



# REVISTA DE ECONOMIA E AGRONEGÓCIO

INTER-RELAÇÃO ENTRE POBREZA E MEIO AMBIENTE PARA OS MUNICÍPIOS  
DE MINAS GERAIS

*Damaris Bento Ortêncio Oliveira*  
*Elaine Aparecida Fernandes*

EFICIÊNCIA TÉCNICA DOS PRODUTORES DE MANGA DO VALE DO SÃO  
FRANCISCO

*Juliana de Sales Silva*  
*Monaliza de Oliveira Ferreira*  
*João Ricardo Ferreira de Lima*

RELAÇÕES COMERCIAIS ENTRE OS PAÍSES DO BRICS POR GRAU DE  
INTENSIDADE TECNOLÓGICA (2000-2014)

*Rafaela Lauffer Ostermann Tamiosso*  
*Angélica Massuquetti*  
*Jean de Jesus Fernandes*

DINÂMICA INTRARREGIONAL DA INDÚSTRIA DO SUDESTE BRASILEIRO

*Elano Ferreira Arruda*

DETERMINANTES DO ACESSO AO CRÉDITO RURAL OFERTADO POR  
COOPERATIVAS DE CRÉDITO: UMA ANÁLISE DO CENSO AGROPECUÁRIO 2006

*Amanda Massaneira de Souza Schuntzemberger*  
*Armando Vaz Sampaio*

CONSUMO E CERTIFICAÇÃO DE MAÇÃS: PERFIL DO CONSUMIDOR E  
DISPOSIÇÃO A PAGAR

*Eduardo Rodrigues Sanguinet*  
*Leonardo Xavier da Silva*

V. 15 | N. 1

ISSN Impresso: 1679-1614

ISSN online: 2526-5539

Janeiro – Abril, 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: Dênis Antônio da Cunha (DER/UFV)

CONSELHO EDITORIAL: Antônio Carvalho Campos (Presidente, UFV), Adriano M. R. Figueiredo (UFMT), Ahmad Saeed Khan (UFC), Antônio Cordeiro de Santana (FCAP), Carlos José Caetano Bacha (ESALQ/USP), Eduardo da Motta e Albuquerque (CEDEPLAR/UFMG), Eliseu Roberto de Andrade Alves (EMBRAPA), Júnia Cristina P. R. da Conceição (IPEA), Maria Raquel D. P. V. Lucas (Universidade de Évora, Portugal), Paulo D. Waquil (UFRGS), Pery Francisco Assis Shikida (UNIOESTE), Ricardo Pereira Reis (UFLA), Steven Helfand (Universidade da Califórnia, Riverside, EUA).

SECRETÁRIA: Aldilene Narciso de Miranda Pereira

Capa: Aron Batista e Marcel Pires

Diagramação: Equipe REA

Revisão de Textos: José Tarcísio Barbosa

*Programa de Apoio a Publicações Científicas/Apoio Financeiro: MCT, FINEP CNPq, FAPEMIG, CAPES, CCA/UFV, PPGA/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](mailto:rea@ufv.br) | [editor.rea@ufv.br](mailto: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. 1 | 2017

## SUMÁRIO

---

<b>EDITORIAL</b>	1-2
Dênis Antônio da Cunha	
<b>INTER-RELAÇÃO ENTRE POBREZA E MEIO AMBIENTE PARA OS MUNICÍPIOS DE MINAS GERAIS</b>	3-26
Damaris Bento Ortêncio Oliveira Elaine Aparecida Fernandes	
<b>EFICIÊNCIA TÉCNICA DOS PRODUTORES DE MANGA DO VALE DO SÃO FRANCISCO</b>	27-49
Juliana de Sales Silva Monaliza de Oliveira Ferreira João Ricardo Ferreira de Lima	
<b>RELAÇÕES COMERCIAIS ENTRE OS PAÍSES DO BRICS POR GRAU DE INTENSIDADE TECNOLÓGICA (2000-2014)</b>	50-78
Rafaela Lauffer Ostermann Tamiosso Angélica Massuquetti Jean de Jesus Fernandes	
<b>DINÂMICA INTRARREGIONAL DA INDÚSTRIA DO SUDESTE BRASILEIRO</b>	79-107
Elano Ferreira Arruda	
<b>DETERMINANTES DO ACESSO AO CRÉDITO RURAL OFERTADO POR COOPERATIVAS DE CRÉDITO: UMA ANÁLISE DO CENSO AGROPECUÁRIO 2006</b>	108-130
Amanda Massaneira de Souza Schuntzemberger Armando Vaz Sampaio	
<b>CONSUMO E CERTIFICAÇÃO DE MAÇÃS: PERFIL DO CONSUMIDOR E DISPOSIÇÃO A PAGAR</b>	131-155
Eduardo Rodrigues Sanguinet Leonardo Xavier da Silva	



