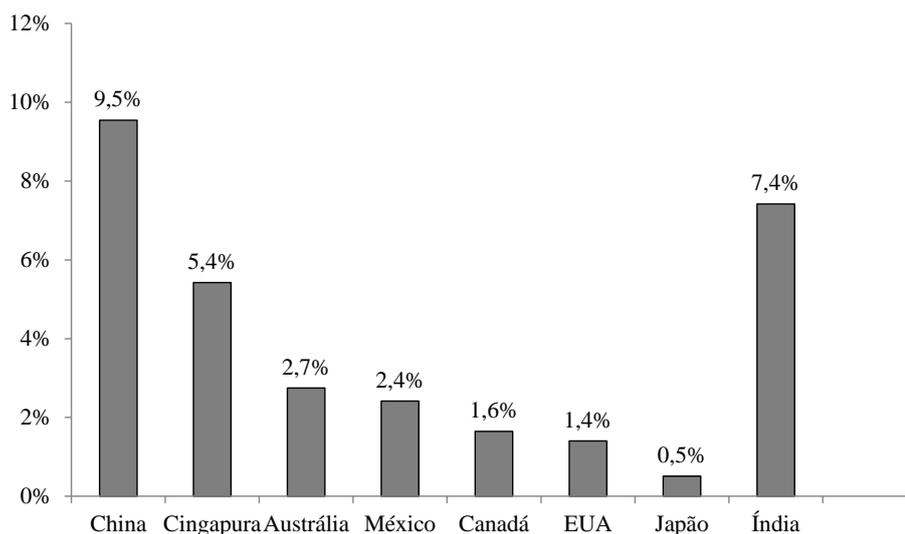


Figura 1. Crescimento real (US\$ de 2010) anual do PIB a preços de mercado, 2006-2015.

Fonte: Elaborado pelo autor com base em World Bank (2016).

O mercado indiano também se destaca no que toca ao seu dinamismo econômico recente. De acordo com a Figura 1, comparado com países

relevantes na área do Pacífico, o crescimento real do PIB da Índia foi significativo entre 2006 e 2015, superando o desempenho de países como EUA, Austrália e Canadá.

No que pertence às políticas comerciais, conforme Santo, Lima e Souza (2012), trata-se de um país não disposto a abrir mão de seus mercados internos, praticando tarifas médias superiores a 37% em bens agropecuários, patamar relativamente alto em comparação com aquele verificado em outros mercados relevantes para o Brasil. Severas limitações burocráticas de acesso ao mercado local e pesada regulamentação sanitária sobre importações agropecuárias foram também detectadas por esses autores.

Além disso, o país implementa um amplo espectro de políticas setoriais voltadas para a agropecuária (WTO, 2015). Entre elas, incluem-se planos quinquenais de planejamento da política agrícola interna¹, tarifas médias de importação de 36,4% para bens agropecuários no biênio 2014-2015, presença de escalada tarifária, sistema de quotas tarifárias com significativo grau de burocracia para acesso e fruição por parceiros comerciais e intensa regulamentação sanitária sobre a importação de produtos de origem animal e vegetal.

METODOLOGIA E FONTES DE DADOS

O estudo contemplou dados sobre exportações brasileiras do BRASIL (2016b) no período de 1989 a 2015, compreendendo um período de 27 anos. A definição de produto agropecuário empregada é a descrita no Acordo Agrícola e obedeceu à WTO (2011). Desta forma, os itens do Sistema Harmonizado (SH) de Classificação de Mercadorias correspondentes às exportações agropecuárias são aqueles apresentados na Tabela 1.

De modo a tornar compatíveis os itens da Nomenclatura Brasileira de Mercadorias (NBM) (1989-1996) e da Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM) (1996-2015), fez-se necessária uma compatibilização metodológica das alíneas comerciais brasileiras em linha com BRASIL (1996). Para mais informações, esses procedimentos estão dispostos no Anexo do estudo.

A abordagem metodológica utilizou-se do Quociente Locacional (QL) e do Coeficiente de Gini Locacional (CGL). Na linha proposta por Crocco et al. (2006), essas ferramentas foram complementadas pelo índice de Hirschman-Herfindahl modificado (HHm). Ademais, aferiu-se a

¹Neste leque, há que destacar programas domésticos de suporte de preços aos produtores locais, sobretudo em cereais, leguminosas, açúcar e juta, programas de crédito e seguro agrícolas, programas de apoio à aquisição de insumos e variados mecanismos e órgãos estatais de regulação de estoques de bens agropecuários (WTO, 2015, pp.101-104).

significância estatística da tendência temporal do CGL com base na tabela de *Analysis of Variance* (ANOVA) (SARTORIS, 2003; GUJARATI, 1995).

Tabela 1. Códigos SH do Acordo Agrícola

Capítulo SH	Item
1 e 2	Todos
4 a 24	Todos (exceto peixes e suas preparações)
29	2905.43 e 2905.44
33	33.01
35	35.01 a 35.05
38	3809.10 e 3823.60
41	41.01 a 41.03
43	43.01
50	50.01 a 50.03
51	51.01 a 51.03
52	52.01 a 52.03
53	53.01 a 53.02

Fonte: Elaborado pelo autor com base em WTO (2011).

O QL e o CGL são desenvolvidos na subseção 3.1, ao passo que a subseção 3.2 detalha os procedimentos para cálculo do HHm e da tabela ANOVA.

Quociente locacional (QL) e coeficiente de Gini locacional (CGL)

Ambas as ferramentas têm sido utilizadas de forma ampla em estudos econômicos, com aplicação além da agropecuária e dos fluxos comerciais. Uma aplicação clássica dessa metodologia está em Krugman (1991), que avaliou a dinâmica locacional dos setores produtivos nos EUA.

A posteriori, o caráter flexível de uso dos indicadores foi demonstrado em suas várias aplicações por Lu, Flegg e Deng (2011), em estudos de especialização regional na China, por Ruan e Zhang (2014), em mapeamentos de realocações industriais, ou ainda, por Reveiu e Dardala (2011), que os utilizaram para diagnósticos de emprego e desemprego em municípios da Romênia.

O QL informará se a importância relativa da Índia é maior para um grupo *i* de exportações agropecuárias brasileiras do que para todas as exportações (agropecuárias e não agropecuárias) brasileiras. Sob o prisma operacional, é um passo inicial para calcular o CGL, que, por seu turno, é útil para avaliar a concentração espacial de um grupo de exportações em um dado mercado comprador, a Índia, no caso em tela.

A equação (1) informa o QL, definido para cada grupo *i* das exportações agropecuárias brasileiras de acordo com a definição de Haddad (1989):

$$QL_{ij} = (X_{ij} / X_{i*}) / (X_{*j} / X_{**}), \quad (1)$$

em que:

X_{ij} = exportações agropecuárias brasileiras do grupo i para o país j ; j : Índia, neste caso;

X_{i*} = exportações agropecuárias brasileiras do grupo i para todos os países;

X_{*j} = exportações brasileiras para o país j ; j : Índia, neste caso;

X_{**} = exportações brasileiras para todos os países;

(X_{ij} / X_{i*}) = importância relativa da Índia nas exportações agropecuárias do Brasil no grupo i ; e

(X_{*j} / X_{**}) = importância relativa da Índia nas exportações brasileiras totais (agropecuárias e não agropecuárias).

Em se tratando de amplos mercados importadores, como os mercados indianos importadores de alimentos, o primeiro procedimento é organizá-los em ordem decrescente do QL, segundo uma variável selecionada, por exemplo, a parcela devida ao grupo i nas receitas de exportações agropecuárias brasileiras. No estágio seguinte, constrói-se uma curva de localização para cada um dos grupos de produtos importados (mercados importadores) e então são definidos os pontos geradores da curva requerida, como a seguir definido:

- i. As coordenadas de Y são obtidas das proporções acumuladas da variável selecionada (a parcela devida ao grupo i nas receitas de exportações agropecuárias brasileiras, por exemplo) no mercado de destino sob análise;
- ii. As coordenadas de X são derivadas das proporções acumuladas da mesma variável (a parcela devida ao grupo i nas receitas de exportações agropecuárias brasileiras) no mercado mundial, isto é, observando como destino todos os países do Mundo.

Tanto em relação às coordenadas X como Y, a ordem em que os dados são imputados é dada pela ordem descendente dos QL. No hipotético caso de 5 grupos de produtos agropecuários brasileiros exportados, a curva final contemplaria 5 pontos, como na Figura 2.

O CGL é resultado da razão entre a área sombreada dada por β (acima) e a área do triângulo ABC, que é limitado por uma reta de 45°. Dessa maneira:

$$CGL = (\beta/0.5) = 2.\beta \quad (2)$$

O limite máximo do CGL é 1, por ser o valor máximo de β 0,50. Contudo, deve ser observado que nessa construção eventualmente β pode assumir valores negativos. Os valores negativos ocorrem quando a área sombreada (dada por β acima) gera pontos abaixo da reta de 45°. Nesse contexto, as proporções acumuladas nas coordenadas de Y (exportações brasileiras para a Índia ao longo dos grupos de produtos agropecuários) estariam abaixo das proporções acumuladas nas coordenadas de X (exportações brasileiras para o Mundo ao longo dos grupos de produtos agropecuários).

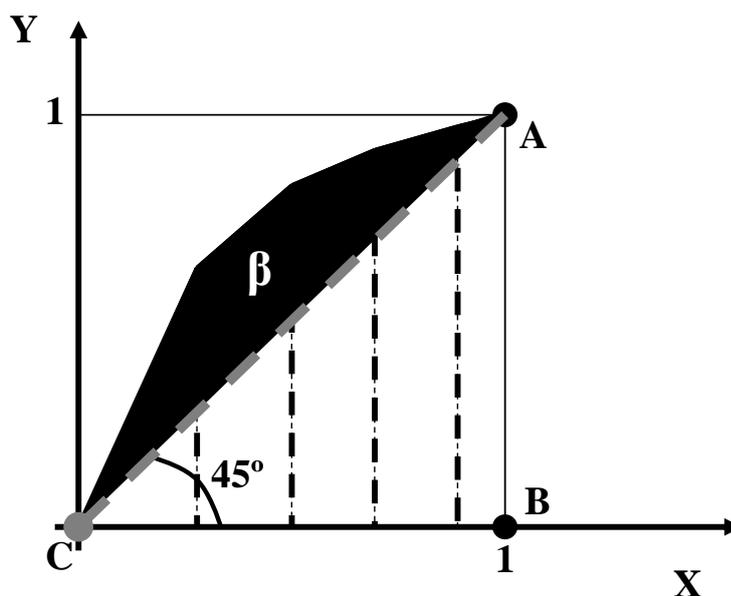


Figura 2. Área de concentração do CGL.

Fonte: Elaborado pelo autor com base em Krugman (1991) e Suzigan et al. (2003).

Quando isso se verifica, dada a pauta brasileira de exportações agropecuárias para o Mundo e para a Índia, as coordenadas (X,Y) acima definidas, são tais que, naquele ano em particular, o mercado indiano desconcentrou exportações agropecuárias brasileiras relativamente, tomando o conjunto de produtos agropecuários exportados.

Conforme argumento de Suzigan et al. (2003), quanto mais próximo de 1 o CGL, mais concentradas seriam as exportações agropecuárias brasileiras no mercado em questão e vice-versa. Todavia, no âmbito de um amplo mercado para importações agropecuárias, caso das compras internacionais de alimentos, o CGL tende a ser relativamente pequeno em função das dimensões de cada grupo i de produto agropecuário mundialmente negociado.

Anova e demanda líquida por exportações agropecuárias brasileiras

Uma vez estimado o CGL para o período de 1989 a 2015, pode-se analisar a tendência da série em termos de sua magnitude e significância estatística. Destarte, empregou-se o procedimento sumarizado na tabela ANOVA e o correspondente teste F. De acordo com Gujarati (1995) e Sartoris (2003), o teste F permite testar a hipótese de que a tendência da série seja nula. Desta forma, é possível aferir se, caso exista, a concentração (ou desconcentração) de exportações agropecuárias brasileiras em torno da Índia é consistente ao longo do tempo.

Para o âmbito deste estudo, parte-se de um modelo de regressão linear simples, utilizando o tempo (T) como variável explicativa do comportamento do CGL ao longo da série, conforme descrito na equação (3), em que o termo u_t é assumido com as hipóteses clássicas acerca do comportamento do resíduo no modelo de regressão linear simples.

$$CGL_t = \beta_0 + \beta_1.T + u_t \quad (3)$$

No contexto da equação acima, Sartoris (2003) desagrega a variância total observada (SQT) em variância devida ao modelo linear simples (SQReg) e variância devida aos resíduos da equação (SQRes), o que, em termos de cada ponto da série de dados, é representado pela equação (4), em que cgl_m é a média amostral da série CGL e cgl_{est} é a estimativa do CGL para cada ponto do tempo, conforme o modelo de regressão linear simples:

$$SQT = SQReg + SQRes = \sum_{t=1}^T (cgl_t - cgl_m)^2 = \sum_{t=1}^T (cgl_{est} - cgl_m)^2 + \sum_{t=1}^T (e_{est})^2 \quad (4)$$

Conhecidas as fontes de variação e os graus de liberdade presentes em cada termo da equação (4), pode-se estabelecer a tabela ANOVA, Tabela 2, cujo F calculado possibilita avaliar a significância estatística dos coeficientes da equação (3) e, em especial, sua tendência temporal linear.

Tabela 2. Análise de variância (ANOVA)

Fonte (A)	Graus de Liberdade (B)	Quadrado Médio = (A)/(B)	F calculado (Fcalc)
SQReg	1	SQReg/1 = QMReg	Fcalc = QMReg/QMRes
SQRes	(n-2)	SQRes/(n-2) = QMRes	
SQT	(n-1)	SQT/(n-1)	

Fonte: Elaborado pelo autor com base em Sartoris (2003).

Um terceiro instrumento de análise é aquele proposto em Crocco et al. (2006), o índice de Hirschman-Herfindahl modificado (HHm). Para os propósitos deste estudo, ele pode ser interpretado como a demanda líquida especificamente associada aos produtos agropecuários no âmbito das transações comerciais com a Índia e está apresentado na equação (5) a seguir.

$$HHm_{ij} = (X_{ij} / X_{i*}) - (X_{*j} / X_{**}) \quad (5)$$

Esse índice supre parcialmente uma limitação intrínseca do CGL e do QL, que se refere ao fato de eles não selecionarem o grau de diversidade econômica da pauta agropecuária exportada pelo Brasil. Como se pode notar, o HHm traduz os efeitos líquidos (devidos à pauta agropecuária brasileira exportada) do fluxo comercial Brasil-Índia, no caso.

No HHm, a importância relativa de um país j para o grupo i de exportações agropecuárias brasileiras é descontada pela importância relativa do mesmo país para todos os bens (agropecuário e não agropecuários) exportados àquele destino. Com essa ferramenta adicional, obtêm-se informações desagregadas sobre se um dado comprador é - em termos líquidos - relativamente demandante de um grupo i de exportações agropecuárias brasileiras.

Assim, respeitando o conjunto de produtos estabelecido pela Tabela 1, em linha com os detalhamentos metodológicos, o HHm e o QL serão calculados por grupo de produtos em agregação SH02. Já o CGL será aferido para o total das exportações agropecuárias brasileiras à Índia, em cada ano da série de dados disponíveis de 1989 a 2015.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Este tópico se subdivide em duas partes. A subseção 4.1 traz os resultados do QL, do CGL e do cálculo do teste F. Já a subseção 4.2 apresenta os valores correspondentes ao índice de Hirschman-Herfindahl modificado (HHm) e a discussão de resultados a ele associados.

Exportações agropecuárias brasileiras com destino à Índia

Um primeiro passo de análise se relaciona com a participação da Índia nas exportações brasileiras. De acordo com a Figura 3, seja no âmbito das exportações agropecuárias ou no das exportações não agropecuárias, é diminuta a parcela devida à Índia, em geral abaixo do patamar de 3% das receitas totais de exportações em ambos os casos. Assim, há espaço para o crescimento da parcela indiana nas compras de bens agropecuários brasileiros.

Comparativamente, observa-se maior oscilação da participação da Índia nas exportações brasileiras de bens agropecuários, com picos registrados em 1994, 1999, 2005 e 2009. O próprio coeficiente de variação foi da ordem de 0,92 para a participação da Índia nas exportações de bens agropecuários brasileiros, contra 0,78 para a participação da Índia nas exportações de itens não agropecuários exportados pelo Brasil.

Dois fatores podem explicar essa oscilação. Em primeiro plano, o fato de grandes produtores agrícolas como Estados Unidos, União Europeia, Canadá e Rússia estarem mais bem situados que o Brasil em termos da posição geográfica indiana, o que, em certos momentos, torna a oferta brasileira subsidiária no suprimento das importações feitas pela Índia.

Além disso, a oferta agropecuária interna da Índia está sujeita a inúmeros instrumentos de apoio interno (WTO, 2015), como subsídios à produção e à comercialização, suporte de preços e medidas tarifárias e não tarifárias de proteção. Esses mecanismos são articulados no Plano Agrícola Quinquenal e variam conforme o entendimento das autoridades indianas, dentro das margens permitidas pelos acordos comerciais de que a Índia é signatária.

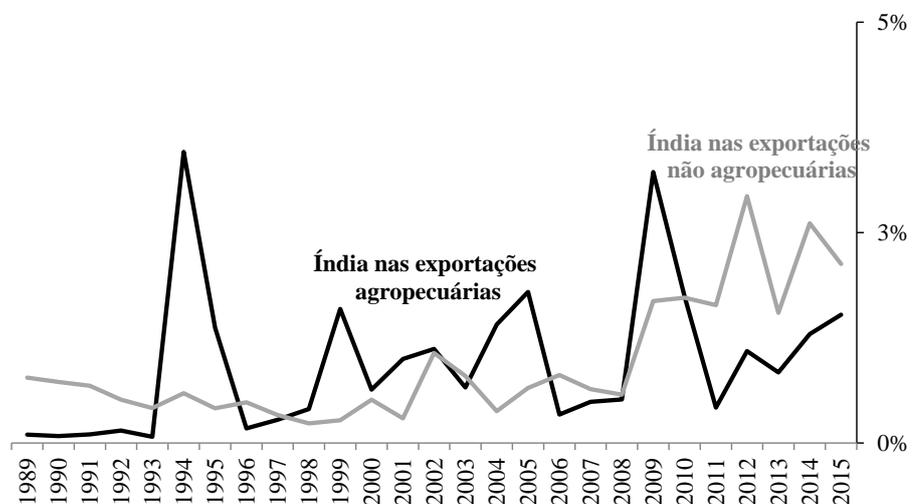


Figura 3. Participação da Índia nas exportações brasileiras, 1989-2015.

Fonte: Elaborado pelo autor com base em dados de BRASIL (2016b).

Especificamente para o cálculo do CGL Índia, é importante frisar que ele tomou por base a participação dos diferentes grupos de produtos nas exportações agropecuárias brasileiras totais entre 1989 e 2015. Isto é, para os propósitos de cálculo do QL e do CGL, cotejou-se o perfil de exportações agropecuárias do Brasil para a Índia com o perfil das exportações agropecuárias do Brasil para o Mundo. Nesses termos, os procedimentos operacionais para medição do QL e do CGL tomaram como dada a seguinte distribuição de comércio nas exportações agropecuárias brasileiras totais para o Mundo, conforme a Tabela 3.

Na Tabela 3, os cinco principais grupos de bens agropecuários exportados pelo Brasil para o Mundo responderam, em média, por 66% das divisas de exportações auferidas pelo país em vendas de produtos agropecuários.

Observa-se também que os grupamentos líderes (sementes e oleaginosas, carnes e miudezas) são, em regra, produtos com baixo grau de processamento. Açúcares e confeitaria e café e mates já são produtos historicamente exportados pelo país. Uma terceira observação é que itens com algum grau de processamento exibiram proporcionalmente menor importância. É o caso das preparações (de hortícolas, carnes, cacau e cereais, alimentícias), manufaturados de tabaco e bebidas e vinagres.

Como estabelecido na metodologia, o cálculo do QL precede o do CGL em termos operacionais. Assim, a Tabela 4 informa o QL para os grupos de produtos agropecuários brasileiros exportados para a Índia entre 1989 e 2015.

Tabela 3. Participação dos grupos de produtos nas exportações agropecuárias brasileiras totais, média do período 1989-2015.

Grupo de produto (SH2)	Part. %	Grupo de produto (SH2)	Part. %
Sementes e oleaginosas (12)	16,09%	Óleos essenciais e resinoides (33)	0,39%
Carnes e miudezas (02)	14,01%	Leite e laticínios (04)	0,35%
Resíduos de ind. alimentares (23)	12,97%	Animais vivos (01)	0,30%
Açúcares e confeitaria (17)	11,96%	Preparações de cereais (19)	0,27%
Café e mates (09)	11,04%	Gomas e resinas vegetais (13)	0,16%
Preparações de hortícolas (20)	6,93%	Produtos hortícolas (07)	0,08%
Tabaco e manufaturados (24)	6,39%	Malte, amidos e féculas (11)	0,08%
Óleos animais ou vegetais (15)	4,58%	Plantas vivas e floricultura (06)	0,08%
Preparações de carnes e peixes (16)	2,40%	Lã e pelos finos ou grosseiros (51)	0,047%
Cereais (10)	2,32%	Seda (50)	0,037%
Preparações alimentícias (21)	2,25%	Produtos químicos orgânicos (29)	0,033%
Frutas (08)	1,93%	Matérias para entrançar (14)	0,023%
Bebidas e vinagres (22)	1,73%	Peles e couros (41)	0,023%
Cacau e preparações (18)	1,50%	Outras fibras têxteis vegetais (53)	0,001%
Algodão (52)	0,99%	Produtos diversos de ind. quím. (38)	0,0007%
Outros itens de origem animal (05)	0,55%	Peleteria e suas obras (43)	0,0005%
Matérias albuminoides e colas (35)	0,48%	Produtos farmacêuticos (30)	0,000001%

Fonte: Elaborado pelo autor com base em dados de BRASIL (2016b).

Para uma melhor compreensão, os valores são apresentados em termos médios para subperíodos relevantes, ou seja, 1989-2015 (toda a série), 1989-1994 (antes do Plano Real), 1994-2008 (entre o Plano Real e a crise econômica mundial iniciada nos Estados Unidos) e 2008-2015 (pós-crise econômica mundial). Como o último subperíodo é o mais recente, os dados estão ordenados em ordem decrescente de acordo com este subperíodo.

Somente três grupos de bens tiveram QL superior à unidade em todos os recortes temporais, isto é, são produtos em que a demanda indiana é particularmente focada. São eles os óleos animais ou vegetais, os açúcares e confeitaria e as gomas e resinas vegetais.

Ao mesmo tempo, óleos essenciais e resinoides e bebidas e vinagres destacam-se no subperíodo pós-1994 bem como na média do período todo. Este é um dado particularmente alvissareiro, por se referir a itens já processados e com algum nível de agregação de valor.

Por certo, a estabilização inflacionária brasileira após 1994 alterou o padrão de demanda interna por alimentos no Brasil, com reflexos não só

na disponibilidade de bens alimentícios exportáveis, como também no nível de agregação de valor entre os segmentos agropecuário, agroindustrial e de comercialização.

Tabela 4. QL por grupos de produtos, subperíodos selecionados, 1989-2015.

QL por grupos de produtos	1989-2015	1989-1994	1994-2008	2008-2015
Produtos hortícolas (07)	4,010	0,000	0,252	13,063
Óleos animais ou vegetais (15)	11,267	1,926	15,722	8,628
Açúcares e confeitaria (17)	3,456	4,684	4,657	3,103
Gomas e resinas vegetais (13)	11,358	32,007	7,105	2,575
Óleos essenciais e resinoides (33)	1,734	0,632	1,958	2,162
Bebidas e vinagres (22)	2,005	0,000	3,021	1,389
Lã e pelos finos ou grosseiros (51)	0,649	0,217	0,986	0,806
Produtos diversos de ind. quím. (38)	0,181	0,000	0,325	0,609
Plantas vivas e floricultura (06)	0,183	0,000	0,043	0,550
Produtos químicos orgânicos (29)	3,325	1,223	5,388	0,389
Matérias albuminoides e colas (35)	0,098	0,005	0,105	0,243
Peles e couros (41)	2,040	1,379	3,020	0,194
Cereais (10)	0,085	0,000	0,148	0,178
Animais vivos (01)	0,056	0,000	0,060	0,170
Algodão (52)	2,856	0,000	5,104	0,102
Cacau e preparações (18)	0,070	0,000	0,082	0,087
Preparações alimentícias (21)	0,075	0,001	0,116	0,044
Preparações de hortícolas (20)	0,032	0,000	0,044	0,041
Tabaco e manufaturados (24)	0,093	0,301	0,032	0,035
Frutas (08)	0,126	0,407	0,054	0,034
Café e mates (09)	0,024	0,000	0,031	0,030
Resíduos de ind. alimentares (23)	0,005	0,000	0,004	0,010
Malte, amidos e féculas (11)	0,003	0,000	0,003	0,007
Leite e laticínios (04)	0,005	0,017	0,003	0,006
Preparações de cereais (19)	0,012	0,000	0,019	0,005
Outros itens de origem animal (05)	0,002	0,000	0,002	0,005
Sementes e oleaginosas (12)	0,001	0,001	0,001	0,001
Seda (50)	0,560	0,946	0,912	0,000
Matérias para entrançar (14)	0,000	0,000	0,000	0,000
Carnes e miudezas (02)	0,000	0,001	0,000	0,000
Preparações de carnes e peixes (16)	0,000	0,001	0,000	0,000
Outras fibras têxteis vegetais (53)	0,000	0,000	0,000	0,000
Peleteria e suas obras (43)	0,000	0,000	0,000	0,000
Produtos farmacêuticos (30)	0,000	0,000	0,000	0,000

Fonte: Resultados da pesquisa.

A Tabela 5 apresenta os dados obtidos para o CGL Índia, que apontam, na média, uma tênue concentração das exportações agropecuárias brasileiras em torno dos mercados indianos. Ao mesmo tempo, pode-se observar a variável média $[CGL_t; CGL_{t0}]$, resultante da média dos CGL entre t e t_0 . Definida assim, para 1989 é o valor do CGL no próprio ano, para 1990 é a média entre os valores do coeficiente para 1989 e 1990, para 1991 é a média dos valores do coeficiente para 1989, 1990 e 1991, e assim por diante, para todos os anos mensurados.

Nesse caso, ressalta-se o fato de a variável média $[CGL_t; CGL_{t0}]$ ter transitado de valores negativos (desconcentração) no início da década de 1990 para valores exclusivamente positivos a partir de 1998. Este fato sugere uma sutil tendência de longo prazo a favor das importações agropecuárias oriundas do Brasil.

Tabela 5. CGL e média $[CGL_t; CGL_{t0}]$ das exportações agropecuárias Brasil-Índia, 1989-2015.

	CGL	Média $[CGL_t; CGL_{t0}]$		CGL	Média $[CGL_t; CGL_{t0}]$
1989	-0,221	-0,221	2003	0,030	0,105
1990	-0,231	-0,226	2004	0,461	0,127
1991	-0,197	-0,216	2005	0,345	0,140
1992	-0,147	-0,199	2006	-0,101	0,127
1993	-0,185	-0,196	2007	0,007	0,120
1994	0,609	-0,062	2008	0,048	0,117
1995	0,427	0,008	2009	0,306	0,126
1996	-0,134	-0,010	2010	0,078	0,124
1997	0,036	-0,005	2011	-0,182	0,110
1998	0,238	0,020	2012	-0,133	0,100
1999	0,599	0,072	2013	-0,055	0,094
2000	0,224	0,085	2014	-0,071	0,088
2001	0,441	0,112	2015	0,034	0,086
2002	0,085	0,110	Média		0,086

Fonte: Resultados da pesquisa.

Por sua vez, o valor calculado para o teste F implica rejeitar a tendência estimada em 1%, 5% ou 10% de significância estatística. Ou seja, não é factível afirmar que a inclinação devida ao tempo para explicar o CGL seja diferente de 0 ao longo do intervalo temporal avaliado. Os dados para o teste F são apresentados na Tabela 6.

Dada a natureza dos dados do CGL para a Índia, uma abordagem alternativa consiste em calcular a reta de tendência linear contra o tempo para a média acumulada da série, média $[CGL_t; CGL_{t0}]$ da Tabela 5. Neste caso, o valor calculado para o teste F (50,58) implica aceitar a tendência estimada em 1% de significância estatística. Isto é, pode-se afirmar que a

inclinação linear devida ao tempo para explicar a média acumulada da série CGL seja diferente de 0 ao longo do intervalo temporal empregado na análise. A Figura 4 informa os dados correspondentes.

Tabela 6. Teste F e ANOVA para a tendência no tempo do CGL, 1989-2015.

Fonte	Graus de liberdade	Soma dos Quadrados (SQ)	Quadrado Médio (QM)	F
Regressão	1	0,0003	0,0003	0,005
Resíduo	25	1,7435	0,0697	
Total	26	1,7439	0,0671	

Fonte: Resultados da pesquisa.

Esta informação sugere que, ao longo do tempo, cumulativamente e no longo prazo, houve uma sutil tendência de crescimento do CGL em bens agropecuários exportados em torno do mercado indiano. Entretanto, a estabilização deste processo a contar de 2005 exige cautela ao analisar a atração das exportações agropecuárias brasileiras em torno daquele país.

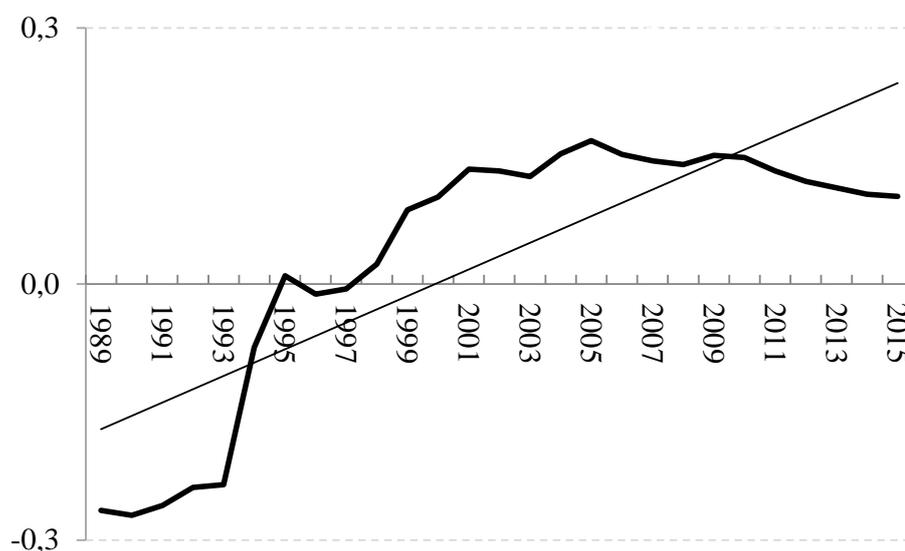


Figura 4. Média [CGL_t; CGL_{t0}] e reta estimada de tendência no tempo, 1989-2015.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Vários fatores podem estar por trás desse comportamento. Santo, Lima e Souza (2012) enfatizam as tarifas médias relativamente altas praticadas pela Índia e o mercado relativamente fechado para as exportações

agrícolas brasileiras, inclusive pela presença de questões fitossanitárias (WTO, 2015).

Sobre este aspecto, levantaram-se dados das tarifas de importação cobradas pela Índia em bens agropecuários. Os dados foram extraídos do consórcio WTO-IDB (2017) e obtidos por meio do World Integrated Trade Solution – World Bank (WITS/WB), que congrega bases de comércio e tarifas da UNCTAD, ITC, WORLD BANK, UNSD e WTO.

Tomados em conta somente os bens agropecuários, a tarifa geral vigente para parceiros comerciais (nação mais favorecida) da Índia está, na média de 2015, em 36,27%, com pico de 150%, o que sugere a existência de um amplo raio de proteção comercial entre a tarifa média e os itens de maior proteção tarifária. Já no âmbito dos países de menor desenvolvimento, há preferências comerciais que se traduzem numa tarifa média de 13,28% e pico tarifário também de 150%. Ou seja, nessas preferências comerciais, o acesso geral é mais fácil, mas ainda assim vigoram itens com elevada proteção específica.

No caso do acesso brasileiro ao mercado indiano, há um acordo de preferências comerciais Mercosul-Índia, dentro do qual há linhas tarifárias contempladas (BRASIL, 2017). Todavia, é reduzida a cobertura da oferta de redução tarifária da Índia em bens agropecuários, de modo que somente 25 produtos agropecuários estão citados, algo como 10% das linhas tarifárias da oferta indiana ao Mercosul, ou 2% das linhas tarifárias agropecuárias impostas aos parceiros gerais da Índia (nação mais favorecida). Inclusive, a única quota tarifária oferecida ao Mercosul seria no âmbito da NCM 1507100 (óleo bruto de semente de soja, degomado ou não), exclusiva de acesso ao Paraguai.

Isto posto, no contexto das negociações Mercosul-Índia, as exportações agropecuárias brasileiras ao mercado indiano desfrutam de pouco alívio tarifário.

Resta ainda analisar, no âmbito das exportações agropecuárias Brasil-Índia, em quais produtos tem se concentrado a demanda da Índia por bens agropecuários. Ainda que, no agregado da pauta de exportações agropecuárias brasileiras à Índia, a concentração seja sutil e tenha se estabilizado no tempo, a avaliação de grupos de bens é necessária.

Índice de Hirschman-Herfindahl modificado (HHm)

Os valores médios calculados para o índice HHm no período 1989-2015 denotam que a Índia é um mercado destacável no caso das exportações de nove grupos de bens definidos como agropecuários pela WTO (2011): óleos animais ou vegetais, produtos hortícolas, gomas e resinas vegetais, açúcares e confeitaria, produtos químicos orgânicos, bebidas e vinagres, algodão, óleos essenciais e resinoides e peles e couros.

Os dados da Tabela 7 ilustram este argumento.

Tabela 7. HHm médio das exportações agropecuárias brasileiras para a Índia, 1989-2015

Grupo de produto (SH2)	HHm Médio	Grupo de produto (SH2)	HHm Médio
Óleos animais ou vegetais (15)	0,0835	Animais vivos (01)	-0,0087
Produtos hortícolas (07)	0,0647	Tabaco e manufaturados (24)	-0,0087
Gomas e resinas vegetais (13)	0,0528	Preparações alimentícias (21)	-0,0088
Açúcares e confeitaria (17)	0,0324	Cereais (10)	-0,0088
Produtos químicos orgânicos (29)	0,0103	Preparações de hortícolas (20)	-0,0091
Bebidas e vinagres (22)	0,0098	Café e mates (09)	-0,0091
Algodão (52)	0,0072	Preparações de cereais (19)	-0,0093
Óleos essenciais e resinoides (33)	0,0064	Resíduos de ind. alimentares (23)	-0,0093
Peles e couros (41)	0,0042	Leite e laticínios (04)	-0,0093
Lã e pelos finos ou grosseiros (51)	-0,0038	Outros itens de origem animal (05)	-0,0093
Produtos farmacêuticos (30)	-0,0046	Malte, amidos e féculas (11)	-0,0093
Seda (50)	-0,0048	Sementes e oleaginosos (12)	-0,0093
Plantas vivas e floricultura (06)	-0,0065	Carnes e miudezas (02)	-0,0093
Matérias albuminoides e colas (35)	-0,0083	Matérias para entrançar (14)	-0,0093
Produtos diversos de ind. quím. (38)	-0,0083	Preparações de carnes e peixes (16)	-0,0093
Cacau e preparações (18)	-0,0086	Outras fibras têxteis vegetais (53)	-0,0093
Frutas (08)	-0,0086	Peleteria e suas obras (43)	-0,0099

Fonte: Resultados da pesquisa.

Destaque específico deve ser dado a três grupos de produtos que lideram a demanda líquida oriunda da Índia: os óleos animais ou vegetais, os produtos hortícolas e as gomas e resinas vegetais.

De menor valor médio, um segundo grupamento que deve ser mencionado contempla os açúcares e confeitaria e os produtos químicos orgânicos. Este último caso deve ser balizado pelo condicionante de que seus resultados são afetados por um número reduzido de alíneas consideradas agrícolas no capítulo 29 (2905.43 e 2905.44).

O diminuto número de produtos com demanda líquida relevante nas exportações agropecuárias brasileiras à Índia pode ensejar estudos específicos, uma vez que a demanda indiana pode estar caminhando para uma especialização no detalhe do processo comercial, não para o conjunto da pauta agropecuária negociada pelo Brasil.

De outra sorte, quando se observam os grupos de bens com HHm negativo, há entre eles itens nos quais a tarifa média indiana é igual ou superior a 30% (WTO, 2015). É o caso das frutas (35,05%), tabaco e manufaturados (31,31%), preparações alimentícias (64,29%), cereais (30,54%), café e mates (60,94%), malte, amidos e féculas (31,71%), matérias para entrançar (30%) e preparações de carnes e peixes (42,73%). Esse ponto reforça o argumento de Santo, Lima e Souza (2012), de que em muitos aspectos a Índia é ainda um mercado protegido, de modo que as negociações diplomáticas devem contemplá-la como prioridade.

Além do recorte de valor médio do HHm, uma análise complementar diz respeito à duração ou proporção de anos em que cada grupo de produto foi objeto de um efeito líquido positivo da demanda indiana, conforme assinalado na Tabela 8.

Tabela 8. Proporção de anos com HHm positivo no intervalo 1989-2015

Grupo de produto (SH2)	HHm > 0	Grupo de produto (SH2)	HHm > 0
Óleos animais ou vegetais (15)	96%	Carnes e miudezas (02)	0%
Gomas e resinas vegetais (13)	89%	Resíduos de ind. alimentares (23)	0%
Óleos essenciais e resinoides (33)	74%	Café e mates (09)	0%
Produtos químicos orgânicos (29)	59%	Preparações de hortícolas (20)	0%
Açúcares e confeitaria (17)	56%	Preparações de carnes e peixes (16)	0%
Produtos hortícolas (07)	33%	Preparações alimentícias (21)	0%
Bebidas e vinagres (22)	30%	Cacau e preparações (18)	0%
Lã e pelos finos ou grosseiros (51)	19%	Outros itens de origem animal (05)	0%
Algodão (52)	15%	Matérias albuminoides e colas (35)	0%
Seda (50)	15%	Leite e laticínios (04)	0%
Peles e couros (41)	15%	Animais vivos (01)	0%
Plantas vivas e floricultura (06)	7%	Preparações de cereais (19)	0%
Tabaco e manufaturados (24)	4%	Malte, amidos e féculas (11)	0%
Cereais (10)	4%	Matérias para entrançar (14)	0%
Frutas (08)	4%	Outras fibras têxteis vegetais (53)	0%
Produtos diversos de ind. quím. (38)	4%	Peleteria e suas obras (43)	0%
Sementes e oleaginosos (12)	0%	Produtos farmacêuticos (30)	0%

Fonte: Resultados da pesquisa.

Somente óleos animais ou vegetais, gomas e resinas vegetais, óleos essenciais e resinoides, produtos químicos orgânicos e açúcares e confeitaria registraram HHm positivo em 50% ou mais dos anos amostrados. Além da questão tarifária descrita anteriormente para alguns grupos de bens, há também as medidas não tarifárias, principalmente restrições à importação por conta de medidas sanitárias, importações sujeitas a licenciamento ou somente permitidas a empresas estatais indianas.

De acordo com a WTO (2015), limitadores dessa natureza aplicam-se, por exemplo, a óleos animais, animais vivos, produtos de origem vegetal em geral, cereais e lácteos. Na mesma linha, Santo, Lima e Souza (2012) já haviam enfatizado que, ainda que exista um acordo de preferência comercial Mercosul-Índia, os entraves sanitários são efetivos e amplificados pelo complexo sistema indiano de comércio.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

A parcela indiana nas exportações agropecuárias brasileiras é modesta e o país representa um mercado ainda potencial para os produtos agropecuários do Brasil. Neste âmbito, os resultados da pesquisa evidenciaram leve aumento de concentração dos produtos brasileiros em torno do mercado da Índia até 2005, com estabilização do fenômeno desde então.

Em termos de produtos, os resultados do QL enfatizaram as aquisições indianas nos grupos de óleos animais ou vegetais, açúcares e confeitaria e gomas e resinas vegetais. Ainda sob este prisma, óleos essenciais e resinoides e bebidas e vinagres destacam-se, particularmente no subperíodo pós-1994.

Já a demanda líquida indiana por bens agropecuários mapeou os mesmos grupamentos, acrescentando os casos dos produtos hortícolas, produtos químicos orgânicos, algodão e peles e couros. Os três últimos grupamentos podem representar uma vulnerabilidade para as exportações agropecuárias brasileiras, dado o reduzido número de alíneas comerciais envolvidas.

Para alguns grupos de bens em que o Brasil é competitivo internacionalmente, como café e mates, preparações de carnes, tabaco e manufaturados e preparações alimentícias, o aparato tarifário indiano não pode ser subestimado em termos de uma limitação de acesso àquele mercado, do mesmo modo que a incidência de inúmeras políticas agrícolas domésticas. A esses fatores, soma-se a restrição da distância e de regulações sanitárias em produtos de origem animal ou vegetal, caso das frutas, leite e laticínios e carnes e miudezas.

Em que pese haver um acordo de comércio preferencial Mercosul-Índia, ele é pouco abrangente em termos do acesso de produtos agropecuários do Mercosul àquele país, ao menos por enquanto. Dada a proximidade de outros grandes produtores de alimentos do mercado da Índia, o aprofundamento das negociações do citado acordo é, sem dúvida, estratégico.

REFERÊNCIAS

BARROS, José Roberto Mendonça de; BARROS, Alexandre Lahóz Mendonça. A geração de conhecimento e o sucesso do agronegócio brasileiro. *Revista de Política Agrícola*, Brasília, v.14, n. 4, p. 5-14, out./dez. 2005.

BONELLI, Régis; MALAN, Pedro Sampaio. Os limites do possível: notas sobre o balanço de pagamentos e indústria nos anos 70. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 6, n. 2, p. 353-406, ago. 1976.

BRASIL. Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços – MDIC. *Correlação da NBM x NCM – 1996*. Brasília, 1996. Disponível em: <http://www.mdic.gov.br/arquivos/dwnl_1386353947.xls>. Acesso em: 01 jun. 2012.

BRASIL. Presidência da República. Ministro das Relações Exteriores defende o estreitamento das relações bilaterais. *Brasil no BRICS*. Brasília, 15 out. 2016a. Disponível em: <<http://www2.planalto.gov.br/acompanhe-planalto/noticias/2016/10/com-acordos-comercio-entre-brasil-e-india-pode-triplicar-em-poucos-anos-diz-serra>>. Acesso em: 27 jun. 2017.

BRASIL. Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços – MDIC. *Aliceweb*. Brasília, 2016b. Disponível em: <<http://alicesweb.desenvolvimento.gov.br/>>. Acesso em: 30 mar. 2016.

BRASIL. Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços – MDIC. *Mercosul – Índia – Ampliação do ACP Mercosul – Índia*. Brasília, 2017. Disponível em: <<http://www.mdic.gov.br/comercio-exterior/negociacoes-internacionais/132-acordos-dos-quais-o-brasil-e-parte/1831-acordos-mercossul-india>>. Acesso em: 27 jun. 2017.

CÂMARA, Gilberto. et al. *Modelling Land Use Change in Brazil: 2000-2050 – A Report by the REDD-PAC project*. São José dos Campos: INPE; Brasília: IPEA; Luxemburgo: IIASA; Cambridge: UNEP-WCMC, 2015.

CROCCO, Marco Aurélio. et al. Metodologia de identificação de aglomerações produtivas locais. *Nova Economia*, Belo Horizonte, v. 16, n. 2, p. 211-241, mai./ago. 2006. [doi:10.1590/s0103-63512006000200001](https://doi.org/10.1590/s0103-63512006000200001).

DA MATA, Daniel Ferreira Gonçalves; FREITAS, Rogério Edivaldo. Produtos agropecuários: para quem exportar? *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, v. 46, n. 2, p. 257-290, abr./jun. 2008. [doi:10.1590/s0103-20032008000200001](https://doi.org/10.1590/s0103-20032008000200001).

FONSECA, Henrique Veras de Paiva; XAVIER, Leonardo Ferraz; COSTA, Ecio de Farias. Análise das exportações de uvas frescas. *Revista de Economia Agrícola*, São Paulo, v. 57, n. 2, p. 81-98, jul./dez. 2010.

FREITAS, Rogério Edivaldo. Exportações agropecuárias brasileiras – os mercados dos EUA. *Revista de Política Agrícola*, Brasília, vol. 25, n. 4, p. 136-151, out./dez. 2016.

FREITAS, Rogério Edivaldo; MENDONÇA, Marco Aurélio Alves de. Expansão Agrícola no Brasil e a Participação da Soja: 20 anos. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, v. 54, n. 3, p. 497-516, jul./set. 2016. [doi:10.1590/1234-56781806-94790540306](https://doi.org/10.1590/1234-56781806-94790540306).

GUJARATI, Damodar. *Basic Econometrics*. Singapore: McGraw-Hill, 1995.

HADDAD, Paulo Roberto. Medidas de localização e de especialização. In: HADDAD, Paulo Roberto et al. (Org.). *Economia regional: teorias e métodos de análise*. Fortaleza: BNB-ETENE, 1989. p. 225-248.

KRUGMAN, Paul. *Geography and trade*. Cambridge: MIT Press, 1991.

LU, Zheng; FLEGG, A. Tony; DENG, Xiang. Regional specialization: a measure method and the trends in China. *MPRA*, n. 33867, nov. 2011. Disponível em: <<http://mpra.ub.uni-muenchen.de/33867/>>. Acesso em: 30 set. 2015.

NOGUEIRA, Antonio Carlos Lima. Perspectivas do agronegócio global e impactos no Brasil. *Informações FIPE*, São Paulo, n. 406, p. 3-5, jul. 2014.

REVEIU, Adriana Elena; DARDALA, Marian. Quantitative Methods for Identification of Regional Clusters in Romania. *Journal of Applied Quantitative Methods*, v. 6, n. 2, p. 1-11, jun. 2011.

RUAN, Jianqing; ZHANG, Xiaobo. "Flying geese" in China: The textile and apparel industry's pattern of migration. *Journal of Asian Economics*, v. 34, p. 79-91, out. 2014. [doi:10.1016/j.asieco.2014.06.003](https://doi.org/10.1016/j.asieco.2014.06.003).

SANTO, Benedito Rosa do Espírito. Brazil in the world dairy market. *Revista de Política Agrícola*, Brasília, v. 19, n.1, p. 63-70, jan./mar. 2010.

SANTO, Benedito Rosa do Espírito; LIMA, Márcio Luiz F. N. de; SOUZA, Cássio Bruno Sá de. Os vinte principais mercados para exportação agrícola no futuro. *Revista de Política Agrícola*, Brasília, v. 21, n. 1, p. 76-91, jan./mar. 2012.

SARTORIS, Alexandre. *Estatística e introdução à econometria*. São Paulo: Saraiva, 2003.

SOUSA, Lucas Oliveira de. et al. Análise das intervenções nas exportações de açúcar bruto do Brasil para a Rússia, de 1997 a 2010. *Revista de Política Agrícola*, Brasília, v. 20, n. 3, p. 63-76, jul./set. 2011.

SOUZA, Rodrigo da Silva. et al. Competitividade dos principais produtos agropecuários do Brasil (vantagem comparativa revelada normalizada). *Revista de Política Agrícola*, Brasília, v. 21, n. 2, p. 64-71, abr./jun. 2012.

SUZIGAN, Wilson. et al. Coeficientes de Gini Locacionais – GL: aplicação à indústria de calçados do Estado de São Paulo. *Nova Economia*, Belo Horizonte, v. 13, n. 2, p. 39-60, jul./dez. 2003.

UNITED NATIONS. *World Population Prospects: The 2017 Revision, Total Population - Both Sexes, Medium Variant*. New York, 2017. Disponível em: <<https://esa.un.org/unpd/wpp/Download/Standard/Population>>. Acesso em: 29 ago. 2017.

WORLD BANK – WB. *World Bank national accounts data, and OECD National Accounts data files*. Washington, DC, 2016. Disponível em: <<http://databank.worldbank.org/data/home.aspx>>. Acesso em: 19 jul. 2016.

WORLD TRADE ORGANIZATION – WTO. *Agreement on Agriculture*. Washington, DC, 2011. Disponível em: <http://www.wto.org/english/docs_e/legal_e/14-ag.pdf>. Acesso em: 20 dez. 2011.

WORLD TRADE ORGANIZATION – WTO. *Trade Policy Review - Report by The Secretariat - India - Revision*. [s.l.], 2015. Disponível em: <https://www.wto.org/english/tratop_e/tpr_e/tp413_e.htm>. Acesso em: 27 jun. 2017.

WORLD TRADE ORGANIZATION/INTEGRATED DATA BASE (WTO-IDB). *World Integrated Trade Solution – WITS*. [s.l.], 2017. Disponível em: <<http://wits.worldbank.org/WITS/WITS/QuickQuery/FindTariff/FindTariff.aspx?Page=FindATariff>>. Acesso em: 27 jun. 2017.

YOKOTA, Paulo. Painel III: Impactos da mudança tecnológica do setor agropecuário brasileiro sobre o abastecimento. In: SEMINÁRIO SOBRE IMPACTOS DA MUDANÇA TECNOLÓGICA DO SETOR AGROPECUÁRIO NA ECONOMIA BRASILEIRA, 2001, Brasília. *Anais...* Brasília: Embrapa Informação Tecnológica – Embrapa-SEA, 2002. p. 203-206.

ANEXO

Este ponto do estudo informa os procedimentos utilizados, de modo a levar em conta a transição de códigos comerciais entre a Nomenclatura Brasileira de Mercadorias (NBM, 1989-1996) e a Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM, 1996-2012), conforme a seguir:

1. O código SH 3823.60 = sorbitol (poliálcool, também chamado de glucitol) não consta da lista do Acordo Agrícola, mas não foi localizado na NCM. De toda a sorte, a NCM 2905.44 já contempla o D-Glucitol (sorbitol) (poliálcool).
2. A NCM 3823.70 = álcoois graxos industriais e outras misturas de álcoois primários alifáticos corresponde à NBM 1519.20, que NÃO pertence ao capítulo 15 na listagem da NCM. Logo, a NCM 3823.70 não foi incluída.
3. Dentre as alíneas 1603, há duas alíneas NBM que não se referem a peixes, mas sim a carnes, e, portanto, foram incluídas no total agropecuário. São elas: NBM 1603000101 (extratos de carne) ⇔ NCM 16030000 (extratos e sucos de carnes, de peixes, de crustáceos, etc.); e, NBM 1603000201 (sucos de carnes) ⇔ NCM 16030000 (extratos e sucos de carnes, de peixes, de crustáceos, etc.). As respectivas NCM não foram incluídas por não separarem as carnes dos peixes e crustáceos. Já as alíneas 1604 e 1605 referem-se exclusivamente a peixes e/ou crustáceos; destarte, foram excluídas em todos os anos da série.
4. As NBM 2208100101, 2208100102, 2208100199, 2208109901, 2208109902, 2208109903, 2208109904, 2208109905, 2208109999 correspondem à NCM 21069010. Ambos os capítulos (21 e 22) pertencem integralmente ao Acordo Agrícola, e todas as alíneas foram incluídas.
5. A NBM 1301909900 (outras gomas, resinas, gomas-resinas e bálsamos naturais) corresponde à NCM 13019000. Ambos os itens pertencem integralmente ao Acordo Agrícola, e foram incluídos.



Revista de Economia e Agronegócio - REA
ISSN impresso: 1679-1614
ISSN online: 2526-5539
Vol. 15 | N. 2 | 2017

**Augusta Pelinski
Raiher**

Professora dos Programa de Pós-Graduação em Economia e do Programa de Pós Graduação em Ciências Sociais na Universidade Estadual de Ponta Grossa (UEPG)

E-mail: apraiher@uepg.br

Jandir Ferrera de Lima

Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia e em Desenvolvimento Regional e Agronegócio da Universidade Estadual do Oeste do Paraná (Unioeste)

E-mail: Jandir.Lima@unioeste.br

**Leandra Aparecida
Perego Ostapechen**

Bolsista de Iniciação Científica do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). Acadêmica de Ciências Econômicas na Universidade Estadual do Oeste do Paraná (Unioeste)

E-mail: leandra.perego@unioeste.br

CRESCIMENTO ECONÔMICO NO SUL DO BRASIL

RESUMO

Esse artigo analisa o crescimento econômico e a sua convergência condicional entre as microrregiões do Sul do Brasil, nos anos de 2003 a 2010. Os procedimentos metodológicos foram: a estimativa dos indicadores do nível de crescimento econômico e disparidades regionais, a análise exploratória de dados (AEDE) e estimativas econométricas por meio de painel espacial. Os resultados da pesquisa mostraram que, ao final de 2010, o crescimento econômico das microrregiões mais deprimidas foi maior do que nas microrregiões mais dinâmicas. O PIB *per capita* das microrregiões sulinas convergiu em função dos investimentos em capital físico, em capital humano e em outros aspectos espaciais. Outro resultado importante foi o "efeito espraiamento", ou seja, o crescimento de uma região beneficiou as microrregiões da sua área de abrangência, criando um ciclo virtuoso do crescimento regional.

Palavras-chave: Crescimento econômico regional; convergência condicional; econometria espacial.

ABSTRACT

This paper analyzed the level of economic growth and their conditional convergence between the regions of southern Brazil, from 2003 to 2010. The methodological procedures were estimated level of economic growth indicators and regional disparities, as well as exploratory analysis spatial data (ESDA) and econometric estimates using a spatial panel. The survey results showed that at the end of 2010, the economic growth of the most depressed areas was higher than that of the most dynamic regions. This result indicated that the GDP of the southern regions converged due to investments in physical capital, human capital and other spatial aspects. Another important result of the data analysis came from the "spreading effect", so when a region grows, part of this economic growth also benefits the regions of their area, creating a virtuous cycle of regional economic growth.

Keywords: Regional economic growth; convergence; spatial econometric.

JEL Code: R11.

Recebido em: 05/12/2016
Revisado em: 31/03 e 12/05/2017
Aceito em: 23/05/2017

INTRODUÇÃO

Esse artigo analisa o crescimento econômico e sua convergência entre as microrregiões do Sul do Brasil, nos anos de 2003 a 2010. De forma mais específica, foram investigadas a distribuição e a evolução do crescimento econômico e analisadas as desigualdades regionais, findando com a estimação da convergência do PIB *per capita*, por meio de um painel espacial.

Como o período escolhido pela análise refletiu o chamado “ciclo das commodities”, no qual houve uma valorização significativa da soja, petróleo, proteína animal e outros produtos da pauta de exportação brasileira, acredita-se que a Região Sul tenha se beneficiado de forma significativa desse ciclo em termos de crescimento econômico. Nesse sentido, esse estudo vem avaliar também o comportamento da economia regional frente a esse período de bonança na economia brasileira. Além do ciclo das commodities, programas de habitação popular como o “Minha Casa, Minha Vida” ampliaram a participação de empresas ligadas ao ramo mobiliário, eletrodomésticos, eletroeletrônicos e metal mecânico, áreas nas quais há unidades de produção no Sul do Brasil.

Outros aspectos pontuais ocorreram nos estados do Sul e potencialmente poderiam influenciar sua dinâmica econômica, entre eles, podem-se citar as políticas públicas para a agricultura familiar e o próprio processo de descentralização da indústria brasileira.

No caso das políticas públicas, ênfase deve ser dada ao Programa de Aquisição de Alimentos (PAA), que foi executado neste período e no qual o Sul concentrou 37% de todo o recurso nacional entre 2003 e 2010. Ademais, ao dividir o montante total recebido do PAA neste período pelo número de estabelecimentos familiares (IBGE, 2006; CONAB, 2016), nota-se 1,6 vezes mais recursos do PAA por estabelecimentos da agricultura familiar no Sul do que na Região Sudeste. Comparando a Região Sul com outras regiões, a proporção é de 2.0 vezes em relação à Região Norte, 3.1 vezes que o Nordeste e 1.9 vezes que o Centro-Oeste. Isso mostra que a dinâmica da agricultura familiar, categoria que domina 80% dos estabelecimentos do rural sulino, foi bastante movimentada e incentivada no primeiro decênio do século XXI.

No setor secundário, o Sul ganhou participação no decênio 2000, passando de 23% para 25% do emprego industrial total. Alguns fatores foram determinantes desse ganho, tais como a existência de infraestrutura, proximidade dos principais centros consumidores, proximidade com os países do Mercosul e localização próxima das fontes de matérias-primas (SABOIA; KUBRUSLY, 2008).

Assim, vários fatores diferenciaram o crescimento da Região Sul entre os anos de 2003 e 2010. Neste sentido, este estudo serve como um instrumento de avaliação do comportamento da Região frente aos

períodos de prosperidade. Para isso, esse artigo utiliza indicadores de nível de crescimento econômico e disparidades regionais bem como a análise exploratória de dados espaciais (AEDE) e estimativas econométricas (painel espacial), com o intuito de descrever e analisar a distribuição espacial do crescimento econômico das microrregiões do Sul do Brasil. Com os resultados, foi possível identificar os padrões de associação espacial, além de testar a hipótese de convergência condicional do PIB *per capita*.