Revista de Economia e Agronegócio - REA  
ISSN impresso: 1679-1614  
ISSN *online*: 2526-5539  
Vol. 15 | N. 1 | 2017

## EDITORIAL

---

A Revista de Economia e Agronegócio – REA, ao publicar o presente número, inicia seu décimo quinto ano de circulação ininterrupta. A REA é resultado do esforço conjunto dos professores do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, oferecido pelo Departamento de Economia Rural (DER) da Universidade Federal de Viçosa (UFV). Ao longo dos anos, a REA tem procurado expandir seu alcance para além das fronteiras da UFV e de Minas Gerais. Nesse sentido, desde que iniciou suas atividades, o periódico já publicou 243 artigos, fruto do trabalho de pesquisadores de todas as regiões do Brasil e de alguns estrangeiros, sobretudo dos Estados Unidos.

Os trabalhos iniciais da REA, desde sua concepção e publicação do volume 1, em 2003, foram conduzidos pelo professor Wilson da Cruz Vieira, primeiro editor-chefe do periódico. O professor Wilson esteve a frente do periódico até o ano de 2011, realizando importante trabalho no sentido de tornar a REA conhecida no meio científico e consolidando-a como plataforma para a divulgação de pesquisas teóricas e empíricas de todos os campos da área de Economia. Posteriormente, o professor Alexandre Bragança Coelho deu continuidade ao trabalho e conduziu a REA até a publicação do volume 14. Seguindo a tendência dos melhores periódicos nacionais e internacionais, nesse período a REA passou a utilizar o Sistema Eletrônico de Editoração de Revistas (SEER) a partir da versão do *Open Journal Systems* (OJS). A REA passou então a disponibilizar gratuitamente a íntegra de suas edições *online*, facilitando o trabalho de todos os envolvidos no processo editorial, sobretudo de autores e avaliadores. Esse também foi um avanço relevante no sentido de democratizar o conhecimento produzido por aqueles que publicam na REA. Desde que o sistema *online* foi implantado, os artigos publicados já tiveram aproximadamente 29 mil acessos (até o fechamento deste número). Dessa forma, a REA aumenta sua abrangência e segue sua meta de ultrapassar fronteiras.

É nesse contexto que recebi a tarefa de dar continuidade ao excelente trabalho realizado pelos editores anteriores. A presente edição, portanto, inaugura meus trabalhos como editor-chefe da REA. Sendo assim, firmo o compromisso de manter a seriedade já demonstrada e a consistência e qualidade das pesquisas publicadas.

O presente número, primeiro do volume 15, apresenta algumas novidades em relação aos anteriores. A primeira é a criação desta seção, o Editorial. Este será um espaço, a partir das próximas edições, para que pesquisadores brasileiros e estrangeiros possam compartilhar ideias sobre temas importantes na área de Economia e suas interações com os demais campos do conhecimento, sempre

numa perspectiva multidisciplinar. A segunda alteração está relacionada à diagramação da REA. O periódico tem agora um novo *layout*, mais moderno e mais adequado às edições *online*.

Para as próximas edições outras mudanças estão sendo programadas. Será realizada, gradativamente, a transição para a publicação exclusivamente eletrônica. Essa é uma tendência já seguida por diversos periódicos nacionais e internacionais, e visa contribuir, sobretudo, para questões relativas à sustentabilidade ambiental, ao minimizar o uso de papel e energia, e à necessidade de redução de recursos financeiros pelas Instituições Federais de Ensino Superior (IFES). Como parte dessa migração para a Web, está em fase final o processo de obtenção do *Digital Object Identifier* (DOI), que tem sido adotado mundialmente como o identificador único para objetos digitais na internet. Haverá ainda alterações do comitê editorial, aumentando a participação de pesquisadores e professores vinculados a instituições estrangeiras. Esse último aspecto visa aumentar a visibilidade da REA na comunidade científica internacional, atraindo leitores e autores. A REA tem ainda como meta de médio prazo aumentar o número de bases de indexação, tais como Scopus e Scielo.

Por fim, gostaria de agradecer, em nome do comitê editorial, a todos os colaboradores que ajudaram a construir e consolidar a REA. A construção de um periódico sério e comprometido com a divulgação de pesquisas importantes depende do esforço voluntário dos muitos colegas que prestaram seu valioso tempo e experiência como revisor ao longo dos anos. Esse agradecimento é estendido aos revisores que ajudarão a construir também as próximas edições.