Cabe ressaltar que o período analisado correspondeu ao primeiro decênio de 2000 por ser uma das fases em que houve ações dinamizadoras na Região, com políticas nacionais beneficiando o espaço sulino, atreladas à inserção externa, que foi bastante intensa neste período¹. Porém, a partir de 2010, houve enfraquecimento de tais políticas públicas e como o *boom* internacional também se rompeu, optou-se por estudar apenas os anos de 2003 a 2010.

No que se refere à contribuição desta pesquisa para o avanço do conhecimento acerca da Região, infere-se que alguns autores, como Esperidião (2008), Schmitz e Bittencourt (2010), entre outros, já discutiram o processo de convergência sulino. No entanto, esses trabalhos não levaram em conta os efeitos espaciais no processo de convergência. Com efeito, os modelos de convergência dependem fortemente do pressuposto de não correlação dos distúrbios das economias, o que, conforme De Long e Summers (1991), nem sempre é verificado no fenômeno de crescimento econômico. Por isso, utilizou-se a econometria espacial, avançando quanto ao método aplicado, para lidar com os efeitos causados pela interação espacial das economias microrregionais do Sul do País.

Para atender ao objetivo e à metodologia proposta, esse texto se divide em mais quatro seções, além dessa introdução: a discussão dos elementos teóricos e metodológicos que delineiam essa análise; os resultados e discussões, que se dividem nos resultados dos indicadores apresentados no tópico elementos teóricos e metodológicos e numa discussão sobre a convergência condicional dos níveis de crescimento nas microrregiões do Sul brasileiro. Por fim, a conclusão encerra a análise.

ELEMENTOS TEÓRICOS E METODOLÓGICOS

A intensificação dos desequilíbrios regionais se apresenta como um fenômeno natural do próprio processo do crescimento econômico para muitos autores. Kuznets (1955, 1983) constatou que no curto-prazo, logo no início do processo de crescimento econômico, elevam-se as desigualdades do PIB *per capita*, mas ao se atingir determinado nível de

¹ Dados do AliceWeb mostram que, com exceção do Sudeste, que tem a maior participação na inserção externa do país, com 39%, o Sul foi a região com a maior variação absoluta do montante exportado do país entre os anos de 2003 e 2010.

crescimento econômico, inicia-se um processo de redução dessas discrepâncias. Na primeira fase do processo de crescimento, o deslocamento da população agrícola para as áreas urbanas, com uma mudança no *status* ocupacional do trabalho, acarreta uma oferta maior de mão de obra não especializada, estimulando a depreciação do seu valor. Ao mesmo tempo, a escassa mão de obra especializada auferi cada vez maiores rendimentos, impulsionando ainda mais o ritmo das diferenças existentes entre os ganhos salariais da força de trabalho especializada e não especializada. O traço característico do moderno crescimento econômico arrefece na combinação de uma alta taxa de crescimento agregado, com efeitos desequilibrados na distribuição da força de trabalho entre as atividades produtivas.

Num segundo momento, quando a população se adapta ao mercado de trabalho e suas exigências, tais desigualdades distributivas passam a ser minimizadas, coexistindo com um crescimento econômico cada vez mais dinâmico. Assim, a relação enunciada por Kuznets (1955) entre a concentração de renda e o PIB *per capita* seria no formato de um "U" invertido, inferindo como natural o aprofundamento das desigualdades no início da aceleração econômica, atenuada durante fases posteriores do processo de crescimento econômico.

Outros autores, como Williamson (1977) e Ahluwalia (1976), testaram a hipótese de Kuznets (1955) para algumas economias regionais, chegando a conclusões semelhantes. Mais recentemente, alguns modelos teóricos ratificaram as argumentações de Kuznets (1955, 1983), apresentando outros elementos na discussão. Este é o caso de Greenwood e Jovanovic (1990), que relacionaram as desigualdades iniciais do processo de crescimento à existência de um ambiente financeiro não sofisticado que apoia certos segmentos na economia. Já Galor e Tsiddon (1997) ligaram a desigualdade à tecnologia, de tal maneira que setores mais pobres tendem a usar tecnologias mais velhas, enquanto setores mais ricos empregam técnicas mais recentes e avançadas. A transição para o uso de técnicas mais modernas exige um processo de contínuo aprendizado e de formação de capital humano na região. Inicialmente, as inovações tecnológicas tendem a aumentar a desigualdade de renda entre setores que incorporaram novas tecnologias com aqueles que utilizam tecnologias antigas, especialmente pelas diferenças de produtividade e rendimentos. No entanto, à medida que mais pessoas qualificadas se transferem para os setores favorecidos, a desigualdade tende a cair. Ou seja, independentemente dos fatores que explicam essa relação, há relação entre crescimento econômico e diminuição das desigualdades.

Ademais, Tavares (1975) infere como natural o aumento das desigualdades regionais no Brasil, oriundo da concentração da atividade econômica em torno de uma região polarizada. De forma mais específica, essa concentração foi agravada pela política econômica de incentivo à industrialização, que, na prática, correspondia à transferência de renda das regiões menos desenvolvidas para as mais desenvolvidas. Até a

década de 1970, a atividade produtiva estava concentrada na Região Sudeste do país, com destaque para São Paulo, que, no auge da concentração (em 1970), detinha 58% de toda indústria de transformação brasileira.

Nas décadas seguintes, um processo de descentralização da atividade produtiva se iniciou com ganhos especiais para o Sul do Brasil. Saboia e Kubrusly (2008) apresentam alguns fatores como determinantes dessa descentralização: a busca por menores salários²; a localização determinada pelos incentivos fiscais; a proximidade com São Paulo, referindo-se especialmente ao estado do Paraná, e dos países do Mercosul; e a localização próxima das principais fontes de matéria-prima.

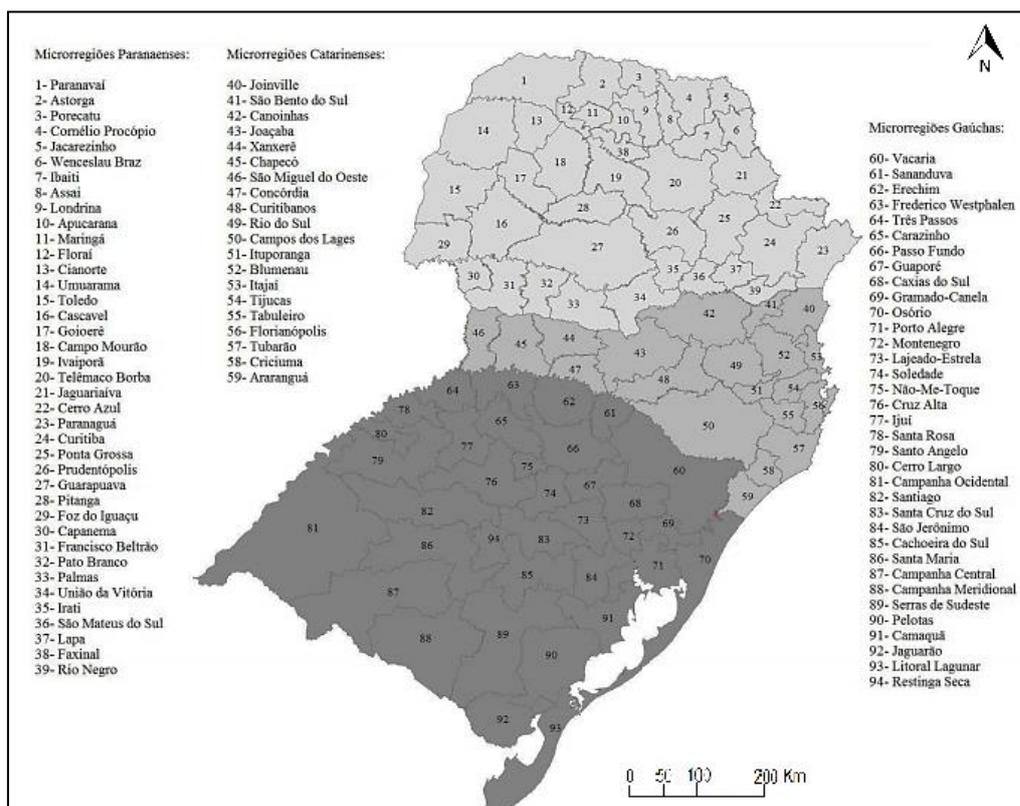


Figura 1. Divisão Municipal e Microrregional da Região Sul do Brasil-2015

FONTE: IBGE (2012).

² No caso da busca por menores salários, refere-se à localização das atividades produtivas, objetivando diminuir seus custos de produção, maximizando seus lucros, via contratação de mão de obra mais barata. A Nova Geografia Econômica infere que, à medida que os espaços vão concentrando as atividades produtivas, tem-se, a partir de um ponto, deseconomias de aglomeração e retornos decrescentes. E um dos resultados desse processo refere-se à elevação do custo da mão de obra, especialmente pelo custo de vida que se intensifica conforme se amplia a concentração espacial das atividades. Isso justifica os argumentos de Saboia e Kubrusly (2008) quanto à descentralização que houve para outros espaços brasileiros, visando a auferir mão de obra mais barata.

Skolimoski e Raiher (2014) mostraram o ganho obtido em termos de atividade produtiva na Região Sul, aumentando sua participação no emprego gerado pela indústria de 19,6%, em 1985, para 25% em 2011. Em 1985, na Região Sul, 15% do emprego industrial estava localizado nas capitais, mas em 2011 esse percentual caiu para apenas 9%. Ou seja, o Sul ganhou com a descentralização da atividade produtiva do país e tendeu a distribuí-la intrarregionalmente.

Dados esse contexto e o período de prosperidade vivenciado pelo país no primeiro decênio do século XX, torna-se importante analisar a dinâmica recente do processo de crescimento econômico e das desigualdades regionais existentes no Sul do Brasil, investigando tendências de convergência condicional na Região. Para isso, inicialmente alguns indicadores regionais foram analisados, fechando com uma estimativa econométrica com painel espacial, por meio da qual se testou a convergência condicional do PIB *per capita* no Sul brasileiro. Os anos analisados foram 2003 a 2010, e o espaço correspondeu às microrregiões de Santa Catarina (20), Paraná (39) e do Rio Grande do Sul (35) (Figura 1).

Indicadores regionais

- *Indicador do Nível de Crescimento econômico das microrregiões- INC*

Para a estimativa do nível de crescimento econômico das microrregiões da Região Sul do Brasil, foi construído um indicador embasado no PIB *per capita*. O objetivo do indicador é situar cada microrregião em relação ao PIB *per capita* médio dos três Estados, por meio da equação 1:

$$INC = (PIB_{pci} \div PIB_{pcm}) * 100 \quad (1)$$

em que INC = Nível de crescimento econômico; PIB_{pci} = PIB *per capita* da microrregião i; e PIB_{pcm} = PIB *per capita* médio da Região Sul do Brasil.

A classificação deste indicador se dá conforme exposto na Tabela 1.

Tabela 1. Classificação do Indicador do Nível de Crescimento econômico (INC)

INC	Faixa do INC
Significativo	> 100
Alto	80 a 99
Baixo	< 79

Fonte: Adaptado de Piacenti (2012).

Sendo assim, pela classificação do INC, tomando como base o PIB *per capita* médio da Região Sul Brasil, as regiões que apresentarem indicador superior a 100 tinham naquele período um PIB *per capita* superior à Região Sul. E as demais, inferior.

- *Coefficiente de Williamson*

Para medir as diferenças entre os PIBs *per capita* regionais e em relação à média da Região Sul, utilizou-se o Coeficiente de Williamson (equação 2).

$$V_w = \left\{ \sqrt{\sum_i (Y_i - Y)^2 * f_i^n} \right\} \div Y \quad (2)$$

em que V_w = Coeficiente de Williamson; y_i = PIB *per capita* da i -ésima microrregião; Y = PIB *per capita* Região Sul do Brasil; f_i = população da i -ésima microrregião; n = população Região Sul; e V_w , que é estimado pela raiz quadrática do somatório das diferenças entre o PIB *per capita* de cada microrregião e o PIB *per capita* da Região Sul do Brasil, ponderadas pela população regional sobre a população total, sendo o total dividido pelo PIB *per capita* macrorregional.

Os valores V_w variam entre o máximo de um (1) e o mínimo de zero (0). No caso, quanto mais próximo da unidade, maiores serão as desigualdades regionais de PIB *per capita*.

A análise do Coeficiente de Williamson toma como parâmetro o resultado mais e o menos significativo. Levando em consideração a distância entre esses valores, estabelece-se a trajetória de convergência do indicador ao longo do tempo. Quanto menor essa convergência, maior a desigualdade entre as regiões. Isso foi feito originalmente por Williamson (1977) ao estudar as desigualdades regionais. O mesmo parâmetro de análise foi retomado por Kon (2002), analisando os estados brasileiros na década de 1980 e 1990, e por Ferrera de Lima e Eberhardt (2010), analisando a faixa de fronteira do Sul do Brasil.

- *Indicador de Disparidade do PIB per capita.*

Para medir a disparidade do PIB *per capita* entre as microrregiões do Sul do Brasil, foi elaborado o indicador (3). Os valores do indicador de disparidade de PIB *per capita* variam da unidade um (1) a nulidade (0). Nesse caso, quanto maior o PIB *per capita* de uma microrregião em questão, comparando-a ao PIB *per capita* máximo obtido por uma microrregião do Sul do Brasil, mais próximo da unidade ele se encontrará (Tabela 2).

$$I_{ndg} = (X_g - X_{\min}) \div (X_{\max} - X_{\min}) \quad (3)$$

em que I_{ndg} = Valor do indicador na microrregião i ; X_g = PIB *per capita* da microrregião i ; $X_{mín}$ = PIB *per capita* mínimo da Região Sul; e $X_{máx}$ = PIB *per capita* máximo da Região Sul.

Tabela 2. Classificação do Indicador de Disparidade do PIB *per capita*

Classificação	Faixa do Indicador
Convergente ao mais dinâmico	> 0.30
Tendendo à convergência	0.19 - 0.29
Divergente do mais dinâmico ou estagnado	< 0.18

Fonte: Organizado pela pesquisa tendo como base Houard e Markfouk (2000).

A análise da disparidade do PIB *per capita* complementa a análise do Coeficiente de Williamson. Seu parâmetro de classificação e a análise tiveram base nos estudos Houard e Markfouk (2000), que analisaram as disparidades no ambiente da União Europeia, e de Trevisan e Ferrera de Lima (2010), que estudaram o caso do estado do Paraná no Brasil.

Análise exploratória dos dados

No presente estudo, foi feita uma análise exploratória de dados espaciais (AEDE), com o intuito de descrever a distribuição espacial do crescimento econômico das microrregiões do Sul do Brasil. Com isso, também foi possível identificar os padrões de associação espacial que porventura existissem.

Para implementar a AEDE, foi necessária a adoção de uma matriz de ponderação espacial (W). Conforme Almeida (2012, p. 76), essa é uma matriz quadrada de ordem n por n , cujos elementos denotam o grau de conexão espacial entre as microrregiões em análise, considerando algum critério de proximidade.

O critério de proximidade baseia-se na contiguidade (com convenção do tipo torre, rainha e do vizinho mais próximo)³. O pressuposto da contiguidade é que as regiões contíguas têm uma interação mais forte do que as microrregiões que não são contíguas. Essa interação pode tanto estimular o espraiamento ou a repulsão do crescimento econômico regional. Assim, o elemento w_{ij} , da matriz de ponderação espacial (W), terá valor igual à

³ Na convenção *rainha*, são contíguas as regiões que têm fronteiras físicas com a região X , bem como seus vértices. Pela convenção *torre*, consideram-se contíguas apenas as regiões que fazem fronteira física com a região X . Estas duas matrizes são de contiguidade de primeira ordem, sendo as regiões consideradas vizinhas diretas da região X . Podem-se, entretanto, criar matrizes de contiguidade de ordens superiores, nas quais serão consideradas vizinhas as regiões contíguas aos vizinhos.

unidade, quando duas microrregiões forem contíguas, e 0 em caso contrário. Na implementação da AEDE, foram utilizados os testes de autocorrelação espacial global.

A autocorrelação espacial global permite identificar se a distribuição espacial de uma determinada variável ocorre de forma aleatória ou não. Caso a distribuição espacial for considerada aleatória, então o comportamento dessa variável na região i não é influenciado pelo comportamento dessa mesma variável na região j . Destaca-se que essa análise foi feita aplicando a estatística I de Moran (4).

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{\sum z_i W_{ij} z_j}{\sum z_i^2} \quad (4)$$

em que n denota o número de microrregiões; z é o valor da taxa de crescimento do PIB *per capita* das microrregiões (padronizada); Wz representa os valores médios da taxa de crescimento do PIB *per capita* (padronizados nos vizinhos), que foram definidos conforme a matriz de ponderação espacial adotada (W); e S_0 é o somatório de todos os elementos da matriz de ponderação espacial (W).

A hipótese nula a ser testada é que a distribuição espacial da taxa de crescimento do PIB *per capita* é aleatória. Um valor de I maior do que o seu valor esperado indica uma autocorrelação espacial positiva no crescimento econômico das microrregiões. Já um valor de I abaixo do seu valor esperado corresponde a uma autocorrelação espacial negativa.

Convergência do PIB *per capita*: Modelo empírico e fonte de dados

Na literatura do crescimento econômico, são apresentadas diferentes abordagens acerca da convergência de renda e, conseqüentemente, do processo de crescimento econômico. E uma das mais utilizadas se refere ao β -convergência (BARRO; SALA-I-MARTIN, 1995). Nele, a convergência ocorre quando as regiões mais pobres crescem num ritmo mais acelerado que as regiões ricas, havendo uma relação negativa entre o crescimento do PIB *per capita* e o nível de PIB *per capita* inicial.

Uma das suposições que se faz é que todas as regiões convergem para um único estado estacionário, independentemente das suas condições iniciais. Essa hipótese é chamada de convergência absoluta, na qual não são consideradas as diferenças estruturais existentes entre as regiões.

Como essas diferenças existem empiricamente, a convergência absoluta deixa de ser a mais apropriada. Nas palavras de Bertussi e Figueiredo (2010), economias somente convergem para o mesmo estado estacionário se apresentarem características estruturais similares. Neste sentido, diferentes estados estacionários coexistem, por isso não se testou a convergência absoluta do PIB *per capita*, mas a condicional (5).

$$\frac{1}{T} \frac{\ln Y_{it}}{Y_{i0}} = b_0 + b_1 \ln Y_{i0} + b_2 \ln CF_{it} + b_3 \ln CH_{it} + u_{it} \quad (5)$$

em que T representa o intervalo de tempo; Y é o PIB *per capita*; 0 refere-se ao período inicial; t, ao período final; i representa a i-ésima unidade de corte transversal (microrregião do Sul do Brasil); ln é o logaritmo; CF é o investimento em capital físico; CH refere-se ao investimento em capital humano; e u é o termo de erro aleatório.

A variável PIB foi coletada na base de dados do IPEADATA (IPEA, 2016) para o período de 2003 a 2010, ressaltado que a primeira se encontrava deflacionada, cujo ano base era 2000. Para mensurar a variável que denota o investimento em capital fixo, utilizou-se como *proxy* o valor dos estabelecimentos⁴. Já para a variável “investimento em capital humano”, foram empregados os dados referentes à escolaridade média dos trabalhadores formais, com dados da RAIS.

A especificação do modelo empírico descrito na equação (5) não foi a formação final estimada, pois ao fazer a análise exploratória de dados espaciais (Tabela 4 da seção 3.1), constatou-se que a distribuição da taxa de crescimento do PIB *per capita* entre as microrregiões do Sul do Brasil não foi espacialmente aleatória, manifestando a necessidade de incluir variáveis espaciais na especificação final.

Na literatura, encontram-se alguns estudos que estimam o modelo de convergência com as técnicas de econometria espacial, caso do trabalho de convergência de renda de Rey e Montouri (1999). Barreto e Almeida (2008) utilizaram o modelo de convergência com dependência espacial para analisar a contribuição do capital humano para o crescimento econômico e para a convergência de renda no Estado do Ceará. Almeida e Guanzioli (2013) testaram a convergência das taxas de homicídios no estado de Minas Gerais por meio da econometria espacial. Já Almeida *et al.* (2008) analisaram a convergência espacial da produtividade da terra para as microrregiões brasileiras.

Neste sentido, utilizou-se um painel de dados espaciais para testar a convergência condicional de PIB *per capita* entre as microrregiões do Sul do Brasil. Segundo Almeida (2012), um painel de dados espaciais busca controlar a heterogeneidade espacial não observável, que se manifesta nos parâmetros da regressão, principalmente nos interceptos. Com efeito, a heterogeneidade espacial não observável acaba exercendo influência sobre o intercepto, fazendo-o variar conforme a microrregião, além de poder

⁴O número de estabelecimentos de cada microrregião foi auferido na RAIS. Importante destacar que para validar tal *proxy* foi feita uma correlação entre essa variável e o real capital físico do Brasil para o período, e o resultado foi uma correlação de 0,97. Inicialmente, foram mensurados o total de estabelecimentos do país e o valor do capital físico existente; na sequência, rateou-se esse valor pelo número de estabelecimento, identificando o valor médio de cada estabelecimento, valor esse que multiplicado pelo montante de estabelecimento de cada microrregião.

influenciar o termo de erro aleatório. Por isso, a heterogeneidade espacial deve ser controlada ou por meio da utilização de modelos de efeitos fixos ou de efeitos aleatórios. A escolha entre os modelos foi feita pela utilização do teste de Hausman, mostrando que a estimação por efeitos fixos seria mais apropriada ($\chi^2 = 289,72$).

A especificação geral do modelo de efeitos fixos espacial pode ser representada pela equação (6):

$$y_t = \alpha + \rho W_1 y_t + X_t \beta + W_1 X_t \tau + \xi_t \quad (6)$$

$$\xi_t = \lambda W_2 \xi_t + \varepsilon_t$$

em que α é a heterogeneidade não observada; ρ e λ são parâmetros espaciais escalares; τ é um vetor de coeficientes espaciais; W é a matriz de ponderação espacial; $W_1 y_t$ corresponde à defasagem espacial da variável dependente; $W_1 X_t$ são as variáveis explicativas exógenas defasadas espacialmente; e $W_2 \xi_t$ representa o termo de erro defasado espacialmente.

Partindo desse modelo geral e impondo algumas restrições acerca do comportamento dos parâmetros ρ , τ e λ , podem ser especificadas diferentes formas de modelos de efeitos fixos, entre os quais são citados o modelo de defasagem espacial (SAR), o modelo de erro espacial (SEM) e o modelo de Durbin espacial (SDM) e $X_t \beta$, que se refere às variáveis explicativas.

No caso do SAR, ele pode ser expresso por (7):

$$y = \rho W y + X \beta + \varepsilon \quad (7)$$

em que y é a variável dependente; ρ é o coeficiente autorregressivo espacial; $W y$ é um vetor $n \times 1$ de defasagens espaciais para a variável dependente; X é a matriz das variáveis explicativas; ε é o termo erro.

Modelos do tipo (7) mensuram o efeito de transbordamentos espaciais da variável dependente.

No caso dos modelos do tipo SEM, tem-se a seguinte especificação (8).

$$y = X \beta + \xi \quad (8)$$

Considerando que:

$$\xi = \lambda W \xi + \varepsilon \quad (8.1)$$

em que: λ é o parâmetro do erro autorregressivo espacial que acompanha a defasagem $W \xi$.

A dependência espacial em (8) se manifesta no termo de erro. Cabe destacar que os erros associados com qualquer observação são uma média

dos erros nas regiões vizinhas, somados a um componente aleatório. Ou seja, neste tipo de modelo, os efeitos sobre a variável dependente não advêm apenas do choque de uma região (representado pelo termo erro), mas do transbordamento de choques oriundos de outras regiões vizinhas.

Por fim, tem-se o modelo SDM, que incorpora a ideia do transbordamento por meio da defasagem das variáveis explicativas (WX), juntamente com a inclusão da variável dependente defasada (9).

$$Y = \pi_1 Wy + X\pi_2 + WX\pi_3 + \varepsilon \quad (9)$$

É importante destacar que a escolha entre SAR, SEM ou SDM foi determinada pelo critério de informação Akaike e Schwarz, inferindo que o modelo SAR é o mais apropriado (Tabela 5 da seção 3.1). Conforme destacado por Tyszler (2006) e Almeida (2012), o melhor modelo é aquele que apresenta o menor valor do critério de informação, resultado que deve ser ratificado pela aleatoriedade espacial dos resíduos resultantes de cada estimativa (resultados que comprovam essa aleatoriedade dos resíduos estimados se encontram no apêndice A).

Ademais, além de considerar os parâmetros espaciais na estimativa final de (5), também foram incluídas *dummies* de tempo, controlando os efeitos temporais, como a crise que houve a partir de 2007. Vale ressaltar que tal inclusão foi validada por meio do teste de Parm (Tabela 5). Problemas de heterocedasticidades e de autocorrelação foram identificados (teste Wald igual a 78746 e o teste de Wooldridge igual a 1930) e, por isso, todas as especificações dos modelos espaciais foram modificadas para acomodar ambos os problemas, utilizando o erro padrão robusto de Driscoll-Kraay⁵

DINÂMICA DA ECONOMIA DO SUL: DISTRIBUIÇÃO E DESIGUALDADES REGIONAIS

Com PIB⁶ na faixa de R\$ 277 bilhões em 2010, a Região Sul do Brasil teve participação de 16.5% no PIB Nacional. Nesse período, o Rio Grande do Sul tinha a maior participação no PIB regional, com 41 %, seguido do Paraná (35 %) e de Santa Catarina (25 %). Entretanto, numa análise evolutiva, a Região Sul como um todo perdeu participação ao comparar 2010 com 2003, ano que detinha 17,7% PIB nacional (Tabela 1). Essa queda de participação está diretamente relacionada com o ritmo de crescimento menos intenso que a Região obteve. Enquanto o Brasil teve um crescimento médio anual de 4,7% entre 2003-2007, o Sul cresceu 3,2% entre 2007-2010. O Brasil cresceu em média 4,1% ao ano, ao passo que o Sul,

⁵O erro padrão de Driscoll-Kraay é robusto em relação aos problemas de heterocedasticidade e formas gerais de dependência dos resíduos (como espacial e temporal), podendo ser aplicado em painel.

⁶ PIB a preços de 2000, conforme já explicado nos procedimentos metodológicos.

apenas 3,8%, sem contar a expansão significativa de outras regiões do Brasil, como a Centro-Oeste (IPEA, 2016).

Até 2006, o estado de Santa Catarina conseguiu acompanhar o ritmo de crescimento econômico do Brasil. Porém, entre 2007 e 2010, seu dinamismo foi superior e junto com o Rio Grande do Sul. Santa Catarina praticamente consolidou seu parque agroindustrial e de produtos metalomecânicos e de “linha branca”. Uma parcela desse parque metal-mecânico está ligada à dinâmica do agronegócio, pois depende das demandas dos produtores rurais (ALVES; FERRERA DE LIMA, 2008). No entanto, essas atividades não foram afetadas pela crise financeira internacional de 2008 por estarem voltadas ao mercado interno. Outros elementos que fortaleceram o mercado interno no Sul do Brasil foram os programas de transferência de renda e os programas ligados à “casa própria”, que estimularam atividades ligadas à estrutura industrial catarinense. À medida que a melhoria na renda dos trabalhadores avançava, a agroindústria se fortalecia via demanda por alimentos. Enquanto a construção civil se fortalecia, a demanda por mobiliários e eletrodomésticos se ampliava (HERSEN; FERRERA DE LIMA, 2010). O estado de Santa Catarina é um produtor de *commodities*, o que fortaleceu positivamente a situação socioeconômica dos produtores rurais frente ao ciclo das *commodities* no primeiro decênio do século XXI.

Tabela 3. Participação no PIB brasileiro e taxa de crescimento média anual - 2003, 2007 e 2010 (2000=100)

	Participação no PIB brasileiro (%)			Taxa de crescimento médio anual (%)	
	2003	2007	2010	2003/2007	2007/2010
Paraná	6,4	6,1	5,8	3,3	2,3
Rio Grande do Sul	7,3	6,6	6,7	2,2	4,4
Santa Catarina	3,9	3,9	4,0	4,7	5,2
Região Sul	17,7	16,8	16,5	3,2	3,8
Brasil	-	-	-	4,7	4,1

Fonte: IPEA (2016), com dados organizados pela pesquisa.

Na análise acerca da distribuição espacial do dinamismo econômico ao longo de toda a Região, constatou-se uma inércia quanto à localização dos principais responsáveis pelo PIB (Figura 2). As regiões metropolitanas, em especial Curitiba e Porto Alegre, apresentaram-se como as principais engrenagens da economia, com uma participação de 14.8% e 15.8%, respectivamente. Elas foram líderes em todos os anos analisados. Aliás, não houve alterações das microrregiões com os maiores percentuais de contribuição do PIB ao longo do tempo, apresentando praticamente o mesmo padrão de distribuição espacial. Além de Curitiba e Porto Alegre, destacaram-se outras microrregiões junto à faixa litorânea - Joinville (SC),

Blumenau (SC) e Caxias do Sul (RS) - além de Londrina (PR) e Caxias (RS). Ou seja, o dinamismo econômico do Sul se apresenta altamente concentrado espacialmente. Isso converge para um estudo de Ferrera de Lima (2010), que apontava que a dinâmica econômica do Sul do Brasil, ao final do século XX, se retraiu para um corredor na porção leste do território, ligando Londrina (PR), Ponta Grossa (PR) e a Região Metropolitana de Curitiba (RMC) e acompanhando a faixa litorânea até as Regiões de Caxias do Sul (RS) e Metropolitana de Porto Alegre (RMPA).

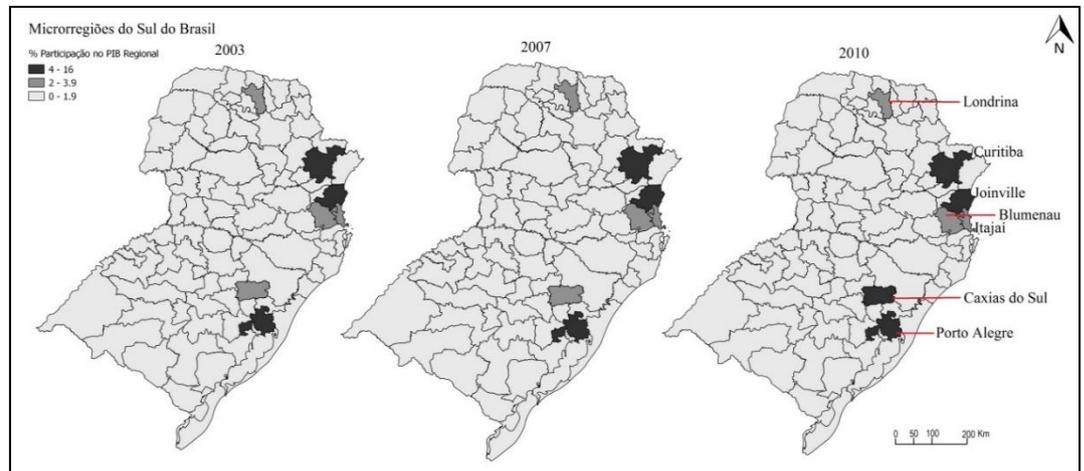


Figura 2. Evolução da participação das microrregiões no PIB da Região Sul 2003-2007-2010.

Fonte: resultados da pesquisa com base em dados do IBGE (2015).

Ao longo do período analisado, reduziu-se o número de microrregiões com um PIB *per capita* superior à média: 28 em 2003, 19 em 2007 e 18 em 2010 (Figura 3). Esse resultado indicou uma homogeneização maior da atividade econômica ao longo da Região Sul; contudo, para isso, o número de microrregiões com um indicador INC “Baixo” deveria estar diminuindo, entretanto ocorreu o contrário, ou seja, um aumento de microrregiões enquadradas nesta classificação: 47 em 2003, 50 em 2007 e 52 em 2010.

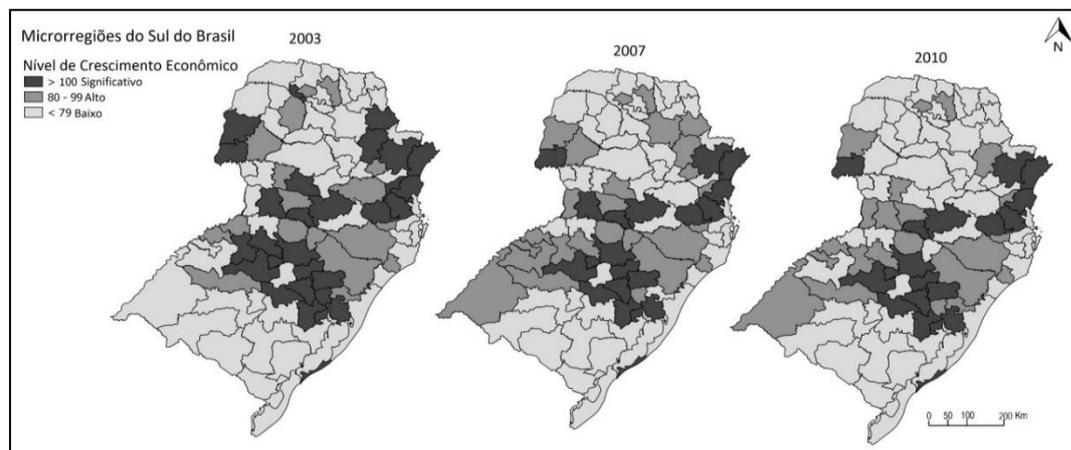


Figura 3. Indicador do Nível de Crescimento Econômico (INC) das microrregiões da Região Sul – 2003, 2007 e 2010.

Fonte: Resultados da pesquisa com base em dados do IBGE (2015).

Quem mais perdeu microrregiões com INC significativo foi o Paraná, que, em 2003, detinha oito microrregiões nesta classificação, chegando em 2010 com apenas três. Já Santa Catarina perdeu apenas duas e o Rio Grande do Sul, três. Isso justifica o ritmo de crescimento menos intenso auferido pelo Paraná, com quebra no seu ritmo de crescimento em comparação com os demais Estados sulinos ao longo do primeiro decênio do século XXI.

Espacialmente, a dinâmica econômica no Paraná se deu mais no seu entorno, em microrregiões posicionados ao Norte, Oeste, Centro Sul e área Metropolitana. No Rio Grande do Sul, a metade Sul do Estado continua com problemas para manter seu nível e ritmo de crescimento ao longo do tempo. Em Santa Catarina, ocorreu um espraiamento maior do crescimento econômico, com poucos espaços com baixo INC. Com isso, Santa Catarina apresentava apenas 11% das suas microrregiões com INC baixo em 2010, enquanto o Rio Grande do Sul tinha 31% e o Paraná apresentava um percentual de 64%.

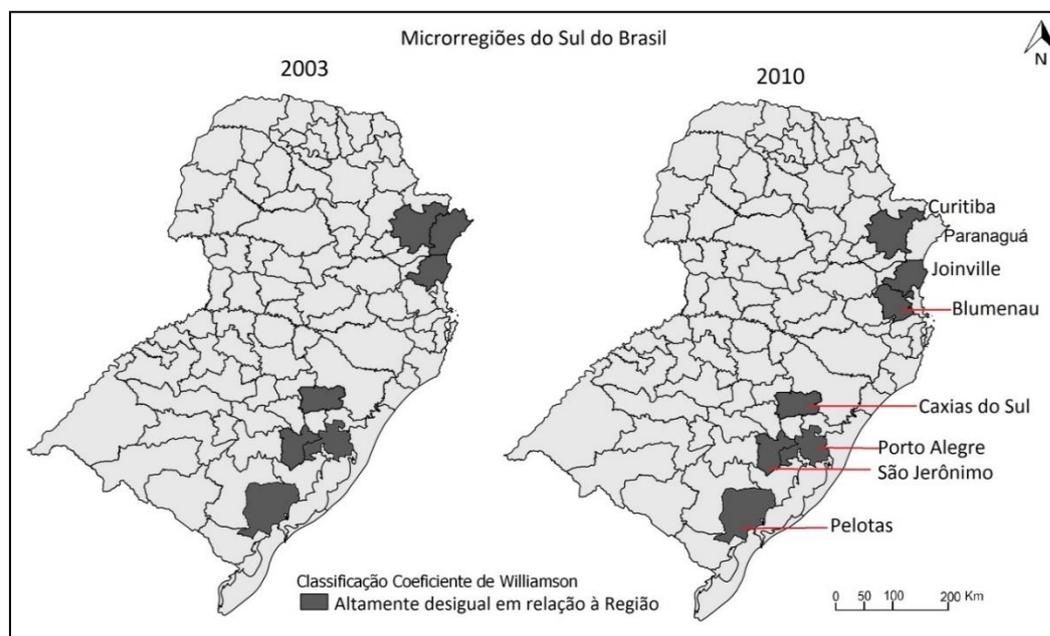


Figura 4. Indicador de Desigualdade regional - Coeficiente de Williamson das microrregiões do Sul do Brasil - 2003 e 2010.

Fonte: Resultados da pesquisa com base em dados do IBGE (2015).

No período em análise, a Região Sul do Brasil continuou reproduzindo um forte perfil de desigualdade regional, apesar da melhoria que se teve na participação das microrregiões do interior numa faixa alta de nível de crescimento econômico. Percebe pela Figura 4 que, entre 2003 e 2010, período de forte crescimento da economia brasileira, as microrregiões de Pelotas (RS), São Jerônimo (RS), Porto Alegre (RS), Caxias do Sul (RS), Blumenau (SC), Joinville (SC) e Curitiba (PR) continuaram fortemente concentradas e desiguais em termos de Produto Interno Bruto em relação às microrregiões interioranas. Ou seja, elas concentraram municípios com elevado PIB e, de certa forma, de renda *per capita* destoada da média, com desvios padrão acentuados para mais e menos, respectivamente. Estes fatores fizeram com que as desigualdades regionais se evidenciassem no perfil dos resultados do Coeficiente de Williamson. A Figura 4 aponta que as regiões metropolitanas, capitais e zonas portuárias compõem os locais destacados: Paranaguá (PR), Curitiba (PR), Joinville (SC), Blumenau (SC), Caxias do Sul (RS), Porto Alegre (RS), São Jerônimo (RS) e Pelotas (RS).

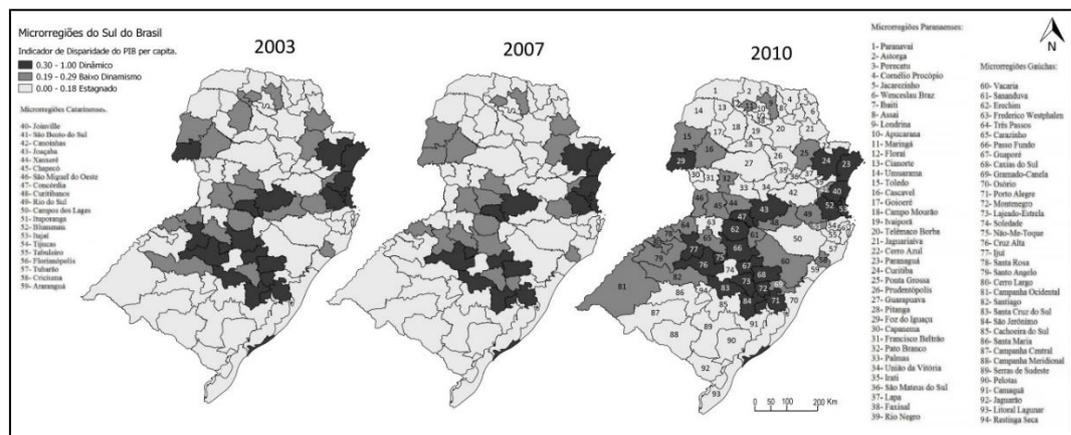


Figura 5. Indicador de Disparidade do PIB *per capita* das microrregiões do Sul do Brasil – 2003, 2007 e 2010.

Fonte: Resultados da pesquisa com base em dados do IBGE (2015).

A Figura 5 aponta tendências interessantes em relação ao nível de crescimento econômico e às desigualdades regionais do Sul do Brasil. A primeira delas é a formação de um corredor litorâneo-serrano em termos de convergência de PIB *per capita*, ou seja, o corredor litorâneo, que é o mais dinâmico e o mais rico da Região Sul do Brasil, apresentou maior convergência em termos de PIB *per capita*. A segunda, referindo-se à desigualdade do período, demonstra que essa área territorial foi a que mais ganhou em termos de dinamismo no Sul do Brasil. Esse resultado converge para um estudo desenvolvido por Ferrera de Lima (2010), que utilizou como principais parâmetros a localização e a distribuição do emprego formal em diferentes ramos de atividade ao longo do tempo.

Por outro lado, a metade sul do Rio Grande do Sul continuou problemática, pois sua microrregião mais importante, Pelotas (RS), não conseguiu auferir ganhos significativos em termos de convergência de PIB *per capita*, afastando-se da dinâmica das microrregiões do litoral. Cabe chamar a atenção para a homogeneidade de Santa Catarina, em termos de convergência, e a dificuldade do Estado do Paraná em dirimir suas desigualdades regionais.

Convergência do PIB *per capita* das microrregiões da Região Sul

Apesar de os indicadores apontarem um modesto ganho em termos de distribuição da dinâmica econômica no espaço sulino, também é importante analisar o processo de convergência condicional medido pela movimentação da taxa de crescimento do PIB *per capita* de cada microrregião. Nesta abordagem, se aquelas microrregiões com menor PIB *per capita* inicial auferirem as maiores taxas de crescimento, tende-se então a ter um processo de convergência de PIB *per capita*.

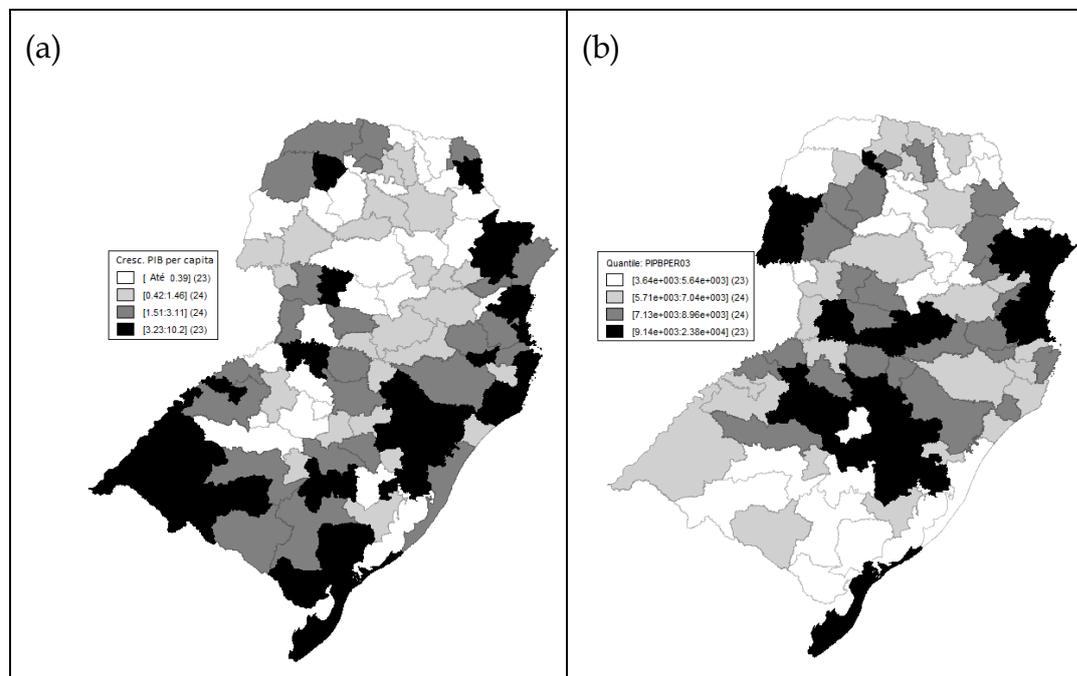


Figura 6. Taxa de crescimento médio anual do PIB *per capita* entre 2003 e 2010 e PIB *per capita* de 2003 – microrregiões do Sul do Brasil.

Fonte: Dados originais do IPEADATA, organizados pela pesquisa.

Destarte, a Figura 6 mostra o PIB *per capita* de 2003, Figura 1b, e a distribuição da taxa de crescimento médio anual do PIB *per capita* obtida entre 2003 e 2010 (Figura 1a). Em 2003, muitas microrregiões que detinham um PIB *per capita* alto apresentaram taxa de crescimento menor. Outras que apresentaram um PIB *per capita* inicial baixo tiveram uma taxa de crescimento maior. Isso mostra a tendência quanto à homogeneização do crescimento econômico na Região Sul do Brasil.

Ao investigar a dependência espacial das microrregiões em relação à taxa de crescimento do PIB *per capita*, os resultados apontaram um valor positivo e estatisticamente significativo (Tabela 4). Como consequência, as microrregiões com elevadas (baixas) taxas de crescimento do PIB *per capita* estavam rodeadas por microrregiões que também detinham altas (baixas) taxas de crescimento do produto. Ou seja, especialmente, a taxa de crescimento do PIB *per capita* estava localizada, não tendo uma distribuição aleatória. Contudo, tem-se um ponto importante quando se analisa o resultado do coeficiente I de Moran de 2003 *versus* o de 2010⁷: independentemente da convenção utilizada, seu valor, embora ainda sendo estatisticamente significativo, diminuiu. Isso significa que, no decorrer do tempo, a distribuição espacial ficou mais aleatória, não se concentrando em apenas alguns espaços ou não tendo tanto proximidade entre as microrregiões

⁷Nenhum resíduo obtido foi significativo a um nível de significância de 5% na estatística I de Moran.

com os maiores/menores valores. Novamente isso induz a ideia de um processo de convergência de PIB *per capita* no espaço sulino.

Tabela 4. Coeficiente I de Moran para a taxa de crescimento do PIB *per capita*- Microrregiões do Brasil

Convenção	Taxa de crescimento 2003/2004	Taxa de crescimento 2009/2010	Taxa de crescimento média
Rainha	0,45*	0,25*	0,26*
Torre	0,44*	0,25*	0,26*
Quatro vizinhos	0,39*	0,24*	0,23*
Cinco Vizinhos	0,39*	0,22*	0,21*
Dez Vizinhos	0,37*	0,15*	0,17*

Fonte: Estimado pelos autores no software GeoDa, com base nos dados da pesquisa.

Nota: Pseudossignificância empírica baseada em 999 permutações aleatórias; * significativo a um nível de significância de 1%.

Tal processo de convergência - condicional - foi testado por meio da estimativa (5)⁸. Um ponto importante a salientar é que a existência de uma autocorrelação espacial para a taxa de crescimento do PIB *per capita*, Tabela 4, demanda a utilização das técnicas da econometria espacial. Assim, antes de reportar os resultados da estimação do modelo, foi feita uma análise minuciosa nos resíduos obtidos em cada método (SAR, SEM e SDM), a fim de averiguar a presença de dependência espacial e, ademais, verificar qual modelo espacial é o mais adequado. Além disso, nesta definição, também se teve como critério a qualidade de ajuste do modelo conforme os parâmetros de informação de Akaike e de Schwarz. O modelo SAR apresentou aleatoriedade de seus resíduos e o menor critério de informação, tendo sido utilizado como referência para a análise dos resultados (Tabela 5 - Modelo I).

Os resultados da pesquisa, Tabelas 04 e 05, mostraram a efetividade do processo de convergência condicional na Região Sul do Brasil, pois a análise quantitativa apontou um coeficiente negativo e estatisticamente significativo para o PIB *per capita* inicial. Desta forma, a percepção de uma associação entre a taxa de crescimento da economia e o dinamismo econômico inicial da Figura 6 foi confirmada. O crescimento econômico observado nas microrregiões em que o nível de crescimento era inicialmente menor foi maior do que nas microrregiões em que ele era maior. Isso indicou que o PIB *per capita* das microrregiões sulinas está convergindo para estados estacionários, conforme suas características estruturais, quais sejam: investimento em capital físico, em capital humano, além dos próprios aspectos espaciais.

⁸ Estimado por um painel de dados, efeito fixo, conforme determinado na metodologia.

Tabela 5. Sul do Brasil: resultado da estimação com a técnica de painel de dados espacial

Variável	Modelo		
	Efeito Fixo- SAR(I)	Efeito Fixo- SEM(II)	Efeito Fixo- SDM(III)
Ln PIB <i>per capita</i> inicial	-0,59 (0,00)*	-0,59 (0,00)*	-0,59 (0,00)*
Ln Capital Físico	0,22 (0,00)*	0,23 (0,00)*	0,22 (0,00)*
Ln Capital Humano	0,35 (0,04)*	0,40 (0,02)*	0,40 (0,01)*
λ	-	0,06 (0,05)*	-
ρ	0,05 (0,05)*	-	0,06 (0,05)*
W Ln PIB <i>per capita</i> inicial	-		-0,02 (0,72)
W Ln Capital Físico			-0,11 (0,10)**
W Ln Capital Humano			0,27 (0,34)
Teste parm (validação das <i>dummies</i> temporais)	3190*	23006*	26007*
Crit. inf. Akaike	-1800	-1799	-1780
Crit. Schwarz	-1773	-1772	1768
n****		658	

Fonte: Estimação dos autores com os dados da pesquisa.

Nota: Entre parênteses está reportado o p-valor. * Significativo a um nível de significância de 5%. *** Significativo a um nível de significância de 10%. Ln representa o logaritmo. Nos resultados não são apresentados os coeficientes das *dummies* temporais, mas elas foram incluídas na estimação. **** n correspondeu ao número de anos (sete) multiplicado pelo número de microrregiões (94).

Tal resultado é similar ao encontrado por Esperidião (2008), que trabalhando com outro período (1996-2002), também evidenciou um processo de convergência para os municípios do Sul do Brasil. Schmitz e Bittencourt (2010), investigando a existência de convergência de renda rural nos municípios da região Sul para 2001 a 2007, também detectaram a convergência, tanto absoluta como condicional.

No tocante aos estados brasileiros, Raiher (2015) evidenciou um processo de convergência para as microrregiões do Paraná, obtendo um coeficiente próximo do auferido nesta pesquisa. Já para o Rio Grande do Sul, Fantinel (2016) também identificou tal processo para o período de 2001 e 2010, inferindo quanto à migração de um maior percentual de municípios gaúchos para as classes intermediárias de renda no longo prazo. O mesmo fenômeno foi verificado para Santa Catarina, em que Mendes et al. (2014) estimaram 20 anos para que a desigualdade se esgote no Estado. Todos esses

estudos corroboram os resultados encontrados nesta pesquisa, mostrando uma tendência de homogeneização da renda ao longo de todo o espaço setentrional.

Em relação às demais variáveis explicativas da Tabela 5, os resultados mostraram efeito positivo e estatisticamente significativo para o capital físico e o capital humano sobre a taxa de crescimento do PIB *per capita*. Isso implica que uma elevação do investimento em capital físico acarreta taxas de crescimentos cada vez maiores. Um nível de capital humano mais intenso também conduz a uma taxa de crescimento do PIB *per capita* superior, *ceteris paribus*.

O parâmetro ρ apresentou efeito positivo e estatisticamente significativo, mostrando transbordamento positivo do crescimento do PIB *per capita* na dinâmica econômica dos municípios do entorno, mostrando que, quando determinada região cresce, parte desse crescimento também acaba beneficiando as microrregiões do entorno, criando um ciclo virtuoso do crescimento.

Por fim, embora o melhor modelo seja o SAR, os coeficientes das demais estimativas se apresentaram bastante próximos, mostrando a robustez dos resultados, validando a inferência acerca da convergência condicional do crescimento econômico no Sul do Brasil.

CONCLUSÕES

Esse artigo analisou a dinâmica do crescimento econômico e da sua convergência condicional entre as microrregiões do Sul do Brasil, nos anos de 2003 a 2010. De forma mais específica, foram investigadas a distribuição e a evolução do crescimento econômico e as desigualdades regionais, findando com a estimação da convergência condicional de PIB *per capita*, por meio de um painel espacial.

Como procedimento metodológico, foi feita a estimativa do nível de crescimento econômico e das disparidades regionais, considerando as disparidades entre os PIBs regionais *per capita*. Também foi utilizada a análise exploratória de dados espaciais (AEDE), com o intuito de descrever a distribuição espacial do crescimento econômico das microrregiões do Sul do Brasil. Com esses procedimentos, foram identificados os padrões de associação espacial existentes.

Os resultados da pesquisa mostraram que, ao final de 2010, o crescimento econômico das microrregiões mais deprimidas foi maior do que nas microrregiões mais dinâmicas no início do período (2003). Esse resultado indicou que o PIB das microrregiões sulinas convergiu em função de características estruturais, quais sejam: investimento em capital físico, em capital humano, além dos próprios aspectos espaciais. Os resultados mostraram efeito positivo e estatisticamente significativo do capital físico e do

capital humano sobre a taxa de crescimento do PIB, de tal maneira que uma elevação do investimento em capital físico acarretou taxas de crescimento cada vez maiores, bem como um capital humano mais intenso conduziu a uma taxa de crescimento do PIB *per capita* superior. Outro resultado importante da análise dos dados foi o chamado “efeito espraiamento”, ou seja, quando determinada região cresce, parte desse crescimento também acaba beneficiando as microrregiões do entorno, criando um ciclo virtuoso do crescimento na periferia mais próxima.

Apesar dos resultados importantes em termos de espraiamento e convergência condicional do crescimento econômico regional no Sul do Brasil, há necessidade de mais estudos utilizando como objeto os municípios, tendo em vista que um crescimento econômico regional não permite inferir que todos os municípios que compõem uma região sejam responsáveis pela dinâmica regional. Mesmo com essa limitação, esse estudo lançou luzes sobre o nível de crescimento econômico no Sul do Brasil e o perfil das disparidades regionais de PIB *per capita*, especialmente neste início do século XXI, período no qual a inserção internacional do país foi favorável e houve um período de prosperidade na economia como um todo.

AGRADECIMENTOS

Esse texto apresenta resultados parciais de pesquisa financiada com recursos do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e da Fundação Araucária (PR).

REFERÊNCIAS

AHLUWALIA, M. Inequality, distribution and development. *American Economic Review*, [s.l.], v. 66, n. 5, p. 128-135, 1976.

ALMEIDA, E. *Econometria Espacial Aplicada*, Campinas: Alínea, 2012.

ALMEIDA, E. S; HADDAD, E. A; HEWINGS, G.J.S. The spatial patters of crime in Minas Gerais: an exploratory analisys. *Economia Aplicada*, São Paulo, [s.l.], v.9, n.1, 2008, p. 1-26.

ALMEIDA, M. A. S.; GUANZIROLI, C. E. Fatores explicativos da criminalidade mineira: estimativas a partir do painel de dados de 2000 a 2007, considerando efeitos espaciais. *Anais... Anais do X ENABER*, Recife, 2013.

ALVES, Y. B.; FERRERA DE LIMA, J. A distribuição regional do emprego formal no Sul do Brasil. *Textos de Economia*, [s.l.], v. 11, n. 2, p. 47-70, 2008.

BARRETO, R. C. S.; ALMEIDA, E. S. de. *A contribuição do capital humano para o crescimento econômico e convergência espacial do PIB per capita no Ceará*. Ceará: IPECE, 2008.

BARRO, R.; SALA-I-MARTIN, X. Technological diffusion, convergence, and growth. *Journal of Economic Growth*, [s.l.], v. 2, n. 1, p. 1-26, 1995.

BERTUSSI, G. L.; FIGUEIREDO, L. Investigando a hipótese de convergência na América Latina e no Leste Asiático: uma abordagem de regressão quantílica. *Texto para discussão nº 355*. Belo Horizonte: UFMG; Cedeplar, 2010.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO – CONAB. *Resultados das ações da CONAB em 2015*. Brasília, 2016.

DE LONG, J. B.; SUMMERS, L. Equipment Investment and Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, [s.l.], v. 106, n. 2, p. 445-502, 1991.

ESPERIDIÃO, F. *Capital humano e convergência na região sul: uma análise a partir das microrregiões*. 2008. 326 f. Tese (Doutorado em Economia) – Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do Paraná, Curitiba.

FANTINEL, V. Convergência de renda entre os municípios gaúchos: uma análise markoviana – 2001-10. *Indicadores Econômicos FEE*, [s.l.], v. 44, n. 1, p. 9-16, 2016.

FERRERA DE LIMA, J. *La diffusion spatiale du développement économique regional: le cas du Sud du Brésil au XXeme siècle*. Sarrabruk: EUE, 2010.

FERRERA DE LIMA, J.; EBERHARDT, P. Mesorregião Grande Fronteira do Mercosul: perfil locacional do desenvolvimento regional. *Redes*, Santa Cruz do Sul, v. 15, n. 2, p. 134-151, 2010. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.17058/redes.v15i2.1304>>. Acesso em: jul. 2017.

GALOR, O.; TSIDDON, D. Technological progress, mobility, and economic growth. *American Economic Review*, v. 87, p. 363-382, 1997.

GREENWOOD, J., JOVANOVIC, B. Financial development, growth and the distribution of income. *Journal of Political Economy*, [s.l.], v. 98, n. 5, p. 1076-1107, 1990.

HERSEN, A.; FERRERA DE LIMA, J. O efeito transbordamento da crise financeira internacional. *Textos de Economia*, [s.l.], v. 13, n. 01, p. 25-45, 2010.

HOUARD, J.; MARKFOUK, A. Portrait socioéconomique des régions européennes. In: BEINE, M.; DOCQUIER, F. (Org.). *Croissance et convergence économique des régions*. Bruxelas: De Boeck & Larcier, 2000. p. 19-54.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. *Censo Agropecuário 2006*. Rio de Janeiro, 2006.

IBGE. *Organização do território*. Disponível em: <http://downloads.ibge.gov.br/downloads_geociencias.htm>. Acesso: dez. 2012.