Boa leitura.

Dênis Antônio da Cunha  
Editor



Revista de Economia e Agronegócio - REA  
ISSN impresso: 1679-1614  
ISSN online: 2526-5539  
Vol. 15 | N. 1 | 2017

**Damaris Bento Ortêncio  
Oliveira**

*Estudante de Doutorado em  
Economia Aplicada, Universidade  
Federal de Viçosa*

*E-mail:*  
[damaris.bento@yahoo.com.br](mailto:damaris.bento@yahoo.com.br)

**Elaine Aparecida  
Fernandes**

*Doutora em Economia Aplicada;  
Professora Associada,  
Departamento de Economia,  
Universidade Federal de Viçosa*

*E-mail:* [eafernandes@ufv.br](mailto:eafernandes@ufv.br)

## INTER-RELAÇÃO ENTRE POBREZA E MEIO AMBIENTE PARA OS MUNICÍPIOS DE MINAS GERAIS

---

### RESUMO

Este estudo teve como objetivo analisar a inter-relação entre pobreza e degradação ambiental para os municípios do Estado de Minas Gerais, no período de 2000 e 2010. Primeiramente, buscou-se revisar a literatura que trata do tema pobreza e meio ambiente, pois o tema é recente e pouco explorado. Posteriormente, procurou-se identificar o nível de degradação e de pobreza dos municípios mineiros, calculando os índices de degradação ambiental e de pobreza. Estes índices mostraram que Minas Gerais tem problemas sérios de níveis de pobreza e de degradação. Por fim, o presente estudo avaliou, por meio de uma análise econométrica de dados em painel, a inter-relação entre pobreza e meio ambiente. Os resultados mostraram que variações no índice de degradação podem causar variações diretas no índice de pobreza, e apesar desta relação direta, nada se pode concluir sobre a determinação da pobreza e da degradação ambiental, ou seja, aumento do índice de degradação ambiental afeta o índice de pobreza, mas não o determina.

**Palavras-chave:** Pobreza; Degradação Ambiental; Análise Multivariada.

---

### ABSTRACT

This study aimed to analyze the interrelationship between poverty and environmental degradation in the municipalities of Minas Gerais from 2000 to 2010. First, we conducted a literature review on the recent and poorly explored poverty and environment issue. Subsequently, we identified the level of environmental degradation and poverty of the Minas Gerais municipalities by calculating indices. These indices showed that Minas Gerais has serious problems of levels of poverty and degradation. Finally, the present study assessed, through an econometric analysis of panel data, the interrelationship between poverty and environment. The results showed that variations in the degradation index should cause direct changes in the poverty index. Despite this direct relationship, nothing can be concluded about the determination of poverty and environmental degradation. So, increased environmental degradation index affects the poverty index but does not determine it.

**Keywords:** Poverty; Environmental Degradation; Multivariate Analysis.

**JEL Code:** O13; Q56.

## INTRODUÇÃO

O objetivo deste estudo foi avaliar a existência de uma relação entre meio ambiente e pobreza para os municípios de Minas Gerais nos anos de 2000 e 2010. Barros *et al* (2002) trataram dessa relação para o Brasil. Eles mostraram que o aumento dos investimentos em educação e serviços básicos elevaria a demanda por bens e serviços ambientais entre os mais pobres da sociedade, assim como investimentos em áreas sociais garantiriam o crescimento econômico com baixos níveis de degradação. Este estudo motivou a presente análise, que procurou contribuir um pouco mais para a literatura existente, analisando a relação entre degradação ambiental e pobreza para os municípios mineiros.

Para a variável pobreza, a presente análise baseou-se no enfoque teórico de Sen (2008). Para esse autor, o termo pobreza é embasado no conceito de capacidades e engloba questões ligadas à nutrição, renda, educação, saúde, segurança, liberdades políticas, oportunidades sociais e direitos cívicos. Assim, as estratégias de desenvolvimento dos países devem contemplar ações no sentido de criar condições econômicas, sociais, políticas e culturais favoráveis para seus indivíduos, visto que o desempenho de cada pessoa depende das oportunidades econômicas, das liberdades políticas, das questões sociais e educacionais e dos estímulos às suas iniciativas.