IBGE. *Contas Regionais*. Disponível em: <http://downloads.ibge.gov.br/downloads_estatisticas.htm>. Acesso: nov. 2015.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. *Base de dados regionais IPEADATA*. Brasília: 2016. Disponível em: <www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: set. 2016.

KON, A. A mensuração da desigualdade do desenvolvimento regional no Brasil. In: KON, Anita (Org.). *Unidade e Fragmentação: a questão regional no Brasil*. São Paulo: Perspectiva, 2002. p. 45 -64.

KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. *American Economic Review*, [s.l.], v. 45, n. 01, p. 01-28, 1955.

KUZNETS, S. Crescimento econômico e desigualdade de rendimento. In: SILVA, M. (Org.). *Desenvolvimento econômico e repartição de rendimento*. Lisboa: Estampa, 1983. p. 21- 50.

MENDES, K.; NISHIMURA, F.; RODRIGUES, M. Análise da convergência de renda em Santa Catarina entre 2002 e 2012. *Revista Estudos Sociais*, [s.l.], v. 16, n. 32, p. 45-62, 2014.

PIACENTI, C. A. *O potencial de desenvolvimento endógeno dos municípios paranaenses*. Curitiba: Camões, 2012.

REY, J. S., e MONTOURI, B. D. US Regional income convergence: a spatial econometric perspective. *Regional Studies*, [s.l.], v. 33, n. 2, p. 143-156, 1999.

SABOIA, J. KUBRUSLY, L. Diferenciais regionais e setoriais da indústria brasileira. *Economia Aplicada*, [s.l.], v. 12, n. 1, p. 125-149, 2008. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1590/S1413-80502008000100006>>. Acesso em: jul. 2017.

SCHMITZ, A. P.; BITTENCOURT, M. Convergência de renda rural no Sul do Brasil - 2001/2007. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA E RURAL, 48.º, 2010, Campo Grande. *Anais....* Campo Grande: [s.n], 2010.

SKOLIMOSKI, P. RAIHER, A.P. Descentralização e desenvolvimento da indústria brasileira nos anos de 1985 e 2011. *Revista de Desenvolvimento Econômico*, [s.l.], v. 16, n.30, p. 143-162, 2014.

RAIHER, A. Crescimento econômico e sua convergência no Estado do Paraná. *Gestão & Regionalidade*, [s.l.], v. 31, n. 92, p. 136-150, 2015. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.13037/gr.vol31n92.2735>>. Acesso em: jul. 2017.

TAVARES, M. C. *Da Substituição de Importações ao Capitalismo Financeiro*. Rio de Janeiro: Zahar, 1975.

TREVISAN, E. S.; FERRERA DE LIMA, J. Crescimento e desigualdade regional no Paraná: um estudo das disparidades de PIB per capita. *Ciências Sociais em Perspectiva*, [s.l.], v. 09, n. 16, p. 125-143, 2010. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.5935/rcsp.v9i16.2306>>. Acesso em: jul. 2017.

TYSZLER, M. *Econometria Espacial: discutindo medidas para a matriz de ponderação espacial*. Dissertação de mestrado, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2006.

WILLIAMSON, J. Desigualdade regional e o processo de desenvolvimento nacional: descrição dos padrões. In: SCHWARTZMAN, J. (Org.). *Economia Regional: textos escolhidos*. Belo Horizonte: UFMG; Cedeplar, 1977. p. 53-116.

ANEXO

Tabela 1A. I de Moran para os resíduos

Efeito fixo	Tempo					
	1	2	3	4	5	6
SAR	-0,03	-0,04	0,03	0,03	-0,10	-0,08
SEM	-0,03	-0,04	0,03	0,03	-0,10	-0,08
SDM	-0,03	-0,04	0,03	0,03	-0,10	-0,08

Fonte: Resultado da pesquisa.



Revista de Economia e Agronegócio - REA
ISSN impresso: 1679-1614
ISSN online: 2526-5539
Vol. 15 | N. 2 | 2017

**Henrique Ryosuke
Tateishi**

*Mestrando em Economia pela
Universidade Federal de São Carlos,
campus Sorocaba*
E-mail: henriquert28@uol.com.br

Cassiano Bragagnolo

*Doutor em Economia Aplicada pela
ESALQ/USP; Professor do
Departamento de Economia da
UFSCar, campus Sorocaba*
E-mail: cassiano@ufscar.br

**Eduardo Rodrigues de
Castro**

*Doutor em Economia pela UFV;
Professor do Departamento de
Economia da UFSCar, campus
Sorocaba*
E-mail: eduardo@ufscar.br

ANÁLISE COMPARATIVA DA EFICIÊNCIA TÉCNICA DE SISTEMAS DE PRODUÇÃO AGROFLORESTAIS, ORGÂNICOS E CONVENCIONAIS NO ESTADO DE SÃO PAULO

RESUMO

Este trabalho consistiu em mensurar a eficiência técnica de pequenas propriedades rurais da região de Sorocaba e São Paulo em relação a três diferentes sistemas de produção: convencional, orgânico e não agroflorestal e agroflorestal. A hipótese foi de que os três sistemas de produção poderiam apresentar potencialmente o mesmo nível de eficiência técnica, considerando o maior nível de eficiência obtido pelo modelo. Para isso, a metodologia utilizada foi a análise de fronteira estocástica, estimada por uma função de produção. Assim, os resultados apontaram que os três sistemas de produção podem ser igualmente eficientes, trabalhando com a máxima eficiência, tendo o sistema agroflorestal apresentado uma vantagem em relação aos demais no que concerne à eficiência inicial, enquanto o orgânico, uma desvantagem. A variação do fator mão de obra apresentou, nesta amostra, o maior impacto na receita total, enquanto o fator capital foi de pequena magnitude. O aumento do fator área plantada pode ser benéfico para a receita total, mas pode causar diminuição na eficiência da propriedade.

Palavras-chave: Eficiência técnica; fronteira estocástica; pequenas propriedades; sistema agroflorestal; sistema orgânico.

ABSTRACT

This paper measured the technical efficiency of small rural units in São Paulo and Sorocaba regions to three different production systems: conventional; organic and not agroforestry; and agroforestry. The hypothesis was that all of the three production units can present potentially the same efficiency. It has used the stochastic frontier analysis to a production function. The results pointed out that the three production systems can be equally efficient and work at maximum efficiency, and that the agroforestry system was the most efficient out of the three, concerning the initial efficiency; besides, the organic system was the least advantageous. Among the inputs, labor presented the biggest impact on total outcome while capital had lesser impact. An increase in land quantity can benefit the total outcome, nevertheless can cause a reduction of unit efficiency.

Keywords: Agroforestry system; organic system; small production units; stochastic frontier; technical efficiency.

JEL Code: D22; Q12; Q56.

Recebido em: 23/03/2017
Revisado em: 19/05, 07/06 e 02/07/2017
Aceito em: 04/07/2017

INTRODUÇÃO

Tendo em vista trabalhos como os de Hayami e Ruttan (1970), Kawagoe, Hayami e Ruttan (1985), há evidências de que a evolução da produtividade agrícola foi desigual entre países, regiões ou mesmo entre diferentes locais dentro de um mesmo país. De acordo com Hayami e Ruttan (1970), nos países menos desenvolvidos, a produtividade agrícola é 90% menor, em média, quando comparada à dos países desenvolvidos. De acordo com os autores, essa diferença estaria associada a diferentes níveis de estoque de capital, infraestrutura, tecnologia e capital humano.

Ao longo das últimas décadas, ocorreram diversas modificações na agropecuária brasileira. Estas modificações consistiram na utilização de diferentes técnicas e tecnologias, que alavancaram a produtividade agrícola, cujos ganhos foram inegáveis, tanto para a contribuição do bem-estar da sociedade não produtora quanto para os produtores. Cabe destacar, porém, que os ganhos de produtividade geraram maior renda agrícola, mas sua distribuição não foi uniforme em razão da continuidade da lógica iniciada no período da modernização conservadora¹ do campo (MARTINE, 1991).

Existe uma grande concentração de renda na agropecuária brasileira. De acordo com Alves e Rocha (2010), cálculos feitos tendo como base o Censo Agropecuário de 2006 mostraram que 8,2% das propriedades rurais (423.689 estabelecimentos) geraram aproximadamente 85% do valor total da produção, enquanto quase um milhão de estabelecimentos (18,86% do total) produziu cerca de 11,10% do valor total da produção.

Além das consequências sociais concernentes à distribuição da renda na agricultura, a lógica de produção convencional perpetuada pela Revolução Verde também foi alvo de críticas em relação a insumos ambientalmente nocivos, seja por conta da utilização de defensivos agrícolas químicos produzidos artificialmente, pelo avanço da fronteira agrícola, pela monocultura ou pela degradação do solo gerada por manejo inadequado (MOREIRA, 2000).

Dessa maneira, o desenvolvimento de sistemas alternativos de produção para a agricultura, com vistas à agricultura familiar, é uma proposta para a geração de renda para os agricultores e para o aumento da autonomia econômica. Um exemplo deste tipo de iniciativa é a prática da agricultura orgânica ou do sistema agroflorestal, cuja corrente principal é a ciência da agroecologia (ALTIERI, 1998).

A agricultura agroflorestal consiste em um plantio consorciado de espécies nativas e comerciais que simule um ecossistema florestal, denominado

¹ Segundo Martine (1991), a modernização conservadora refere-se ao fato de manter a estrutura latifundiária na área rural, que fez com que os ganhos de produtividade e renda fossem desiguais, elevando a concentração de renda e riqueza no campo.

Sistema Agroflorestal (SAF), que implica um sistema em que as relações biológicas entre os seres vivos e a ciclagem de nutrientes no solo permitiriam uma maior produção em virtude de externalidades como aumento de polinizadores ou cobertura vegetal. Adicionalmente, esse sistema também reduziria os custos com insumos, pois a ciclagem de materiais no solo traria tal benefício (BUQUEIRA, 2015).

A agricultura orgânica, por sua vez, está relacionada com a não utilização de insumos químicos para a produção, sendo diferente do SAF, por não haver necessidade de uma policultura consorciada que se assemelhe a um ecossistema florestal, de forma que os benefícios do SAF não estariam presentes em um sistema orgânico. Ainda assim, poderia haver um menor custo com insumos de produção, que poderia ser compensado com uma menor produção (DULLEY, 2003).

A produção dos sistemas agroflorestais também é considerada orgânica, uma vez que o produto orgânico é caracterizado pela ausência de insumos químicos para a produção. Em termos de receitas, portanto, o valor de troca da produção apresenta maior valor adicionado, o que contribuiria para a renda dos produtores. Assim, a redução nos custos com insumos (no caso agroflorestal principalmente) e o aumento do valor adicionado na produção poderiam levar a um aumento de eficiência do produtor (ASSIS; ROMEIRO, 2002; DULLEY, 2003)

Sendo assim, é possível observar que a problemática acerca do tema produtividade agrícola apresenta desdobramentos sociais e ambientais, ou seja, a distribuição desigual da evolução da produtividade agrícola, a salientar no contexto regional, enquanto a segunda é alvo das críticas acerca da degradação ambiental e do uso não sustentável tanto dos recursos naturais quanto dos serviços ecossistêmicos.

O objetivo deste trabalho é analisar a eficiência de três sistemas de produção - convencional, orgânico e agroflorestal - em pequenas propriedades¹, nas regiões de São Paulo, Sorocaba, para o ciclo produtivo de 2015. A hipótese deste trabalho é que os três sistemas - o convencional, o orgânico e o agroflorestal - apresentam potencial para serem igualmente eficientes, nos termos da metodologia de fronteira estocástica.

Este trabalho busca identificar a eficiência técnica dos produtores amostrados para os três sistemas de produção descritos anteriormente. Ressalta-se que foi feita coleta de dados primários, sendo esta uma das contribuições deste estudo. Adicionalmente, este trabalho procura contribuir com um instrumental econômico que permita avaliar sistemas alternativos de produção agrícola. Especificamente, no que tange à ciência agroecológica, há uma carência de estudos com abordagem econômica e quantitativa, lacuna que este trabalho pretende ajudar a reduzir.

É importante salientar que este trabalho não propõe a qualificar ou ranquear o melhor modo de produção, uma vez que o sistema estudado se encontra em uma região específica e com circunstâncias diferentes de

outros locais. Os sistemas de produção devem advir de escolhas dos produtores, que variam seus métodos juntamente com sua localização geográfica, uma vez que a agricultura em si está diretamente relacionada com os fatores específicos de determinadas regiões e de mercado.

REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

O sistema orgânico é caracterizado apenas pela não utilização de insumos sintéticos, no caso, fertilizantes químicos, adubos químicos e defensivos agrícolas. Dessa forma, apesar de os sistemas orgânicos e agroflorestal serem considerados alternativos e ambos como práticas da agroecologia, existem diferenças entre eles (DULLEY, 2003). A agroecologia é uma ciência que busca o desenvolvimento humano dos produtores rurais e sua integração socioeconômica, com base no aumento de renda advinda de uma produção sustentável² e do movimento social proporcionado pela cooperação entre os produtores (FRANCO et al., 2011). Adicionalmente, a preocupação com a manutenção dos ecossistemas locais proporciona serviços ecossistêmicos da fauna e da flora, que transbordam para o sistema de produção, que se beneficia (BUQUEIRA, 2015). Os sistemas agroflorestais são caracterizados pela policultura consorciada de espécies arbóreas, arbustivas, rasteiras ou trepadeiras, sejam elas para fins comerciais ou espécies nativas para compor um ecossistema denominado sistema agroflorestal (SAF). Com isso, acredita-se que o consórcio de várias espécies propiciaria serviços ecossistêmicos, como maior produção pelo aumento de polinizadores e maior resistência a pragas e doenças (BUQUEIRA, 2015), gerando externalidades positivas (THOMAS; CALLAN, 2014). Além disso, o sistema agroflorestal propicia maior ciclagem de materiais, que aumenta a produtividade do solo e não gera perda de biodiversidade (ALTIERI, 1998).

Britto (2010) analisou um sistema de monocultura de manga para produtores orgânicos e convencionais no submédio do Rio São Francisco, utilizando a metodologia de viabilidade econômica. Os resultados apontaram que a manga orgânica apresentou menor produtividade na unidade de kg/ha/ano, mas obteve maior rentabilidade em relação à produção convencional. Nascimento et al. (2011), em um estudo de caso feito na Canaieira, estado de São Paulo, verificaram que o SAF implantado em uma região de população caiçara elevou a renda local em decorrência dos benefícios gerados pelo sistema.

² Altieri (1998) conceitua sistemas de produção sustentáveis as unidades produtivas em que há um balanceamento harmônico dinâmico entre a produção e o ecossistema, no que diz respeito ao nível de nutrientes do solo, luminosidade, umidade, tanto para a lavoura – essencialmente a policultura consorciada – quanto para o ecossistema local, preservando o equilíbrio ecológico. Isso eleva a resistência do sistema como um todo, tornando-o mais tolerante a adversidades.

No que tange ao uso da metodologia de análise de fronteira estocástica aplicada ao estudo de pequenas unidades de produção, os resultados de Tauer e Mishra (2006) buscaram avaliar a situação da competitividade de 120 pequenas propriedades de produção leiteira nos estados do Arizona e Wisconsin (EUA). Os resultados mostraram que, à medida que há maior escala na propriedade, há aumento de eficiência. Assim, as propriedades de menor porte podem ser competitivas no mercado pela utilização mais eficiente do capital fixo ou pela apropriação de uma nova tecnologia (TAUER; MISHRA, 2006).

Os autores argumentam que a produtividade total dos fatores pode ser semelhante para pequenas ou grandes propriedades, desde que ocorra uma apropriação tecnológica específica para as pequenas propriedades. Dessa forma, o tamanho da propriedade não apresenta uma magnitude tão elevada quando comparada a uma variação dos insumos variáveis como o número de cabeças no rebanho (TAUER; MISHRA, 2006).

Chinwuba e Emmanuel (2006) fizeram uso da metodologia da análise de fronteira estocástica, incluindo aspectos sociais, para averiguar os determinantes da produção de inhame no sudoeste da Nigéria em pequenas propriedades agrícolas, utilizando dados coletados de 120 produtores do estado de Enugu. A eficiência variou entre sete centésimos (0,07) a 0,85, com média de 0,41, assim, as pequenas propriedades de produção de inhame no sul da Nigéria podem ter uma elevação média de 59% na eficiência. Conforme pode ser observado, há uma sensível diferença entre a eficiência dos produtores naquela região.

Therriault e Serra (2014) conduziram um estudo no Mali, Benin e Burkina Faso, procurando incorporar efeitos do ambiente institucional nesta região sobre a produção de algodão, utilizando a metodologia de fronteira estocástica. Este estudo se revela importante para a discussão do tema sob o aspecto institucional e pondera que não se pode avaliar somente a ineficiência, mas também suas causas, que podem estar bastante relacionadas com o meio em que as firmas estão inseridas e com todo aparato de contratos e restrições a que estão submetidos.

REFERENCIAL TEÓRICO E METODOLOGIA

Os produtores têm como objetivo reduzir desperdícios e perdas, seja procurando obter o máximo de produção na utilização de um conjunto de insumos, seja minimizando os custos com insumos, dada a quantidade produzida. Isso determina a eficiência técnica (KUMBHAKAR; LOVELL, 2003).

Os fatores de ineficiência na agricultura familiar são conhecidos por abordarem questões como a dificuldade de manter a documentação da contabilidade dos custos e receitas atualizadas (BATTESE; COELLI, 1996), as eficiências de escala dadas por uma produção em propriedades onde a

área é consideravelmente grande (TAUER; MISHRA, 2006), a adoção de conhecimentos através de assistência técnica ou assistência de programas governamentais (SEYOUM; BATTESE; FLEMING, 1998) e o ambiente institucional da região (THERIAULT; SERRA, 2014).

Além desses fatores, os mais citados em termos nacionais são o fato de a agricultura familiar não ter acompanhado tecnicamente as mudanças ocorridas a partir da Revolução Verde, seja por questões de financiamento, assimetria de informações, menor atenção técnica e, a salientar, a concentração fundiária, de forma que os produtores familiares ao utilizar insumos modernos (no sentido da Revolução Verde - modernização do campo) não têm o domínio técnico perfeito sobre eles ou o cuidado necessário para sua utilização, como a periodicidade da aplicação de defensivos e a quantidade de adubos a ser utilizada (NAVARRO, 2010).

Ainda, para o uso de sistemas alternativos de produção (ALTIERI, 1998), como os orgânicos e agroflorestais (DULLEY, 2003), há necessidade de cursos especializados em manejo e produção, bem como de novas e de outras técnicas não utilizadas na agricultura convencional, o que requer do produtor determinada habilidade específica com a qual não estava acostumado antes da transição, o que pode levar à ineficiência técnica.

Assim, destacados alguns importantes fatores que influenciam a ineficiência técnica dos produtores, é também relevante considerar que as perdas na produção podem não estar relacionadas com tais fatores apresentados. Essas perdas podem ser provenientes de fatores exógenos, como geadas, excesso de chuvas ou sua falta, entre outros fatores climáticos. Desse modo, uma das vantagens na utilização do método de fronteira estocástica é a mensurabilidade de dois termos de erro, um considera a ineficiência técnica e o outro corresponde aos choques exógenos não explicados pelo modelo, como os fatores climáticos (BATTESE; COELLI, 1996).

Portanto, este trabalho optou pela utilização do modelo de fronteira de produção estocástica, proposto por Aigner, Lovell e Schmidt (1977), Kumbhakar e Lovell (2003) e Kumbhakar, Wang e Horncastle (2015), em que a função de produção pode ser estimada por um modelo paramétrico com a adição de um erro estocástico, considerando o referencial teórico microeconômico de uma função de produção (PINDYCK; RUBINFELD, 2006).

Por esta metodologia, eficiência técnica (ET) pode ser explorada via função de produção, como anteriormente mencionado, de modo a poder ser escrita de acordo com a equação (1) (KUMBHAKAR; LOVELL, 2003).

$$y_p = f(x_{pi}; \beta) ET_p \quad (1)$$

Na equação (1), y_p é a produção da propriedade p , com $p = 1, 2, \dots, P$, em reais correntes de 2015, $f(.)$ é a função de produção, em que x_{pi} são os insumos da propriedade p , com $i = 1, 2, \dots, N$, considerando os diferentes insumos utilizados, como adubação, calcário, mão de obra, custos com encai-

xotamento, custos com transporte interno, depreciação do capital, entre outros (GUIDUCCI et al., 2012).

Aigner, Lovell e Schmidt (1977) propuseram que o erro estocástico fosse uma função da composição de outros dois termos de erro independentes entre si, isto é, não correlacionados: $\varepsilon_i = v_p + u_p$. Essa formulação desvincularia a eficiência técnica (negativa) de um erro aleatório, como uma enchente nas lavouras. Assim, pode-se reescrever a equação estocástica na forma da equação (2) a seguir.

$$y_p = f(x_{pi}; \bar{x}_{pj}; \beta) e^{(-u_p)} e^{v_p} \quad (2)$$

Ao extrair os logaritmos de ambos os lados da equação (2), obtém-se um modelo linear, conforme a equação (3), com uma matriz β de parâmetros, cujos erros v_p são identicamente distribuídos com média nula ($E(v_i) = 0$) e variância σ^2 e não correlacionado com u_p , de forma que este último representa a ineficiência técnica. (ARCOVERDE; TANNURI-PIANTO; SOUSA, 2005; KUMBHAKAR; WANG; HORNCastle, 2015). A equação (3) apresenta a relação em logaritmos.

$$\ln y_p = \sum_{i=1}^n \beta_i \ln x_{pi} + v_p - u_p \quad (3)$$

É importante salientar que u_i convém ser positivo em definição teórica, uma vez que o sinal negativo inserido na equação já explicita a ineficiência técnica. Assim, caso $u_i > 0$, o produtor i está sendo menos eficiente em uma magnitude u_i do que a fronteira estocástica; caso contrário, $u_j < 0$, com $i \neq j$, representará uma maior eficiência técnica em relação à fronteira (KUMBHAKAR; LOVELL, 2003). Esta interpretação dos sinais é semelhante à interpretação de Hayami e Ruttan (1970), em relação à Nova Zelândia, cujo coeficiente negativo representava uma eficiência maior por trabalhador. Para este trabalho, foi utilizado o software Stata/MP 13 para gerar os resultados estatísticos através de dados primários coletados.

Além disso, Griffin, Montgomery e Rister (1987) atentam para a utilização da forma funcional mais adequada. No trabalho, tais autores fazem uma revisão bibliográfica das diversas formas funcionais utilizadas na modelagem de fronteira estocástica e apontam os aspectos positivos e limitações das formas funcionais. Dessa forma, os autores inferem que não existe a melhor forma funcional, mas sim a que melhor representa os dados da modelagem, de forma a analisar os seguintes aspectos: manutenção das hipóteses teóricas, estimação do modelo, dados disponíveis e aplicação.

Neste trabalho, foram testadas duas formas funcionais: a Linear e a Cobb-Douglas. A forma funcional Cobb-Douglas foi escolhida por ser mais completa em relação à linear. Além disso, a função Cobb-Douglas é de fácil interpretação, uma vez que as elasticidades são obtidas diretamente

através de uma regressão linear e têm retornos à escala que podem ser constantes, crescentes ou decrescentes, dependendo da soma dos parâmetros do modelo, quando for, respectivamente, igual, maior ou menor que a unidade (PAVELESCU, 2011). Adicionalmente, procurou-se utilizar as formas translog e transcendental, não tendo havido graus de liberdade suficientes neste trabalho para estimá-las.

A forma funcional da Cobb-Douglas é dada pela equação (4) (GRIFFIN; MONTGOMERY; RISTER, 1987).

$$Y_i = \alpha \prod_{i=1}^N x_i^{\beta_i} \quad (4)$$

Assim, aplicando o logaritmo natural na equação (4), é possível obter a equação (5) com a constante suprimida.

$$\ln y_i = \beta_i \ln x_i, \text{ com } i = 1, 2, \dots, N \quad (5)$$

Na forma funcional Linear, não há transformação das séries utilizadas em logaritmo, de forma que a interpretação das derivadas de primeira ordem em relação aos insumos de produção x_i necessita de transformações para calcular as elasticidades. Adicionalmente, a função Linear é bastante simples, porém não retorna se houver retornos constantes, crescentes ou decrescentes à escala. Sua forma funcional é dada pela equação (6) (GRIFFIN; MONTGOMERY; RISTER, 1987).

$$y_i = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i x_i \quad (6)$$

Pela estimação da fronteira estocástica, é possível obter os valores das ineficiências técnicas das propriedades rurais através de u_i , como explicitado na equação (3).

Em relação à forma funcional Transcendental (7) e (8), um aspecto positivo é a captação de informações sobre os efeitos marginais dos parâmetros em elasticidade e na sua forma linear, concomitantemente, quando extraídas as derivadas de primeira ordem em relação a x_i . A estimação desta forma funcional requer o dobro de graus de liberdade que a função Cobb-Douglas ou a função Linear (GRIFFIN; MONTGOMERY; RISTER, 1987):

$$y_i = \alpha \prod_{i=1}^N x_i^{\beta_{1i}} e^{x_i \beta_{2i}} \quad (7)$$

Considerando $i = 1, 2, \dots, N$.

Dessa forma, aplicando-se o logaritmo natural, temos:

$$\ln y_i = \sum_i^N \beta_i \ln x_i + \sum_i^N \beta_i x_i \quad (8)$$

Considerando $i = 1, 2, \dots, N$.

Outra forma funcional, a Translog, permite transformar uma relação linear entre a produção e os insumos em uma relação não linear (PAVELESCU, 2011). Contudo, uma desvantagem se aplica quando a amostra é relativamente pequena, pois o número de parâmetros a serem estimados aumenta geometricamente, o que diminui os graus de liberdade. O mesmo ainda ocorre com a função Transcendental e, devido a isso, apesar das tentativas para estimar um modelo na forma Transcendental e Translog, não foi possível por conta das poucas observações disponíveis.

Em relação às formas funcionais, duas estimativas alternativas foram feitas. Primeiramente, estimou-se a função de produção por meio de uma Cobb-Douglas e depois através de uma função Linear. Com base nos modelos estimados, foi feito o teste da razão de verossimilhança (*likelihood ratio test*) para averiguar o modelo mais adequado. Nesse teste, prevaleceu o modelo Cobb-Douglas. Assim, a estimativa final foi baseada na equação (9).

$$lrt = \beta_1 larea + \beta_2 lmdo + \beta_3 laquim + \beta_4 laorg + \beta_5 ldef + \beta_6 lsem + \beta_7 lk + v_i - u_i \quad (9)$$

Na equação (9), a letra inicial de cada variável (l) representa o logaritmo neperiano das variáveis: “*area*”, que representa a área plantada da propriedade, em ha; “*aquim*”, que concentra os valores gastos com a aquisição de adubos químicos; “*def*”, gasto com defensivos; “*sem*”, valor despendido na compra das sementes e mudas; “*k*”, a quantidade total de capital disponível na propriedade; “*v*”, o termo do erro estocástico; e “*u*” representa a eficiência técnica. Todas as variáveis, exceto *area*, foram mensuradas a preços correntes de 2015 em reais.

Foi estimado um modelo considerando todos os sistemas de produção, em que os valores para o uso de defensivos agrícolas e adubos químicos para os produtores orgânicos e agroflorestais são nulos, pois não utilizam esses insumos. A opção por considerá-los na amostra e não estimar a fronteira por grupos é em decorrência da falta de graus de liberdade para os três grupos. Adicionalmente, em relação aos adubos químicos e orgânicos, os produtores convencionais também utilizam adubos orgânicos e, como os adubos orgânicos são os únicos utilizados pelos produtores não convencionais, a opção por distinguir as variáveis foi adotada³.

Assim como Theriault e Serra (2014), o termo da ineficiência pode ser explicado por outros fatores, de forma que uma regressão considerando a própria ineficiência como variável dependente seria interessante para abordar de forma mais consistente quais características podem estar influ-

³ Um modelo restrito, considerando a soma dos adubos orgânicos e químicos, denominando uma nova variável “*ladubo*”, outro modelo foi estimado (Anexo A). O sinal desta nova variável foi positivo, indicando que o aumento na quantidade de adubo levaria a um aumento na produção. Ainda, depois de feito o teste de log da verossimilhança a 1%, não se rejeita a hipótese nula de que o modelo restrito seria mais adequado que o modelo irrestrito (valor-p = 0,0125). Logo, optou-se por manter o modelo original.

enciando a eficiência. Desse modo, para este trabalho, optou-se por utilizar uma regressão linear multivariada, considerando o sistema de produção utilizado e a área plantada da propriedade, com o intuito de observar questões de escala e utilização da capacidade de produção, utilização de sementes melhoradas e/ou mudas trabalhadas, conforme equação (10).

$$\hat{u}_p = \alpha + \sum_{k=1}^5 \beta_p x_k + \varepsilon_p \quad (10)$$

A variável dependente na equação (10) é a eficiência técnica, estimada das propriedades \hat{u}_p , em que $p = 1, 2, \dots, P$, o número de propriedades. O vetor x_k compreende cinco variáveis, das quais quatro são variáveis binárias, com valor nulo ou unitário

Os sistemas podem ser ou convencionais, orgânicos ou agroflorestais. O sistema de produção convencional receberá valor nulo para os demais sistemas e valor unitário para “conv”. De forma análoga, se orgânico, apenas a variável “org” receberá valor unitário. Se agroflorestal, apenas a variável “agro” receberá valor unitário. Se houver utilização de sementes melhoradas em mais de 50% do total de culturas plantadas, receberá o valor da unidade - “sem”. Ainda, uma variável contínua, a área da propriedade, em hectares, será a variável “area”. A variável dependente é a eficiência técnica - “ef”, e ε_i é o termo do erro. Assim, a segunda regressão, que busca identificar quais variáveis podem explicar a eficiência, é dada pela equação (11).

$$ef = \beta_1 conv + \beta_2 org + \beta_3 agro + \beta_4 sem + \beta_5 area + \varepsilon_i \quad (11)$$

É importante destacar que a regressão do segundo estágio, em que se coloca a eficiência técnica como variável dependente, pode estimar parâmetros com viés. Tal questão é discutida por Banker e Natarajan (2008), que consideram que as estimações por MQO e por Máxima Verossimilhança devem ser averiguadas, tanto em termos da estimação do primeiro estágio, considerando a produtividade como variável dependente, quanto no segundo estágio. Dessa forma, tais autores estimam funções de produção, usando simulações de Monte Carlo, utilizando os diferentes métodos, comparando os desvios absolutos da média (MAD) com a raiz do valor quadrático médio (RMSD).

Os resultados mostram que, para os modelos estimados, os menores valores para o MAD e o RMSD no primeiro estágio consideram uma forma funcional Cobb-Douglas, com 18,5% e 23,6% de variação, respectivamente. Já no segundo estágio, os menores valores são verificados para a forma funcional translog. Contudo, considerando uma função Cobb-Douglas, tanto os métodos de Máxima Verossimilhança quanto MQO apresentaram variações muito semelhantes, em torno de 42% e 50%, respectivamente. Adicionalmente, os autores indicaram que

ambos os métodos são adequados para estimar o segundo estágio da fronteira de produção estocástica (BANKER; NATARAJAN, 2008).

Coleta e tratamento dos dados

A coleta de dados foi feita segundo uma amostra estratificada de propriedades rurais localizadas na região de Sorocaba e São Paulo, de até 4 módulos fiscais⁴, com mão de obra predominantemente familiar, renda familiar composta pela renda gerada no próprio empreendimento ou estabelecimento que a família administra, caracterizando produtores familiares, conforme lei 11.326/2006 (BRASIL, 2006), que estabelece e regulamenta o termo agricultura familiar.

As respostas foram obtidas de entrevistas com questionários estruturados aplicados aos municípios a leste da região administrativa de Sorocaba, compreendendo São Miguel Arcanjo, Pilar do Sul, Iperó, Araçoiaba da Serra, Piedade, Tapiraí e Ibiúna; Capão Bonito; às regionalizações circunscritas a São Paulo e aos municípios de Mogi das Cruzes e Parelheiros, como mostrado na Figura 1. Cabe ressaltar que as regiões que compõem a amostra são importantes abastecedoras de alimentos para os municípios de Sorocaba e São Paulo.

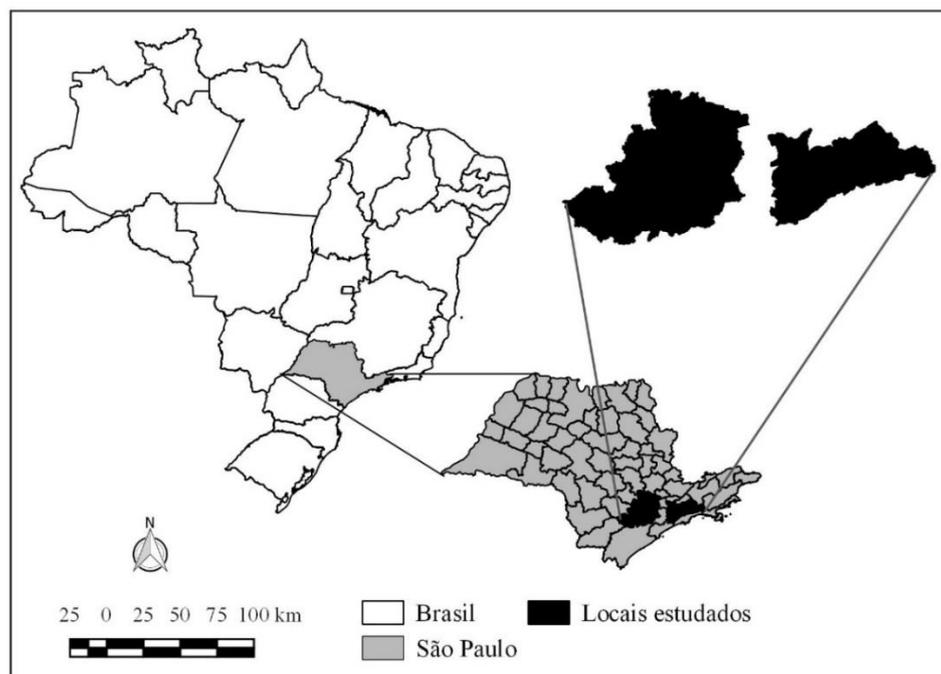


Figura 1. Mapa indicativo da região de estudo.

⁴ Para a região de Sorocaba e São Paulo, quatro módulos fiscais correspondem a 53 hectares de acordo com o Instituto Nacional de Colonização e Reforma Agrária (INCRA, 2013).

A Tabela 1 apresenta resumidamente as variáveis levantadas na pesquisa e utilizadas no modelo econométrico bem como as siglas utilizadas na estimação dos modelos e uma breve descrição delas. A unidade de medida para todas as variáveis, exceto para a área plantada e as variáveis binárias, foi obtida em valores correntes para o ano de 2015 (R\$). A área foi mensurada em hectares, e as variáveis binárias apresentam valor unitário, em caso afirmativo, e nulo, em caso negativo.

Os insumos variáveis, representados em x_{pi} , com $i = 1,2,\dots,5$, serão os insumos correspondentes à mão de obra (*mdo*), adubação orgânica (*aorg*), adubação química (*aquim*), defensivos (*def*) e sementes (*sem*). Os insumos fixos, denominados por \bar{x}_{pj} , com $j = 1,2$, são os insumos área (*area*) e capital (*k*). A área considerada foi a quantidade cultivada no momento do levantamento (2016). Como *proxy* para a produção, utilizou-se a receita total (*rt*). A função de produção, portanto, será dada pela combinação dos insumos variáveis com os insumos fixos, representados por $y = f(x_{pi}; \bar{x}_{pj})$, em que y denota a produção, x_{pi} , os insumos variáveis e \bar{x}_{pj} , os insumos fixos, constantes para a análise deste trabalho, por considerar que não há uma expansão de longo prazo (PINDYCK; RUBINFELD, 2006).

Tabela 1. Variáveis utilizadas, sigla utilizada, descrição e unidade de medida (entre parênteses)

Variável	Sigla	Descrição
Área plantada (ha)	<i>area</i>	Tamanho da área plantada
Mão de obra (R\$)		Custo de oportunidade da mão de obra
Mão de obra contratada (R\$)	<i>mdo</i>	familiar somada ao custo da mão de obra contratada
Adubos Químicos (R\$)	<i>aquim</i>	Despesas com adubos químicos
Adubos Orgânicos (R\$)	<i>aorg</i>	Despesas com adubos orgânicos
Defensivos (R\$)	<i>def</i>	Despesas com defensivos
Sementes (R\$)	<i>sem</i>	Despesas com sementes ou mudas
Capital total (R\$)	<i>k</i>	Valor do capital da propriedade
Receita Total (R\$)	<i>rt</i>	Valor total das receitas

Fonte: Elaboração própria.

Em relação à mão de obra familiar⁵, o valor contabilizado foi ponderado em 1,0, caso homem e maior de 18 anos, e coeficiente de 0,7, caso mulher ou menor de 18 anos, multiplicado por 0,5, caso seja meio período trabalhado. Considerou-se o valor da mão de obra para 200 dias de trabalho na lavoura, no valor de 70 reais a diária, obtido pela média das respostas dos questionários (GUIDUCCI et al., 2012).

⁵ A mão de obra considerada familiar é relativa ao grau de parentesco entre os indivíduos que trabalham na propriedade e não são remunerados formalmente pelo seu trabalho. A mão de obra contratada se refere ao trabalho assalariado pago aos indivíduos que exercem atividade remunerada na propriedade.

A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas dos dados. São apresentados a média, a mediana, o desvio padrão, o valor mínimo e o valor máximo para as variáveis utilizadas no modelo. Todos os valores estão expressos em reais correntes de 2015, ano referente à coleta. A Tabela 1 traz a notação das variáveis utilizadas no modelo econométrico, especificadas no parágrafo anterior.

Tabela 2. Sumário estatístico das variáveis incorporadas no modelo (2015)

Variável	<i>area</i>	<i>mdo</i>	<i>aorg</i>	<i>aquim</i>	<i>def</i>	<i>sem</i>	<i>k</i>	<i>rt</i>
Média	5,0	31316,7	3419,2	5412,1	2502,4	4141,1	73468,1	137890,4
Mediana	2,1	28000,0	2200,0	2200,0	80,0	1658,0	46800,0	96500,0
DP	4,3	14153,7	4588,0	8003,8	4719,7	7752,9	79632,2	149262,8
Máximo	26,9	71400,0	24000,0	28000,0	19926,0	35500,0	372200,0	715624,0
Mínimo	0,02	14000,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	12040,0

Fonte: Elaboração própria.

A região conta com programas de assistência à agricultura, principalmente de pequenos produtores e produtores familiares, como o Programa de Aquisição de Alimentos (PAA), que garante a compra no equivalente a 8 mil reais em alimentos de agricultores enquadrados no Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (PRONAF), de acordo com a lei 10696/2003 (BRASIL, 2003), artigo 19º. Outra iniciativa da região para o fortalecimento da agricultura familiar é o programa de fornecimento de alimentos oriundos de cooperativas e associações de agricultura familiar para a merenda escolar destinada ao município de São Bernardo (SÃO PAULO, 2009), de acordo com a lei 11947/2009 (BRASIL, 2009).

Foram coletados dados primários por meio da aplicação de 42 questionários, referentes à região de Sorocaba e São Paulo, no período de julho a outubro de 2016. Dos 42 produtores entrevistados: 29 utilizam o sistema convencional; 10, o orgânico; e 3, o agroflorestal. Os dados consideraram o ciclo produtivo de 2015 durante o período de um ano. A inexistência de dados anteriores ao levantamento impossibilitou a utilização de dados em painel.

Em relação à amostra coletada, Seyoum, Battese e Fleming (1998) avaliaram a eficiência técnica de produtores de milho no leste da Etiópia através da metodologia de fronteira estocástica, referentes ao ano de 1995/96 no calendário agrícola, utilizando uma amostra de 20 fazendeiros, para aque-

les que estavam no projeto Sasakawa-Global 2000⁶ e outros 20 que não pertenciam ao grupo, totalizando 40 observações.

Outro trabalho que apresenta similar quantidade de observações e uma diferença entre os grupos de propriedades pesquisadas é o trabalho de Mathjis e Swinnen (1997), que analisa a diferença de produtividade entre a produção em escala de organizações cooperativas, sejam estatais ou privadas, e propriedades familiares no oeste da Alemanha. Neste trabalho, são utilizadas 44 observações, dispostas em três grupos: propriedades familiares, cooperativas e organizações de grande escala. Do total, 32 observações foram de propriedades familiares. Os dados foram coletados em 1991/92 e 1994/95, configurando um modelo de fronteira estocástica em dados em painel e a utilização de um método de fronteira determinística.

É importante observar por meio de tais trabalhos que a amostra apresentada pode ser relativamente pequena, no caso de Seyoum, Battese e Fleming (1998), e a divisão dos grupos a serem abordados na pesquisa pode conter uma diferença no número de elementos, como em Mathjis e Swinnen (1997), e mesmo assim apresentar resultados consistentes.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Fronteira de produção estocástica

Os resultados apresentados na Tabela 3 mostram relação direta entre a receita total, pela combinação dos insumos variáveis e fixos da função de produção, considerando a forma funcional e as variáveis descritas na equação (8) apresentada anteriormente. A letra “1” no início indica que houve uma transformação em logaritmo neperiano daquela série.

Para averiguar a existência de retornos crescentes, decrescentes ou constantes à escala, considerando uma tecnologia de produção que represente a média das unidades produtivas, testou-se a hipótese nula de que a soma dos parâmetros do modelo estimado fosse menor do que um. O resultado do teste rejeitou a hipótese nula a 99%. Portanto, ao elevar a quantidade de todos os insumos na mesma proporção, eleva-se mais que proporcionalmente o valor da produção, o que implica possibilidade de ganhos de escala.

De acordo com os resultados obtidos, uma variação de 10% na área da propriedade corresponderia a uma variação de 1,4% no produto. O resultado encontrado neste estudo é menor do que a elasticidade

⁶ O Sasakawa-Global 2000 é uma Organização sem fins lucrativos com objetivo de transferir tecnologias para o desenvolvimento das regiões da África em parceria com entidades externas.

encontrada por Theriault e Serra (2014). Os resultados encontrados pelos autores para propriedades relativamente pequenas mostram que uma elevação de 10% da área elevaria em 8% o produto. Theriault e Serra (2014) ponderam que, apesar da grande influência do aumento de área na produção, é importante observar que este acréscimo da área plantada não necessariamente aumentaria a produtividade. Contudo, o resultado obtido nesta pesquisa foi similar ao encontrado por Chinwuba e Emmanuel (2006), em que a elasticidade do fator terra foi de 0,12, também utilizando dados provenientes de pequenas propriedades.

Tabela 3. Estimação do modelo Cobb-Douglas

Nome	Parâmetro	Valor	Erro padrão
<i>larea</i>	β_1	0,139***	1,03E-05
<i>lmdo</i>	β_2	1,045***	3,78E-06
<i>laorg</i>	β_3	-0,048	2,74E-06
<i>laquim</i>	β_4	0,005***	2,58E-06
<i>ldef</i>	β_5	-0,036	2,71E-06
<i>lsem</i>	β_6	0,079***	2,01E-06
<i>lk</i>	β_7	0,085***	3,04E-06
<i>lrt</i>	Var. Dep	-	-

*, **, ***: significativo a 10%, 5% e a 1%, respectivamente.

Fonte: Elaboração própria.

Há que salientar que neste trabalho a medida de produto foi calculada em valores monetários, como no trabalho de Chinwuba e Emmanuel (2006), enquanto no trabalho de Theriault e Serra (2014), esta medida foi calculada em quantidade produzida.

Neste estudo, que considerou 29 produtores convencionais, 10 orgânicos não agroflorestais e 3 agroflorestais, a área plantada não necessariamente correspondeu à área completa da propriedade, de modo que, em alguns casos, a área era subutilizada. Isso ocorreu porque, para expandir a área plantada, são necessárias maiores quantidades de insumos, a salientar o caso dos produtores agroflorestais e orgânicos, em que o insumo que restringia tal expansão foi a mão de obra familiar, segundo respostas dos entrevistados.

O fator mão de obra, agregando o trabalho familiar e o contratado, foi o parâmetro que mais se destacou, visto que uma variação de 10% no trabalho geraria uma elevação de 10,45% na receita total. Este resultado implica aumento mais que proporcional da produção em relação à mão de obra. Este resultado é compatível com os comentários feitos pelos produtores rurais durante as entrevistas em que foi relatada escassez de mão de obra disponível para a agricultura na região. Além disso, os

sistemas analisados são mais intensivos em mão de obra, fazendo com que esse fator de produção apresente um impacto importante na produção.

Carvalho e Kuhn (1999) colocam que já na década de 1990 havia um fluxo migratório das zonas rurais para as regiões urbanas de Sorocaba e São Paulo, como alternativa às atividades da agricultura. Este fato ocorria, principalmente, nas pequenas propriedades. Os agricultores locais destacam que a migração diminuiu, porém ainda é bastante presente e isso é agravado pelos avanços nas formas de comunicação, oportunidades de trabalhos e estudo nas regiões urbanas. Relatam ainda que os indivíduos mais jovens estão deixando a atividade agrícola e migrando para a zona urbana, logo, a população da zona rural está envelhecendo e parando de trabalhar, não estando ocorrendo reposição de mão de obra.

Theriault e Serra (2014) destacam que a elasticidade do trabalho familiar e contratado, somando os parâmetros é, em média, de 0,24, também menor do que os valores encontrados nesta pesquisa. O trabalho de Chinwuba e Emmanuel (2006) também aponta resultado menor e semelhante ao de Theriault e Serra (2014), correspondendo a uma elasticidade de 0,39. Em contrapartida, no trabalho de Seyoum, Battese e Fleming (1998), foi estimado que o fator trabalho obteve uma elasticidade de 2,27 em média, também considerando pequenas propriedades com mão de obra predominantemente familiar.

Em relação à adubação, os adubos orgânicos apresentaram uma relação inversa com a receita: dada uma variação de 10% na adubação orgânica, a receita total diminuiria em 0,48%. Os adubos químicos apresentam elasticidade positiva de 0,0045, representando um acréscimo bastante pequeno, relativamente, porém não nulo estatisticamente. Os valores obtidos para a elasticidade por Theriault e Serra (2014) e Chinwuba e Emmanuel (2006) são de 0,17 e de 0,44, respectivamente, ambos baixos, porém ligeiramente superiores ao obtido neste estudo.

Um aspecto importante a ser considerado é que a literatura (ALTIERI, 1998; MUTUANDO, 2005; NASCIMENTO et al., 2011; WEINÄRTNER; ALDRIGHI; MEDEIROS, 2006) salienta a questão da utilização de adubos orgânicos e práticas de adubação. Porém, para esta amostra, em especial, considerando as 42 pequenas propriedades nas regiões coletadas, a magnitude dos parâmetros no impacto na receita total, em valores percentuais, não se mostrou tão importante em relação aos outros insumos. Contudo, um fator que restringe essa análise é o fato de os grupos da amostra dos sistemas de produção conterem discrepantes quantidades de observações.

Um fator a se considerar é que os sistemas de produção orgânicos e os agroflorestais não utilizam adubos químicos, mas sistemas convencionais podem utilizar ambos os tipos de adubos, de forma que haveria uma complementariedade entre os adubos orgânicos e químicos, implicando uma maior receita. Além disso, é importante salientar que a maioria dos produtores não aplicava a adubação conforme um estudo prévio ou seguia

alguma instrução técnica. Dessa maneira, para esta amostra em específico, um aumento com a despesa de adubos pode não surtir os efeitos esperados.

Em relação ao uso de defensivos, o resultado foi que o aumento de seu uso em 10% reduziria o produto em 0,363%. Esse fato pode ser explicado por alguns motivos além da questão abordada para os adubos, dos rendimentos marginais decrescentes. Existem principalmente duas formas de aplicar os defensivos, sendo uma a calendarizada, em que periodicamente se pulveriza, e a segunda, em que existe uma inspeção das culturas antes da utilização de defensivos. Concernente à primeira, a calendarizada, a aplicação contínua de defensivos pode elevar, no longo prazo, a resistência a pragas ou levar à diferenciação de algumas características que as tornem resistentes a um tipo de defensivo, questão essa bastante discutida em termos da literatura da área. Em relação ao segundo tipo de aplicação, não necessariamente a aplicação dos defensivos pode gerar redução da receita, mas a própria aplicação dos defensivos pode ter sido demandada por uma prévia contaminação em decorrência de pragas e doenças que afete negativamente a produção e a receita

As despesas com sementes elevariam o produto em 0,793%, dada uma elevação em 10% no uso deste insumo. O resultado não aponta um grande resultado para a elevação no uso de sementes melhoradas, apesar de o parâmetro ser significativo estatisticamente. Porém, para as propriedades na região amostrada, o uso de sementes melhoradas pode ser mais vantajoso que o aumento no uso de adubos, uma vez que parcela significativa dos agricultores utiliza mudas e sementes próprias e que a elasticidade do produto em relação às despesas com sementes é maior do que a elasticidade do produto em relação ao uso de adubos, sejam eles orgânicos ou sintéticos.

No cálculo do valor da disponibilidade de capital da propriedade, obteve-se uma elasticidade de 0,085, demonstrando que o aumento da quantidade de capital disponível pode contribuir com um aumento no produto, mesmo sendo uma contribuição pequena. Esta pequena contribuição pode estar atrelada à necessidade de mão de obra, pois a amostra desta pesquisa apresentou unidades de produção bastante intensivas em mão de obra, mas pouco intensivas em capital, o que pode estar relacionado ao fato de esses produtores estarem utilizando o insumo capital, enquanto na faixa de rendimentos marginais crescentes, ainda, de forma que o a produtividade marginal do capital ainda pode aumentar. Outro fator relevante é que, para esta amostra, como as propriedades são semelhantes em termos de utilização de alta intensidade de mão de obra, a variação do capital existente refletiria pequenas diferenças na produção.

Eficiência técnica

O maior valor para a eficiência técnica foi de 100% para sete propriedades; cinco eram de produção convencional, uma de produção orgânica e uma de produção agroflorestal. Desta forma, é possível confirmar a hipótese de que os três sistemas de produção sejam potencialmente eficientes, apesar de suas diferenças. O valor para a eficiência técnica varia de 0 a 1 (ou 0 a 100%), em que 1 é o valor que mostra menor ineficiência ou maior eficiência técnica (ARCOVERDE; TANNURI-PIANTO; SOUSA, 2005).

Dos 29 produtores convencionais, 5 obtiveram eficiência técnica máxima; dos 10 orgânicos não agroflorestais, 1 produtor obteve eficiência máxima; e dos 3 agroflorestais, um produtor também obteve eficiência máxima. Dessa forma, a hipótese de que os produtores dos três sistemas de produção apresentam potencial para serem igualmente eficientes, neste caso, esses produtores têm potencial para obter eficiência máxima.

A Tabela 4 apresenta as médias das eficiências técnicas dos sistemas de produção convencional, orgânico e agroflorestal para os dados amostrados na pesquisa. É possível perceber que, na média, a eficiência técnica do sistema convencional está entre os demais sistemas e o sistema orgânico e se apresenta com menor eficiência, ao contrário do sistema agroflorestal. Tais resultados corroboram a ideia de que a vulnerabilidade do sistema orgânico seja a maior, pois não conta com as externalidades positivas dos sistemas agroflorestais e também apresenta menor possibilidade de substituição entre os insumos (DULLEY, 2003). O sistema agroflorestal apresenta um potencial de aumento de eficiência que pode ser explicado pelas externalidades positivas que este meio de produção oferece (ALTIERI, 1998).

Tabela 4. Sumário da Eficiência Técnica: média por grupos dos três sistemas de produção

Sistema de produção	Média (%)	N. de observações
Convencional	0,587	29
Orgânico	0,457	10
Agroflorestal	0,652	3

Fonte: Elaboração própria, com base nos resultados da pesquisa.

A Figura 2 mostra que os escores da eficiência técnica caracterizaram uma amostra heterogênea, com concentração de eficiência de 21 a 40% em 15 produtores e de 81 a 100% em 14 produtores. No trabalho de Seyoum, Battese e Fleming (1998), entre os produtores dentro do projeto SG 2000, a diferença entre a maior eficiência técnica e a menor foi de 24,2%, enquanto para os produtores fora do projeto, a amplitude foi de 40,8%. No trabalho de Theriault e Serra (2014), a amplitude foi de 83% para toda a região amostrada.

Esta amplitude pode estar relacionada com a homogeneidade da tecnologia que está sendo utilizada, de forma que políticas públicas podem reduzir tal amplitude, como em Seyoum, Battese e Fleming (1998). No que tange a este trabalho, considerando o histograma apresentado na Figura 2, há uma considerável diferença entre as unidades de produção mais eficientes e as menos eficientes, próximo à amplitude da pesquisa desenvolvida por Theriault e Serra (1998). Isso pode ser explicado porque, segundo os produtores entrevistados, apesar da ocorrência de assistência técnica nas propriedades, ela era feita em uma longa periodicidade de tempo, o que dificultava o acompanhamento do desempenho das propriedades.

Adicionalmente, ainda segundo os produtores entrevistados, a assistência técnica não permanecia na mesma propriedade por tempo suficiente a fim de que os produtores pudessem explicitar todas as dúvidas em relação ao desempenho da propriedade. Isso ocorre porque não existem muitos técnicos para um grande número de propriedades. Assim, é possível que, caso houvesse maior suporte técnico ou programas de assistência e acompanhamento técnico, a amplitude da eficiência técnica diminuiria, como no trabalho de Seyoum, Battese e Fleming (1998).

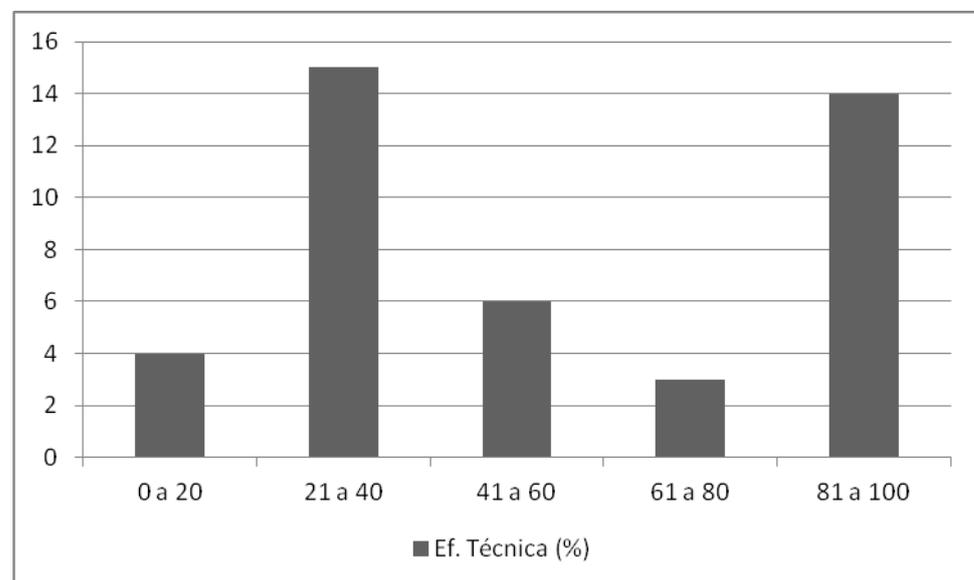


Figura 2. Histograma da Eficiência Técnica das propriedades nas regiões de São Paulo e Sorocaba (2015)

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

A Tabela 5 apresenta os resultados da estimação do modelo de regressão linear da equação (13). É possível verificar que os três sistemas de produção apresentam eficiências médias distintas, apesar do potencial de

trabalhar com eficiência máxima, relacionando a eficiência de acordo com as características de cada sistema de produção.

Como as variáveis são binárias, exceto a “área”, os parâmetros devem ser interpretados como variações nos interceptos, não como coeficientes, com valores marginais em se tratando das derivadas de primeira ordem. Desse modo, o sistema agroflorestral seria aquele com maior eficiência quando comparado aos demais. Uma das discussões que corroboraria tal resultado é o fato de que os sistemas agroflorestais mantêm os serviços ecossistêmicos (BUQUEIRA, 2015), a ciclagem de materiais (MUTUANDO, 2005) e outros benefícios (NASCIMENTO et al., 2011), que configurariam benefícios externos marginais (CALLAN; THOMAS, 2011), levando a uma maior eficiência na produção.

No entanto, os sistemas orgânicos se mostraram aqueles com menor eficiência inicial em relação aos demais. Isso pode estar relacionado com o fato de, neste caso, a vulnerabilidade ser maior do que nos sistemas agroflorestais, por não se apropriarem dos benefícios externos marginais, anteriormente citados. Esta vulnerabilidade também é maior do que nos sistemas convencionais por não se utilizar nenhum agroquímico, o que incorre em uma produção mais intensiva em mão de obra, que, por sua vez, foi o maior diferencial na receita total por valor, mas que é escassa.

Tabela 5. Regressão da Eficiência Técnica das propriedades nas regiões de São Paulo e Sorocaba (2015)

Nome	t	Valor	Erro padrão
<i>conv</i>	5,66	0,561***	0,099167
<i>org</i>	4,04	0,416***	1,03E-01
<i>agro</i>	3,65	0,655***	1,80E-01
<i>semm</i>	1,29	0,134	1,04E-01
<i>area</i>	-1,86	-0,011	5,88E-03
<i>ef</i>	Var. Dep	-	-
Teste F = 30,59		R ² = 0,792	
N. obs = 42		gl = 37	

*, **, ***: significativo a 10%, 5% e a 1%.

Fonte: Elaboração própria.

Caso as propriedades contassem com a utilização de sementes melhoradas ou mudas trabalhadas, o intercepto se elevaria, porém, menos do que para os diferentes sistemas de produção. Este resultado mostra que a escolha dos sistemas de produção foi bastante significativa, considerando a amostra desta pesquisa.

Por fim, a área, única variável não binária do modelo, apresentou coeficiente negativo, implicando que os efeitos marginais de um aumento na área plantada podem acarretar decréscimo na eficiência. É possível que este resultado se deva ao fato de as pequenas propriedades serem bastante

intensivas em mão de obra e que esta, à medida que precise ser contratada em decorrência de uma maior escala de produção, se torne onerosa, o que pode levar a uma menor eficiência em razão de sua escassez ou falta.

CONCLUSÃO

De acordo com os resultados apresentados, os três sistemas de produção - agroflorestais, orgânicos não agroflorestais e convencionais - foram capazes de ter eficiência máxima, mostrando que é possível que os três sistemas de produção apresentem o mesmo nível de eficiência.

Cabe destacar que a amostra em questão apresentou retornos crescentes à escala, com a soma dos coeficientes de aproximadamente 1,27. Este resultado indicaria que um aumento da quantidade de insumos aumentaria mais que proporcionalmente a receita total, a salientar a importância do fator mão de obra, apesar da redução de eficiência em decorrência do aumento da área plantada.

A área plantada pode ser um fator a ser considerado para expandir a receita total, mas esta expansão pode acarretar decréscimo na eficiência da propriedade. Ainda assim, cabe ressaltar que é necessário avaliar se esta expansão seria realmente compensatória para os produtores.

O fator de maior impacto foi a mão de obra, representando uma elasticidade de 1,04, o que indica possivelmente uma atividade que depende muito da mão de obra disponível, porém isso também é afetado pelo êxodo rural ainda existente, fenômeno que limita a oferta deste fator à demanda dos produtores.

A adubação e o uso de defensivos em si, motivo de bastante discussão sobre as razões de se utilizar cada um dos três sistemas, obtiveram sinais contrários ao esperado, o que pode significar que sua utilização pode estar sendo ineficiente dentro da amostra analisada, de forma que, para os produtores convencionais, uma utilização mais ponderada do uso de defensivos poderia ser benéfica e, concernente aos agroflorestais e orgânicos, seria interessante uma reavaliação da quantidade de adubos utilizada e das interações com os tratamentos culturais.

No entanto, a escolha do sistema de produção indicou diferença na eficiência média de cada um dos três sistemas avaliados, sendo o agroflorestal, inicialmente, o mais eficiente, cuja possível explicação pode ser determinada pela existência dos benefícios externos marginais advindos desta lógica de produção. O sistema orgânico foi o que apresentou menor intercepto, possivelmente porque tais sistemas são mais vulneráveis que os outros dois, por não receberem tanto os benefícios externos marginais, nem haver possibilidade da utilização de agroquímicos.

Consideram-se desejáveis uma expansão da amostra e um melhor balanceamento da quantidade amostrada para cada tipo de sistema de produção para trabalhos futuros, por terem sido fatores limitantes neste trabalho, apesar de outros trabalhos já terem também se utilizado de amostras pequenas e agrupamentos em quantidades heterogêneas. Além disso, trabalhos futuros também podem incorporar questões institucionais, sociais, políticas, entre outros fatores que podem enriquecer a explicação acerca das ineficiências técnicas.

Salienta-se ainda que os produtores agroflorestais e orgânicos não utilizam defensivos e adubos químicos. Contudo, como havia poucos graus de liberdade, foi preferida uma estimação com os parâmetros da equação (8), além do fato de os produtores convencionais também utilizarem adubos orgânicos.

REFERÊNCIAS

- AIGNER, D. J.; LOVELL, C. A. K.; SCHMIDT, P. Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models. *Journal of Econometrics*, [S.l.], v. 6, n. 1, p. 21-37, jul. 1977. [doi:10.1016/0304-4076\(77\)90052-5](https://doi.org/10.1016/0304-4076(77)90052-5).
- ALTIERI, M. A. *Agroecologia - A dinâmica produtiva da agricultura sustentável*. Porto Alegre: UFRGS, 1998.
- ALVES, E.; ROCHA, D. de P. Ganhar tempo é possível? In: GASQUES, J. G.; VIEIRA FILHO, J. E.; NAVARRO, Z. (Org.). *A Agricultura Brasileira: desempenho, desafios e perspectivas*. Brasília: Ipea, 2010. cap. 11.
- ARCOVERDE, F. D.; TANNURI-PIANTO, M. E.; SOUSA, M. C. S. Mensuração das Eficiências das distribuidoras do setor energético brasileiro usando Fronteiras Estocásticas. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 33., 2005, Natal. *Anais...* Natal: ANPEC, 2005. p.110.
- ASSIS, R. L. de; ROMEIRO, A. R. Agroecologia e agricultura orgânica: controvérsias e tendências. *Desenvolvimento e Meio Ambiente*, Curitiba, v. 6, p. 67-82, 2002. [doi:10.5380/dma.v6i0.22129](https://doi.org/10.5380/dma.v6i0.22129).
- BANKER, R. D.; NATARAJAN, R. Evaluating contextual variables affecting productivity using data envelopment analysis. *Operations research*, [S.l.], v. 56, n. 1, p. 48-58, dez. 2008. [doi:10.1287/opre.1070.0460](https://doi.org/10.1287/opre.1070.0460).
- BATTESE, G.; COELLI, T. Identification of the factors which influence the technical inefficiency of Indian farmers. *Australian Journal of Economics*, [S.l.], v. 40, n. 2, p. 103-128, ago. 1996.

BRASIL. Decreto-lei n.º 10696, de 2 de julho de 2003. Dispõe sobre a repactuação e o alongamento de dívidas oriundas de operações de crédito rural, e dá outras providências. *Diário Oficial da União*, Brasília, DF, 2 jul. 2003. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/2003/L10.696.htm>. Acesso em 05 jun. 2017.

BRASIL. Decreto n.º 11326, de 24 de julho de 2006. Estabelece as diretrizes para a formulação da Política Nacional da Agricultura Familiar e Empreendimentos Rurais Familiares. *Diário Oficial da União*, Brasília, DF, 25 de julho de 2006. Disponível em: <https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2004-2006/2006/Lei/L11326.htm>. Acesso em: 28 ago. 2017.

BRASIL. Decreto-lei n.º 11947, de 16 de junho de 2009. Dispõe sobre o atendimento da alimentação escolar e do Programa Dinheiro Direto na Escola aos alunos da educação básica; altera as Leis nos 10.880, de 9 de junho de 2004, 11.273, de 6 de fevereiro de 2006, 11.507, de 20 de julho de 2007; revoga dispositivos da Medida Provisória nº 2.178-36, de 24 de agosto de 2001, e a Lei nº 8.913, de 12 de julho de 1994; e dá outras providências. *Diário Oficial da União*, Brasília, DF, 16 jun. 2009. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2007-2010/2009/lei/l11947.htm>. Acesso em 05 jun. 2017.

BRITTO, W. S. F. Análise da viabilidade financeira da agricultura orgânica versus agricultura convencional: o caso da manga no submédio do vale do São Francisco. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA E RURAL, 48.º, 2010, Campo Grande. *Anais...* Campo Grande: [s.n], 2010. Disponível em: <<http://www.sober.org.br/palestra/12/01O045.pdf>>. Acesso em: 10 mar. 2015.

BUQUEIRA, R. B. *A agroecologia e os serviços ecossistêmicos: um estudo de caso nos assentamentos no município de Iperó/SP*. 2015. 126 f. Dissertação (Mestrado em Agroecologia e Desenvolvimento Rural) – Centro de Ciências Agrárias, Universidade Federal de São Carlos, Araras.

CALLAN, S. J. THOMAS, J. M.; *Economia ambiental: aplicações, políticas e teorias*. São Paulo: Cengage Learning, 2010, 556 p.

CARVALHO, Y. M. C.; KUHN, V. L. Agricultura Familiar no estado de São Paulo: política e condições econômicas. *Informações Econômicas*, São Paulo, v. 29, n. 8, ago. 1999. Disponível em: <<http://www.iea.sp.gov.br/ftp/iea/ie/1999/tec2-0899.pdf>>. Acesso em: 17 ago. 2017.

CHINWUBA, P. I.; EMMANUEL, O. I. Determinants of yam production and economic efficiency among small-holder farmers in southeast of Nigeria. *Journal of Central European Agriculture*, Croatia, v. 7, n. 2, p. 337-342, out. 2006. Disponível em: <<http://hrcak.srce.hr/17367>>. Acesso em: 16 ago. 2017.

DULLEY, R. D. Agricultura orgânica, biodinâmica, natural, agroecológica ou ecológica? *Informações econômicas*, São Paulo, v. 33, n. 10, p. 96-99, out. 2003. Disponível em: <<http://www.iea.sp.gov.br/OUT/publicacoes/pdf/seto3-1003.pdf>>. Acesso em: 16 ago. 2017.

FRANCO, F. S. et al. Curso de agronomia com ênfase em Agroecologia e sistemas rurais sustentáveis - UFSCar/PRONERA/INCRA. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE AGROECOLOGIA, 7., 2011, Fortaleza. *Resumos...* Fortaleza, [s.n], 2011. v.6, n.2, p. 12017.

GUIDUCCI, R. do C. N.; LIMA FILHO, J. R. de; MOTA, M. M. *Viabilidade econômica de sistemas de produção agropecuários*. Brasília, DF: Embrapa, 2012.

GRIFFIN, R. C.; MONTGOMERY, J. M.; RISTER, M. E. Selecting Function Form in Production Function Analysis. *Western Journal of Agricultural Economics*, Milwaukee, v. 12, n. 12, p. 216-227, dez. 1987. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/40987872>>. Acesso em: 16 ago. 2017.

HAYAMI, Y.; RUTTAN, V. W., Agricultural Productivity Differences among Countries. *The American Economic Review*, USA, v. 60, n. 5, p. 895-911, dez. 1970. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1818289>>. Acesso em: 16 ago. 2017.

INSTITUTO NACIONAL DE COLONIZAÇÃO E REFORMA AGRÁRIA – INCRA. *Sistema Nacional de Cadastro Rural: Índices Básicos de 2013*. Brasília, 2013.

KAWAGOE, T.; HAYAMI, Y.; RUTTAN, V. W. The intercountry Agricultural Production Function and Productivity Differences among Countries. *Journal of Development Economics*, North-Holland, v. 19, n. 1-2, p. 113-132, out. 1985. [doi:10.1016/0304-3878\(85\)90041-0](https://doi.org/10.1016/0304-3878(85)90041-0).

KUMBHAKAR, S. C.; LOVELL, C. A. K. *Stochastic Frontier Analysis*. Cambridge: Cambridge University Press, 2003. 343 p.

KUMBHAKAR, S. C.; WANG, H.; HORNCastle, A. P. *A Practitioner's Guide to Stochastic Frontier Analysis Using Stata*. New York: Cambridge University Press, 2015.

MARTINE, G. A. Trajetória da Modernização Agrícola: A quem se beneficia? *Lua Nova*, São Paulo, n. 23, mar. 1991. [doi:10.1590/S0102-64451991000100003](https://doi.org/10.1590/S0102-64451991000100003).

MATHJIS, E.; SWINNEN, J. F. M., Production organization and efficiency during transition: an empirical analysis of east German agriculture. *Policy Research Group Working Paper*, [S.l.], n. 7, 1997. Disponível em: <<http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/31869/1/prg-wp07.pdf>>. Acesso em: 17 ago. 2017.

MOREIRA, R. J. Críticas Ambientalistas à Revolução Verde. *Estudos Sociedade e Agricultura*, Rio de Janeiro, n. 15, p. 39-42, out. 2000.

MUTUANDO, INSTITUTO GIRAMUNDO. *A Cartilha Agroecológica*. Botucatu: Criação, 2005.

NASCIMENTO, J. S.; LOPES, P. R.; FRANCO, F. S. Caracterização socioeconômica e ambiental de sistemas agroflorestais na região de Cananeia-SP: um estudo de caso. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE AGROECOLOGIA, 7., 2011, Fortaleza. *Resumos...* Fortaleza, [s.n], 2011. v.6, n.2, p. 12018.

NAVARRO, Z. A agricultura familiar no Brasil: entre a política e as transformações da vida econômica. In: GASQUES, J. G.; VIEIRA FILHO, J. E.; NAVARRO, Z. (Org.). *A Agricultura Brasileira: desempenho, desafios e perspectivas*. Brasília: Ipea, 2010. cap. 7.

PAVELESCU, F. M. Some aspects of translog production function estimation. *Romanian Journal of Economics*, Bucharest, v. 32, n. 1, p. 131-150, jan. 2011. Disponível em: <<http://revecon.ro/articles/2011-1/2011-1-8.pdf>>. Acesso em: 10 ago. 2017.

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. *Microeconomia*. Tradução de Eleutério Prado e Thelma Guimarães. São Paulo: Pearson Prentice Hall, 2006. p. 158-248.

SÃO PAULO (Estado). Assembléia Legislativa. *Merenda Escolar com Produtos da Agricultura Familiar*. São Paulo: 2009. Disponível em: <<http://www.al.sp.gov.br/noticia/?id=288019>>. Acesso em: 26 nov. 2016.

SEYOUUM, E. T.; BATTESE, G. E.; FLEMING, E. M. Technical efficiency and productivity of maize producers in eastern Ethiopia: a study of farmers within and outside the Sasakawa-Global 2000 project. *Journal of Agricultural Economics*, Malden, v. 19, n. 3, p. 341-348, dez. 1998. [doi:10.1016/S0169-5150\(98\)00037-1](https://doi.org/10.1016/S0169-5150(98)00037-1).

TAUER, L. W.; MISHRA, A. K. Can the small dairy farm be competitive in US agriculture? *Food Policy*, New York, v. 31, n. 5, p. 458-468, out. 2006. [doi:10.1016/j.foodpol.2005.12.005](https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2005.12.005).

THERIAULT, V.; SERRA, R., Institutional Environment and Technical Efficiency: A Stochastic Frontier Analysis of Cotton Producers in West Africa. *Journal of Agricultural Economics*, Malden, v. 65, n. 2, p. 383-405, jan. 2014. [doi:10.1111/1477-9552.12049](https://doi.org/10.1111/1477-9552.12049).

THERIAULT, V.; SERRA, R. Institutional Environment and Technical Efficiency: A Stochastic Frontier Analysis of Cotton Producers in West Africa. *Journal of Agricultural Economics*, Malden, v. 65, n. 2, p. 383-405, jan. 2014. [doi:10.1111/1477-9552.12049](https://doi.org/10.1111/1477-9552.12049).

THOMAS, J. M.; CALLAN, S. J. *Economia ambiental: aplicações, políticas e aplicações*. São Paulo: Cengage Learning, 2014. cap. 2.

WEINÄRTNER, M. A.; ALDRIGHI, C. F. S.; MEDEIROS, C. A. (Org.). *Práticas agroecológicas: adubação orgânica*. Rio Grande do Sul: Embrapa Clima Temperado, 2006. Disponível em: http://www.infoteca.cnptia.embrapa.br/bitstream/doc/903698/1/Adu_bacaoorganica.pdf. Acesso em: 17 Ago. 2017.

ANEXO

Tabela A1. Estimação do modelo Cobb-Douglas restrito

Nome	parâmetro	Valor	Erro Padrão
<i>larea</i>	β_1	0,0222607***	1,20E-05
<i>lmdo</i>	β_2	1,07791***	4,14E-06
<i>ladubo</i>	β_3	0,0686464***	4,25E-06
<i>ldef</i>	β_4	-0,0235***	3,61E-06
<i>lsem</i>	β_5	0,0357795***	3,04E-06
<i>lk</i>	β_6	0,0108212***	3,51E-06
<i>lrt</i>	Var. Dep	-	-

*, **, ***: significativo a 10%, 5% e a 1%.

Fonte: Elaboração própria.



Revista de Economia e Agronegócio - REA
ISSN impresso: 1679-1614
ISSN online: 2526-5539
Vol. 15 | N. 2 | 2017

Débora Luana Pasa

Mestranda do Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal, Universidade Federal de Santa Maria

E-mail: debora.pasa@gmail.com

Flávio Laureano

Mestre em Engenharia Florestal, Universidade Federal de Santa Maria

E-mail: flaviolaureano@hotmail.com

Jorge Antonio de Farias

Dr. Professor Adjunto do Departamento de Ciências Florestais, Universidade Federal de Santa Maria

E-mail: fariasufsm@gmail.com

Bibiana Graeff Nolasco

Graduanda em Engenharia Florestal, Universidade Federal de Santa Maria

E-mail: bibianafbat@gmail.com

ANÁLISE ECONÔMICA DE PLANTIOS FLORESTAIS NA AGRICULTURA FAMILIAR DA REGIÃO SUL

RESUMO

A demanda por madeira vem contribuindo para o desenvolvimento do setor florestal, tanto em larga escala quanto as pequenas propriedades, visto que a matéria-prima é utilizada diretamente na área rural, além de poder constituir significativo aumento de renda dos produtores. Objetivou-se realizar a análise financeira, econômica e de sensibilidade de duas propostas de investimento florestal caracterizadas por serem implantadas em propriedades rurais baseadas na agricultura familiar da região Centro Serra - RS. Os fatores considerados foram o Valor Presente Líquido, Valor Anual Equivalente, Taxa Interna de Retorno, Benefício-custo e Custo Médio de Produção. A análise de sensibilidade avaliou os projetos em duas taxas de juros distintas e considerou a variação do preço de venda da madeira em +10% a -10%. O estudo demonstrou a viabilidade financeira dos reflorestamentos em todos os cenários analisados. A análise de sensibilidade evidenciou a diminuição da lucratividade dos reflorestamentos com o aumento da taxa de juros e a diminuição do preço da madeira em 10%. O reflorestamento implantado foi considerado viável, além de se caracterizar como fonte de renda complementar. É necessário planejamento e manejo adequado para esses plantios, além da implementação de políticas públicas para fomento florestal, visto que a região Centro Serra possui mercado para absorver a matéria-prima produzida.

Palavras-chave: Viabilidade econômica; Investimento Florestal; Propriedades Rurais.

ABSTRACT

The demand for wood has been contributing to the development of the forestry sector worldwide and also to small properties, since the raw material is used directly in the rural area, besides contributing to the income increase of the producers. Thus, the objective of this study was the financial, economic and sensitivity analysis of two forest investment proposals characterized by being implemented in rural properties based on family farming in the region Centro Serra - RS. The economic factors considered were the Net Present Value, Annual Equivalent Value, Internal Rate of Return, Cost Benefit and Average Cost of Production. The sensitivity analysis evaluated the projects at two different interest rates and considered the variation of the sale price of wood by + 10% to -10%. The sensitivity analysis showed a decrease in the profitability of reforestation with an increase in the interest rate and a 10% decrease in the price of wood. Reforestation implemented within small farms is considered viable, in addition to being an additional income. Therefore, adequate planning and management is necessary for these plantations, as well as the implementation of public policies for forest development, since the Centro Serra region has a market to absorb the raw material produced.

Keywords: Economic Viability; Forest Investment; Rural Properties.

JEL Code: L73; R00; R11.

Recebido em: 13/02/2017
Revisado em: 13/04, 08/06 e 28/07/2017
Aceito em: 17/08/2017

INTRODUÇÃO

A área reflorestada no Brasil ocupa um total de 7,8 milhões de hectares, sendo 5,6 milhões reflorestados com várias espécies de eucalipto (IBÁ, 2016). O gênero *Eucalyptus*, originário da Austrália, desde que foi introduzido no Brasil, adaptou-se satisfatoriamente às diferentes condições do País, tornando-se uma espécie potencial de fácil e amplo uso. Por serem espécies de rápido crescimento, exóticas, sem restrição de corte e multifuncional, os eucaliptos tornaram-se uma importante fonte de matéria-prima e geração de renda dentro de propriedades rurais (EMBRAPA FLORESTAS, 2015).

Os agricultores são constantemente motivados a investirem em reflorestamentos, cuja madeira é utilizada, tanto na própria propriedade, para energia, construções rurais e cercas, quanto para a venda de lenha, varas ou toras para serrarias. Essa ampla utilização do eucalipto na agricultura familiar reflete diretamente no desenvolvimento da propriedade, tornando-se fonte de renda principal ou secundária para o produtor.

Destaca-se, dessa forma, a importância do reflorestamento no que tange aos aspectos econômicos, relacionados à produção da matéria-prima e processamento dos produtos e subprodutos da madeira; aos aspectos sociais que abrangem a absorção de mão de obra, aumento da renda e aumento nos investimentos locais e regionais, e a contribuição ambiental, voltada à preservação dos remanescentes florestais nativos, os quais são mantidos indiretamente pelo uso de madeira proveniente de florestas plantadas (EMBRAPA FLORESTAS, 2015). Sendo assim, a proposta de inserção de reflorestamentos dentro da agricultura familiar vem ganhando impulso por se caracterizar como um modelo de desenvolvimento que procura conciliar as dimensões econômica, social e ambiental, respeitando os limites impostos pela natureza (BELLEN, 2006).

A região Centro Serra - Rio Grande do Sul, tem como fonte de renda principal a atividade agrícola, incluindo soja, milho e tabaco, e, conforme dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE (2010), são contabilizadas 10.842 propriedades rurais. Farias (2010), em estudo realizado na região do Vale do Rio Pardo, comenta sobre a estrutura fundiária da região, típica de pequenas áreas, tendo como média 18 hectares, evidenciando o predomínio da agricultura familiar, aspecto muito presente em toda a região produtora de tabaco. No que tange às questões relacionadas à sustentabilidade, são comuns os itens vinculados à produção de alimentos, geração de renda e conservação do meio ambiente, apontando inevitavelmente para a agricultura e suas condições de produção (DANTAS, 1994). Dessa forma, a agricultura familiar faz parte da rotina das atividades produtivas do País (MATTEI, 2014) e apresenta-se como alternativa modeladora de um desenvolvimento menos excludente e ambientalmente mais equilibrado (SANTOS; MITJA, 2012).

Segundo dados do Ministério do Desenvolvimento Agrário - MDA (2009), a destinação principal da madeira oriunda de reflorestamentos da agricultura familiar no Centro Serra é o consumo na própria propriedade, mas cerca de 65 famílias dessa região cultivam 660 ha com fins comerciais, para lenha e madeira para serraria.

Pereira (2015) afirma que a densidade populacional de plantio é uma das decisões mais importantes na formação de povoamentos florestais, pois influencia diretamente a produtividade e a qualidade do produto a que se destina. A escolha do espaçamento adequado tem por objetivo proporcionar para cada indivíduo o espaço suficiente para um bom desenvolvimento e menor custo, considerando ainda a questão da proteção do solo (LELES et al., 2001).

Além do espaçamento adequado, a execução de um projeto de reflorestamento deve ser norteado por meio de ferramentas de análise financeira e econômica, a fim de respaldar os investimentos realizados (VIRGENS et al., 2016).

Dessa forma, o presente artigo teve como objetivo realizar um estudo de viabilidade financeira de plantios florestais de *Eucalyptus sp.* em pequenas propriedades rurais, além de realizar uma análise econômica do mercado florestal na região Centro Serra - RS. Os critérios utilizados para a análise foram o Valor Presente Líquido (VPL), Valor Anual Equivalente (VAE), Taxa Interna de Retorno (TIR), Benefício-custo (B/C) e Custo Médio de Produção (CMP). A análise de sensibilidade do projeto foi realizada utilizando-se, como fatores, a oscilação da taxa de investimento (taxa de juros) e a variação do preço da madeira.

METODOLOGIA

Área de estudo

A pesquisa foi realizada em propriedades rurais dos municípios da região Centro Serra, Estado do Rio Grande do Sul. A região é composta pelos municípios de Arroio do Tigre, Cerro Branco, Estrela Velha, Ibarama, Jacuizinho, Lagoão, Lagoa Bonita do Sul, Passa Sete, Salto do Jacuí, Segredo, Sobradinho e Tunas (Figura 1). O Território Centro Serra possui 79.325 habitantes, conforme dados disponibilizados pelo IBGE (2010). A região caracteriza-se por relevos ondulados, apresentando algumas regiões íngremes e acidentadas e ainda outras mais planas, com colinas suaves (REDIN; MENEZES, 2014). Os solos da região são predominantemente dos tipos Argissolos e Latossolos (MDA, 2009). Em relação a culturas agrícolas, observa-se as lavouras temporárias de milho, soja e tabaco, com 49,4% da área total seguida pelas áreas de pecuária (21,32%) e das florestas plantadas, com 3,28 % (MDA, 2009).

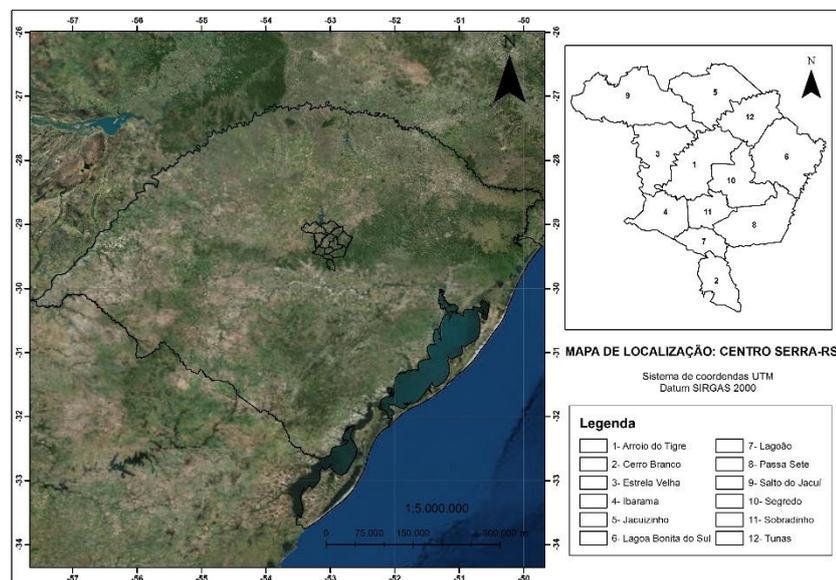


Figura 1. Localização da área de estudo.

Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.

Caracterização dos projetos

Nessa pesquisa foram analisados dois projetos distintos, sendo eles:

1. O Projeto I considera povoamentos florestais de *Eucalyptus sp.* plantados em um espaçamento inicial médio de 1,0 x 1,5 m, totalizando 3.300 mudas/ha com ciclo de corte aos 8 anos. Este estilo de plantio é usualmente implantado pelos produtores rurais da região Centro Serra. Foram avaliadas 58 propriedades rurais com esse tipo de reflorestamento. O inventário florestal foi realizado aos 8 (oito) anos de idade a fim de obter as médias de Volume/ha, Diâmetro à Altura do Peito (DAP), Altura e Área basal. As áreas utilizadas para plantio caracterizavam-se por não apresentarem condições favoráveis a agricultura mecanizada, com relevo ondulado a íngreme, e solo mediantemente profundo.
2. O Projeto II considera um povoamento florestal de *E. grandis* com espaçamento de 2,0 x 2,5 m, totalizando 2.000 mudas/ha com ciclo de corte de 8 anos (Schneider et al., 2004a). Esse povoamento foi implantado na Região do Vale do Rio Pardo, na área experimental da Associação dos Fumicultores do Brasil – AFUBRA. O solo da área é argiloso, profundo, de coloração avermelhada e bem drenado. Esse padrão de reflorestamento é considerado o recomendado tecnicamente.

Os custos e receitas calculados foram os mesmos para os dois projetos. O ciclo de rotação apontado foi de 8 (oito) anos com corte raso. Ressalta-se que o optou-se pelo referido ciclo de rotação devido à necessidade de se igualar a análise temporal dos projetos.

Custos e receitas envolvidos na produção florestal

Os dados de custos e receitas foram obtidos por meio de consulta por questionários a produtores rurais, empresas prestadoras de serviços, viveiros, sindicatos rurais, AFUBRA, Empresa de Assistência Técnica e Extensão Rural – EMATER/RS e pesquisa bibliográfica.

Na Tabela 1 podem ser visualizados os valores dos custos e receitas levantados no momento das coletas de dados.

Tabela 1. Fluxo de caixa do projeto de reflorestamento

Custos	Ano	Quantidade	Valor unidade	Valor/ha	Projeto
Calagem ¹	0	2 ton/ha	120,00 R\$/ton	240,00	1-2
Adubação inicial ¹	0	250 kg/ha	47 R\$/sc50 kg	235,00	1-2
Adubação de cobertura ¹	0	200 kg/ha	50 R\$/sc 50 kg	200,00	1-2
Adubação de manutenção ¹	1	200 kg/ha	50 R\$/sc 50 kg	200,00	1-2
Subsolagem com adubação ²	0	120 R\$/ha	-----	120,00	1-2
Mão de obra – Plantio ³	0	120 R\$/ha	-----	120,00	1-2
Combate a formiga ⁴	0-1	3 kg/ha	10 kg	30,00	1-2
Controle de plantas daninhas ⁴	0-1-2	130 R\$/ha	-----	130,00	1-2
Mudas ⁵	0	3300	250,00 R\$/mil	825,00	1
Mudas ⁵	0	2000	250,00 R\$/mil	500,00	2
Arrendamento ⁶	1-2-3-4-5-6-7-8	640 R\$/ha	-----	640	1-2
Corte da madeira ⁷	8	368,52 m ³	15,00 R\$/m ³	5527,8	1
Corte da madeira	8	*629,00 m ³	15,00 R\$/m ³	9435,00	2
Receitas					
Venda da madeira ⁷	8	368,52m ³	45,00 R\$/m ³	16583,4	1
Venda da madeira ⁷	8	629,00 m ³	45,00 R\$/m ³	28305,00	2

¹ Recomendação obtida na Embrapa Florestas (2001).

² Valor em reais para realizar a subsolagem e a adubação por ha. Fonte: Wilcken et al. (2008).

³ Valor obtido através de pesquisa local junto a Emater, sindicatos, AFUBRA e produtores rurais.

⁴ Adaptado de Wilcken et al. (2008).

⁵ Pesquisa em viveiros florestais da região.

⁶ Valor obtido considerando o arrendamento da terra ao custo de 10 sacos de soja por hectare, sendo o valor médio da soja, vendido na safra 2015/2016 de R\$ 64,00.

⁷ Valor obtido por pesquisa local. Considera-se que o corte da madeira é terceirizado e a venda é feita na área de corte.

A divisão dos custos considerados foi a seguinte:

- i. Custos de implantação: Nessa fase do investimento foram observados todos os custos do ano “zero”, sendo eles: custos de adubação e preparo do solo, mão de obra para plantio, combate a formigas, controle de plantas daninhas e valor das mudas.

- ii. Custos de manutenção: Nessa etapa foram considerados os custos de arrendamento, combate a formigas e controle de plantas daninhas.
- iii. Custos de corte: Última fase do investimento, considerado apenas no oitavo ano.

A receita foi obtida no oitavo ano, após a venda da madeira.

Crerios para avaliaão financeira

Os mtoos para avaliaão financeira mais indicados, segundo Cordeiro e Lopes da Silva (2009), sã os que consideram o valor do capital no tempo, devido aos investimentos possuırem retornos em longo prazo. Sã eles:

Valor Presente Lıquido (VPL): conforme equaão 1   uma funão utilizada na an lise da viabilidade de um projeto. Consiste em descapitalizar o fluxo de caixa para o ano zero e subtrair as receitas.   dado pela equaão:

$$VPL = \sum R_j(1+i)^{-j} - \sum C_j(1+i)^{-j} \quad (1)$$

em que: C_j = custos lıquidos do perıodo de tempo do projeto; R_j = receita lıquida no final do perıodo do projeto; i = taxa de desconto do projeto; n = duraão de tempo do projeto.

Taxa Interna de Retorno (TIR): a equaão 2   a taxa que iguala o VLP de um projeto igual a zero, ou seja,   quando o valor atual das receitas seja igual ao valor atual dos custos, dada pela equaão:

$$TIR = \sum \frac{F_n}{(1+i)^n} \quad (2)$$

em que: I = Taxa de desconto = TIR; F_n sã os fluxos de caixa no perıodo n ; n = perıodo.

Razão Benefıcio-Custo (BC):   baseado no resultado da divisão das receitas pelos custos que venham a ocorrer durante a vida  til do projeto. Projetos vi veis precisam apresentar esta razão maior que 1. Rezende e Oliveira (1993) ressaltam que pelo fato de, o mtoodo considerar somente as receitas ocorridas ap s o final do projeto e n o levar em conta a variaão do capital no tempo, esta razão n o respeita a ordem de ocorr ncia das receitas, limitando sua utilizaão.   obtida pela equaão 3:

$$BC = \frac{\sum R}{\sum C} \quad (3)$$

em que: R = receitas totais obtidas ao final do projeto; C = custos totais obtidos ao final do projeto.

Custo médio de produção (CMP): O custo médio de produção faz referência ao custo de produção de cada unidade padrão produzida, sendo dado pela equação 4:

$$CMP = \frac{\sum C}{Pc} \quad (4)$$

em que: C = custos totais obtidos ao final do projeto, Pc = produção descapitalizada.

Valor anual equivalente (VAE): O Valor Anual Equivalente (VAE) é a parcela periódica relacionada ao pagamento de uma quantia igual ao VPL da opção de investimento em análise, ao longo de sua vida útil, conforme a equação 5:

$$VAE = \frac{VPL[(1+I)^t - 1]}{1 - (1+I)^{-nt}} \quad (5)$$

em que: n = duração do projeto; t = número de períodos de capitalização.

Análise de sensibilidade

Para a realização da análise de sensibilidade utilizou-se, como fatores de variação, as taxas de juros do capital investido, sendo elas: taxa de juros de 2,5% a.a. relacionada ao Pronaf Florestal e taxa de juros de 7,74% a.a. relacionada a aplicação na Caderneta de Poupança. O Pronaf Florestal oferece crédito para investir em sistemas agroflorestais, reflorestamento, exploração extrativista, manejo florestal, recomposição e manutenção de áreas de preservação permanente (APP) e reserva legal, e são beneficiados os produtores familiares que apresentem Declaração de Aptidão ao Pronaf (DAP).

Conjuntamente à variação da taxa de juros, considerou-se o preço da madeira como fator determinante. A porcentagem de variação do preço da madeira baseou-se no trabalho de Coelho et al. (2016), que utilizou a variação de +/- 10%.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Produtividade dos povoamentos florestais

O Diâmetro à altura do peito (DAP) encontrado no Projeto I foi de 12 cm e o Volume médio encontrado por árvore foi de 0,16 m³, com Volume médio por hectare de 368,52 m³. Ressalta-se que o volume encontrado não faz referência às 3.300 mudas plantadas, visto que foi verificada uma taxa de

mortalidade média de 31,78%. Dessa forma, o número de mudas encontrada na amostragem aos 8 anos de idade, foi de 2.251 mudas/ha. Comparando esses dados com o estudo realizado por Schneider et al. (2004b) na região de Rio Pardo, os autores encontraram DAP médio de 13,1 cm e volume total de 659,3 m³/ha no espaçamento de 1,0 x 1,5 m. Já no Projeto II, o DAP médio foi de 16,3 cm e volume de 629 m³/ha¹. Ferreira et al. (2014), em estudo realizado no Município de Avaré - São Paulo, comentam que o espaçamento teve grande influência no crescimento das árvores de Eucaliptos, sendo que a área de 6 m² (espaçamento de 3,0 x 2,0 m) obteve maior crescimento para a formação de povoamento de mudas clonais de *E. urophylla* x *E. grandis*. Schneider et al. (2004b) concluíram que o DAP estimado é proporcional ao aumento do espaçamento. Já o volume estimado em função do diâmetro e espaço vital, por hectare, é maior nos espaçamentos inferiores, porém apresentam DAP menor. Lopes et al. (2017) comentam que foi observado, para três clones de Eucaliptos, que o espaçamento 3,0 x 3,0 m proporcionou plantas com maior crescimento em DAP se comparado a espaçamentos menores. Considera-se que a diferença em volume e diâmetro entre os dois projetos possa estar relacionado, entre outros fatores, ao tipo de solo, relevo, ao emprego de tecnologias distintas no plantio e manejo, e aos diferentes espaçamentos.

Custos de produção e colheita

O custo de implantação teve atribuição média de 12,45 % do custo total do investimento, somando R\$ 1.880,00 no Projeto I, e R\$ 1.575,00 no Projeto II. O custo de manutenção para os dois projetos foi de R\$ 2.482,57 /ha na taxa de juros 7,74 % e R\$ 3.190,44/ha na taxa de 2,5 %, para o ano zero. Virgens et al. (2016), em estudo realizado com povoamento de Eucalipto, localizado na microrregião de Vitória da Conquista - Bahia, encontrou como custo de implantação R\$ 2.091,92.

O valor relacionado ao corte do plantio florestal destacou-se em relação aos demais custos, visto que representa 42,46% da totalidade do investimento relacionado ao Projeto I e 62,71 % no Projeto II. Essa diferença está relacionada à maior produção de madeira no reflorestamento do Projeto II.

¹ Volume encontrado por SCHNEIDER et al. (2004a ou b?) no espaçamento de 2,0 x 2,5 m. Conforme os autores, esse espaçamento é o tecnicamente recomendado para a implantação de reflorestamentos.

Análise financeira dos investimentos florestais

Na Tabela 2 são apresentados os valores das análises financeiras dos projetos analisados a taxa de juros de investimento de 2,5% a.a e 7,74% a.a.

Muitas vezes os produtores rurais optam pelo plantio sem assistência técnica, o que pode acarretar em erros graves no momento da implantação do projeto. Os espaçamentos de 1,0 x 1,0 m, 1,0 x 1,5 m, 1,0 x 0,5m, muito utilizados dentro das pequenas propriedades rurais da região trazem lucros, se considerado a taxa de juros de 2,5 %, como pode ser observado pelo valor do VPL de R\$ 2.130,00. No entanto, fazendo uso do espaçamento conforme projeto II, obtém-se um retorno 4 vezes maior (VPL = R\$ 8.868,64), no mesmo espaço de tempo, com as mesmas condições de plantio e colheita e considerando ainda um investimento menor em mudas. Virgens et al. (2016) comentam que todas as análises financeiras realizadas em plantio 3,0x3,0 m com Eucalipto, com custo de implantação de R\$ 2.091,92/ha e custo de manutenção de R\$ 915,29 reais/ha para o ano zero foram positivas, levando em consideração um ciclo de corte de 5 anos e taxas de juros entre 8 e 12%. O valor do VPL variou de R\$ 210,07 a R\$ 2.768,87 sendo que o valor pago pela madeira variou de 35 - 45 R\$/m³. Valores similares foram encontrados por Georgin et al. (2014) em plantios florestais de eucaliptos com espaçamento 2,0 x 3,0 m na região de Espumoso-RS. Os autores, consideraram o preço da lenha em pé R\$ 25,00 e uma taxa de juros de 1% (Taxa de juros do Pronaf Florestal em 2014) e obtiveram VPL de R\$ 3.038,16 reais/ha e TIR de 17%.

Tabela 2. Avaliação financeira de investimento em plantios florestais com taxa de juros de 2,5 % a.a.

Projetos	Taxa de juros (a.a)	VPL	VAE	TIR	B/C	CMP
I	2,5 %	R\$ 2.130,00	R\$ 297,07	7,90%	1,76	R\$ 25,53
II		R\$ 8.868,64	R\$ 1.236,89	19,94%	2,06	R\$ 21,80
I	7,74 %	R\$ 48,74	R\$ 8,40	7,90%	1,71	R\$ 26,24
II		R\$ 4.677,82	R\$ 806,00	19,94%	1,99	R\$ 22,52

Fonte: Resultados da pesquisa.

A TIR do projeto II foi de 19,94%, sendo que para o projeto I, nas mesmas condições, obteve-se uma taxa de 7,90 %, no entanto, os dois projetos obtiveram a TIR maior do que a taxa mínima de investimento de 2,5 % a.a.

Mesmo sendo os dois projetos considerados viáveis, o valor, em reais, do saldo bruto do investimento é maior no projeto II. Considerando uma receita anual relacionada aos custos de investimento, o agricultor espera que nos primeiros anos do projeto, o valor de retorno pague os custos iniciais, se considerado mais de uma rotação. No entanto, como apontado,

o VAE do projeto I (R\$ 297,07) com plantio adensado, não atende a essa expectativa. Isso faz com que muitos produtores rurais acabem desistindo de realizar plantios florestais por entenderem que esse investimento não traz o retorno esperado. Ressalta-se que, na agricultura familiar, a análise de investimento dos plantios florestais, na maioria dos casos, não acontece ou é considerada falha, visto que os mesmos são realizados sem assistência técnica.

O valor da relação B/C, da mesma forma, foi maior no projeto II, ou seja, a cada R\$ 1 investido, o retorno será de R\$ 1,06. Em relação ao CMP foi possível verificar que se gasta um adicional de R\$ 3,73 por m³ produzido por não utilizar as técnicas recomendadas de espaçamento, ou seja, no projeto I o lucro do produtor será de R\$ 19,47/m³, sendo que poderia ser de R\$ 23,20/m³. Essa diferença gera um déficit de R\$ 1.374,57/ha chegando a R\$ 2.346,17/ha se considerada uma produção de 629 m³/ha.

Análise de sensibilidade

Por meio da análise de sensibilidade é possível verificar que o aumento na taxa de juros (7,74 %) torna, de fato, inviável o plantio adensado de eucaliptos utilizando essa taxa de juros. O VPL de R\$ 48,74 /ha é um valor muito baixo em relação ao investimento inicial. No entanto, no projeto II o VPL continuou positivo (R\$ 4.677,82) , evidenciado a eficácia de realizar os plantios em espaçamentos adequados. Em relação ao VAE, o projeto I apresentou parcelas anuais de R\$ 8,40/ha, valor esse considerado na prática, nulo. O projeto II apresentou VAE de R\$ 806,00/ha.

A relação B/C demonstra que o lucro por real investido na taxa de 7,74% a.a. é semelhante aos valores do B/C da taxa de 2,5% a.a., para cada um dos projetos, visto que os custos de plantio e colheita bem como a produção do povoamento, são os mesmos nas duas taxas de juros consideradas. O mesmo acontece com os valores da TIR. O custo médio de produção variou de R\$ 26,24/m³ em povoamentos adensados à R\$ 22,52/m³ em povoamentos adequadamente plantados.

Os resultados da análise de sensibilidade relacionado a variação de preço, demonstraram que com a diminuição de 10% no preço da madeira, o projeto I torna-se inviável a uma taxa de juros de 7,74% a.a., visto que obteve VPL negativo (-R\$ 864,65) e TIR menor do que a taxa de investimento (Tabela 3). O projeto II continuou viável nas duas taxas de juros consideradas. No entanto, houve um decréscimo no valor do VPL de 26,19 % e 33,32 %, nas taxas de juros 2,5% e 7,74 %, respectivamente. O B/C teve redução de 9,54 %, em média.

No entanto, com o aumento do preço da madeira em 10%, os dois projetos florestais são viáveis (Tabela 3). No projeto I, o aumento no valor do VPL foi de R\$ 1.361,08 e no projeto II de R\$ 2.323,13 obtendo um aumento de 38,98% e 20,75% considerando a taxa de juros de 2,5%, respectivamente. Já

para a taxa de 7,74% o aumento no VPL no projeto I foi de R\$ 913,39, representando 94,93% de acréscimo e R\$ 1.559,00 para o projeto II representando 24,99% de aumento. Como pode ser observado, quanto menor é o valor do VPL, maior é a porcentagem de influência que o preço da madeira tem sobre o mesmo. A média de aumento no B/C foi de 9,39% no projeto I e 9,30% no projeto II.

O CMP obteve valor igual nos dois projetos quando comparado a variação de preço de venda da madeira visto que leva em consideração apenas os custos de produção e não as receitas.

Tabela 3. Análise de sensibilidade considerando a variação de +/- 10% no preço da madeira

Projeto	Projeto I		Projeto II		Projeto I		Projeto II	
	Variação				10%			
	-10%				10%			
Taxa	2,50%	7,74%	2,50%	7,74%	2,50%	7,74%	2,50%	7,74%
VPL (R\$)	768,93	-864,65	6.545,52	3.118,81	3.491,08	962,13	11.191,77	6.236,82
TIR (%)	4,6	4,63	16,64	16,6	10,69	10,69	22,79	22,79
B/C	1,59	1,54	1,86	1,8	1,94	1,89	2,27	2,2
CMP (R\$)	25,53	26,24	21,80	22,52	25,53	26,24	21,80	22,52
VAE (R\$)	107,24	-148,98	912,89	537,38	486,89	165,78	1.560,89	1.074,61

Fonte: Resultados da pesquisa.

Análise econômica do mercado florestal na região Centro Serra

Por ser uma região produtora de fumo, o consumo de lenha no Centro Serra para cura do tabaco, é elevado. Conforme o MDA (2009), o volume é estimado em 1 (um) metro cúbico de lenha para cada mil pés de tabaco cultivado. Dessa forma, na maioria das propriedades rurais o reflorestamento encontra-se presente, sendo que o eucalipto é a espécie mais plantada entre os produtores. Segundo a Fundação de Economia e Estatística (FEE) em 2014, nos últimos 6 anos, foram colhidos em média 28.237 hectares de tabaco na região, totalizando 45.643 mil toneladas e 451.792.000 pés de tabaco plantados do tipo Virginia e Burley. Apenas a variedade Virginia é seca em fornos de estufa e segundo dados disponibilizados pelo Sindicato Interestadual da Indústria do Tabaco - SINDITABACO (2014) essa variedade foi responsável por 85% do volume produzido na safra 2013/2014. Deste modo, estima-se que seja necessário 384.023,20 m³ de lenha para secar todo o tabaco colhido na região. Se considerar que a produção em m³ por hectare seja a do projeto I se faz necessário uma área reflorestada de 1.042 ha ou 610,53 ha se considerar o projeto II. Em apenas uma safra, o consumo de lenha pode girar R\$ 17.281.044 milhões na região.

O Centro Serra também é considerado importante pelo plantio de grãos. Conforme a FEE (2014), são colhidos em torno de 219.210 mil toneladas de soja e 130.836 mil toneladas de milho na região. Todo o grão colhido é destinado às cooperativas da região, que utilizam lenha para a secagem. Segundo Afonso Junior e Oliveira Filho (2006) estima-se que para cada tonelada de soja e de milho produzida, deve-se ter 0,17 e 0,25 m³ de madeira de eucalipto para secá-las, respectivamente. Sendo assim, são necessários 69.974,70 m³ de lenha para realizar a secagem desses grãos, introduzindo no mercado em torno de R\$ 3.148.861,50 milhões de reais em um único ano.

Por fim, além de todos os fatores já citados, o Centro Serra possui 11 serrarias cadastradas no sistema de Relação Anual de Informações Sociais-RAIS. Conforme Farias (2010), uma serraria consome em média 111 m³ de tora/mês, que depois de desdobradas, são destinadas ao setor de construção civil, moveleiro e de esquadrias, gerando emprego e renda para toda a região. Ressalta-se que o preço da madeira em toras para desdobro pode ser três a quatro vezes maior do que o preço pago pela lenha, agregando valor a essa matéria prima. Dessa forma, a madeira é considerado um importante fator de mercado, garantindo empregos diretos e indiretos e aumentando a economia da região.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

A adoção de espaçamentos de plantios adequados e técnicas de manejo eficientes são necessárias para satisfazer financeiramente os plantios florestais, principalmente dentro de pequenas propriedades rurais que buscam maximizar a produção devido a pequena área geralmente plantada.

O projeto II foi considerado o mais rentável nas duas taxas de juros consideradas, obtendo o melhor B/C (R\$ 2,06/m³); VPL (R\$ 8.868,64 /m³); VAE (R\$ 1.236,89); TIR (19,94%) e obteve também o menor CMP com R\$ 21,80/m³ a uma taxa de 2,5% a.a. No entanto, fica evidenciado a relação inversa entre aumento da taxa de juros e o valor dos indicadores econômicos, visto que quanto menor a taxa de juros, maior a lucratividade do investimento.

A análise de sensibilidade relacionada ao preço da madeira, demonstrou a inviabilidade do projeto I quando ocorre a diminuição de 10% no preço da madeira a uma taxa de 7,74 % a.a. A variação no preço da madeira influenciou principalmente o valor do VPL em todos cenários analisados.

A região Centro Serra possui oportunidades de compra e venda de madeira de eucalipto que devem ser exploradas de melhor forma pelos produtores rurais. Na região há uma dinâmica e um fluxo de mercado que pode absorver a produção de lenha e madeira oriunda dos reflorestamentos. No entanto, o produtor rural e investidor no setor

florestal necessita de um bom planejamento para que possa maximizar a rentabilidade dos plantios na área, minimizar os custos, fazendo com que aumente o retorno do investimento inicial. Dessa forma é possível suprir as necessidades de madeira na propriedade e comercializar o excedente, complementando a renda do produtor.

A implantação de reflorestamentos dentro das propriedades rurais acelera e contribui para o desenvolvimento rural, visto que melhoram as condições de vida das pessoas residentes nas áreas e regiões rurais, através dos princípios de eficiência econômica, igualdade social e territorial, qualidade ambiental e sustentabilidade (SILVA, 2012). Além disso, através da viabilidade do estudo técnico em questão, é possível incentivar a implantação de políticas públicas voltadas ao fomento de novos plantios florestais e de programas de desenvolvimento rural capazes de promover a diversidade econômica dentro da agricultura familiar.

REFERÊNCIAS

AFONSO JÚNIOR, P. C.; OLIVEIRA FILHO, D. Estudo da viabilidade econômica de produção de lenha de eucalipto (*Eucalyptus* sp.) em área de lavoura para secagem de produtos agrícolas. *Engenharia Agrícola*, Jaboticabal, v. 26, n. 1, p. 28-35, jan./abr. 2006. [doi:10.1590/S0100-69162006000100004](https://doi.org/10.1590/S0100-69162006000100004).

BELLEN, H. M. V. *Indicadores de sustentabilidade: uma análise comparativa*. Rio de Janeiro: FGV, 2006. 253 p.

COELHO, R. M. et al. Avaliação econômica do uso da madeira de eucalipto para diferentes finalidades, na região do Alto Jequitinhonha, MG. *Revista Floresta*, Curitiba, v. 46, n. 2, p. 155-164, abr./jun. 2016. [doi:10.5380/rf.v46i2.38600](https://doi.org/10.5380/rf.v46i2.38600).

CORDEIRO, S. A.; LOPES DA SILVA, M. Avaliação econômica de floresta de pinus para produção de madeira e resina. *Revista Agrogeoambiental*, v. 1, n. 2, p. 26-30, 2009. [doi:10.18406/2316-1817v1n2200973](https://doi.org/10.18406/2316-1817v1n2200973).

DANTAS, M. Aspectos ambientais de sistemas agroflorestais. In: CONGRESSO BRASILEIRO SOBRE SISTEMAS AGROFLORESTAIS, 1., 1994, Porto Velho. *Anais...* Colombo: Embrapa Florestas, jul. 1994. p. 433-453.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA - EMBRAPA FLORESTAS . *Calagem e adubação em espécies florestais Plantadas na propriedade rural*. Colombo, PR, 2001.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA - EMBRAPA FLORESTAS. *Plantações florestais: geração de benefícios com baixo impacto ambiental*. Colombo, 2015. Disponível em: <<http://acr.org.br/download/biblioteca/01.pdf>>. Acesso em: 09 de jul. 2017.

FARIAS, J. A. *Atividade florestal no contexto da fumicultura: oportunidade de desenvolvimento regional, diversificação, geração de emprego e renda*. 2010. 166 f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) - Centro de Ciências Rurais, Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria.

FERREIRA, D. H. A. A. et al. Crescimento de clone de *Eucalyptus urophylla* x *E. grandis* em diferentes espaçamentos. *Revista Floresta*, Curitiba, v. 44, n. 3, p. 431-440, jul./set. 2014. [doi:10.5380/RF.v44i3.32188](https://doi.org/10.5380/RF.v44i3.32188).

FUNDAÇÃO DE ECONOMIA E ESTATÍSTICA - FEE Dados. *Quantidade produzida de fumo*. Porto Alegre, 2010. Disponível em: <http://www.fee.rs.gov.br/feedados/>. Acesso em 01 de jun de 2017.

GEORGIN, J. et al. A agricultura familiar no cenário da produção de florestas energéticas. *Revista Monografias Ambientais*, v. 13, n. 5, p. 3847-3852, 2014. [doi:10.5902/2236130814716](https://doi.org/10.5902/2236130814716).

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBÁ. *Relatório anual 2016*. [s.l.], 2016. Disponível em: <www.iba.org/images/shared/Biblioteca/IBA_RelatorioAnual2016_.pdf>. Acesso em: 08 abr. 2017.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. *Censo 2010*. Rio de Janeiro, 2010.

LELES, P. S. S. Crescimento, produção e alocação de matéria seca de *Eucalyptus camaldulensis* e *E. pellita* sob diferentes espaçamentos na região de cerrado, MG. *Scientia Forestalis*, Piracicaba, n. 59, p. 77-87, 2001. Disponível em: <<http://www.ipef.br/publicacoes/scientia/nr59/cap06.pdf>>. Acesso em: 05 jan. 2017.

LOPES, E. D. et al. Influência do espaçamento de plantio na produção energética de clones de *Corymbia* e *Eucalyptus*. *Revista Floresta*, Curitiba, v. 47, n. 1, p. 95 - 104, jan./mar. 2017. [doi:10.5380/RF.v47i1.47141](https://doi.org/10.5380/RF.v47i1.47141).

MATTEL, L. O papel e a importância da agricultura familiar no desenvolvimento rural brasileiro contemporâneo. *Revista Econômica do Nordeste*. Fortaleza, v. 45, suplemento especial, p. 83-91, out. /dez. 2014. Disponível em: <https://www.bnb.gov.br/projwebren/Exec/artigoRenPDF.aspx?cd_artigo_ren=1452>. Acesso em: 05 jun. 2017.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO AGRÁRIO - MDA. *Território Centro Serra*. [s.l.], 2009.

PEREIRA, D. G. L. *Influência do espaçamento de plantio em povoamento de clones híbridos de Eucalyptus spp. no estado do Pará*. 2015, 21 f. Monografia (Especialização em Gestão Florestal) - Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba. Disponível em: <<http://hdl.handle.net/1884/40031>>. Acesso em: 10 abr. 2017.

REDIN, E.; MENEZES, D. J. Análise da produção de tabaco no Território Centro Serra - Rio Grande do Sul (1991 - 2010). *Revista de Biologia e Ciências da Terra*, v. 14, n. 1, p. 34-49, 2014. Disponível em: <http://observatoriodotabaco.com.br/uploads/biblioteca/arquivos/pdf/2014_-_Redin_e_Menezes_-_Analise_da_producao_de_tabaco_no_Territorio_Centro_Serra_-_RS-libre.pdf>. Acesso em: 01 fev. 2017.

REZENDE, J.L.P., OLIVEIRA, A.D. *Avaliação de projetos florestais*. Viçosa: UFV, 1993.47p.

SANTOS, A. M. DOS; MITJA, D. Agricultura familiar e desenvolvimento local: os desafios para a sustentabilidade econômico-ecológica na comunidade de Palmares II, Parauapebas, PA. *Interações*, Campo Grande, v. 13, n. 1, p. 39-48, jan./jun. 2012. [doi:10.1590/S1518-70122012000100004](https://doi.org/10.1590/S1518-70122012000100004).

SCHNEIDER, P. R. et al. Produção de madeira para energia de *Eucalyptus grandis* em diferentes espaçamentos na região de Rio Pardo, Rio Grande do Sul, Brasil. In: SIMPÓSIO LATINO-AMERICANO SOBRE MANEJO FLORESTAL, 3., 2004a, Santa Maria. *Anais...* Santa Maria: UFSM, 2004a. p. 1-6.

SCHNEIDER, P. R. Influência do espaçamento no crescimento em diâmetro e área basal de *Eucalyptus grandis*, em Rio Pardo, Rio Grande do Sul, Brasil. In: SIMPÓSIO LATINO-AMERICANO SOBRE MANEJO FLORESTAL, 3., 2004b, Santa Maria. *Anais...* Santa Maria: UFSM, 2004b. p. 35-41.

SILVA, D. B. da. Sustentabilidade no Agronegócio: dimensões econômica, social e ambiental. *Comunicação & Mercado*, Dourados, vol. 01, n. 03, p. 23-34, jul-dez 2012. Disponível em: <<http://www.unigran.br/mercado/paginas/arquivos/edicoes/3/3.pdf>> Acesso em: 02 fev. 2017.

SINDICATO INTERESTADUAL DA INDÚSTRIA DO TABACO - SINDITABACO. *Área de Tabaco Plantada na Região Sul do Brasil*. Disponível em: <<http://sinditabaco.com.br/sobre-o-setor/estatisticas/>> Acesso em: 08 fev. 2017

VIRGENS, A. P. DAS et al. Análise Econômica e de Sensibilidade em um Povoamento Implantado no Sudoeste da Bahia. *Floresta e Ambiente*, vol. 23, n. 2, p. 211-219, 2016. [doi:10.1590/2179-8087.104914](https://doi.org/10.1590/2179-8087.104914).

WILCKEN, C. F. et al. *Guia prático de manejo de plantações de eucalipto*. FEPAF. Botucatu/SP. 2008. Disponível em <http://iandebo.com.br/pdf/plantioeucalipto.pdf>. Acesso em: 05 fev. 2017.