Sachs (2007) vai além e diz que o desenvolvimento sustentável deve enfatizar, além da problemática econômica e social, questões ambientais, pois a degradação ambiental pode afetar sobremaneira as condições de vida da população, principalmente da população mais pobre do planeta. Nesse sentido, o indicador de degradação ambiental, na presente análise, foi construído, utilizando variáveis representativas de fatores biológicos (cobertura vegetal), econômicos (produtividades das lavouras e dos animais) e demográficos (produtividade da mão de obra). Nota-se, então, que o indicador aqui construído representa melhor o nível de degradação causado pela produção agropecuária. Esse viés não foi intencional, apenas foram utilizadas *proxies* disponíveis no período selecionado.

Em adição, é importante salientar que, para avaliar a relação entre degradação ambiental e nível de pobreza dos municípios mineiros, foi utilizada uma das relações de causalidade encontradas em Duraiappah (1996)<sup>1</sup>. Este autor argumenta que a degradação ambiental pode ser uma das principais causas da pobreza e se os agentes governamentais querem resolver problemas relacionados com essa última variável, então eles devem estar atentos à condição ambiental a que a população pobre está submetida.

A escolha do Estado de Minas Gerais para a análise baseou-se na constatação de que seu território apresenta características peculiares em termos fisiográficos, locais, infraestruturas e sociais. Por apresentar

---

<sup>1</sup> Para mais detalhes, consultar Duraiappah (1996).

essas características, Minas torna-se alvo natural de concentração produtiva e populacional que causa alterações importantes no seu meio ambiente. Situações críticas de poluição e pobreza nos municípios de maior contingente populacional, concentração industrial (Região Metropolitana de Belo Horizonte e Vale do Aço) e concentração da produção agropecuária podem ser citadas como exemplos.

A expansão urbana<sup>2</sup>, principalmente da população mais pobre, torna-se responsável pela supressão de grandes e significativas áreas de vegetação natural próximas aos grandes centros do estado. Nesse sentido, essa expansão é uma das grandes responsáveis pela destruição de ambientes naturais e degradação de corpos d'água. Estima-se, entre milhares de parcelamentos existentes no estado, que menos de 20% tenham licença ambiental (AMDA, 2008), e os licenciamentos existentes não contemplam os efeitos radiais, como estímulo à migração populacional pelos condomínios de luxo, abertura de estradas, aumento da produção de resíduos urbanos etc.

O lançamento de esgoto doméstico nos rios é uma das grandes causas dos índices negativos de qualidade da água nas bacias hidrográficas mineiras, sendo a população pobre a mais afetada por essa situação. Assim, a fragilidade da ação dos poderes públicos federal, estadual e municipal mantém essa situação de degradação. No estado, apenas 10% do esgoto é tratado<sup>3</sup>. Além disso, grande parte dos cursos d'água apresenta contaminação de origem bacteriológica, cuja principal fonte é o esgoto sem tratamento. Quanto ao tratamento do lixo, apesar dos avanços recentes, ele ainda é um problema sério pela poluição da água e proliferação de vetores de doenças entre a população pobre. Apenas 40% do lixo em Minas é disposto adequadamente e, aproximadamente, 334 municípios concentram essa porcentagem. As grandes cidades se adaptaram, mas outras 519 despejam resíduos em lixões geralmente próximos a cursos d'água e em terrenos inadequados geologicamente, sem medidas de proteção à saúde pública e ao meio ambiente. (IBGE<sup>4</sup>, 2012; AGÊNCIA MINAS, 2006).

Nesse contexto, avaliar a relação existente entre degradação ambiental e pobreza é extremamente importante, pois essas variáveis estão inter-relacionadas. Existem alguns autores que realizaram pesquisas buscando identificar as definições, dimensões e relações entre pobreza e meio ambiente. Alguns exemplos são Boyce (1994), Duraiappah (1996, 1998), Broad (1994), Reardon e Vosti (1995), Cleaver (1997), Forsyth e Leach (1998), Ekbohm e Bojö (1999), Martins (2002), Finco *et al.* (2004), Garadi e Twesigye-Bakwatsa (2005), Comim (2008), Hailu e Soares (2009), Stankiewicz (2010), Fátima e Silva (2011) e Rodrigues *et al.* (2016). Estes

---

<sup>2</sup> Por expansão urbana, entendem-se loteamentos de forma geral, condomínios em áreas não urbanizadas, que implicam abertura de ruas e vias de acesso, instalação de energia elétrica e água, construção de pontes e casas, atividades que pressupõem supressão de vegetação e movimentação de terra. (AMDA, 2008).

<sup>3</sup> Para mais detalhes, ver Agência Minas (2006).

estudos procuraram relacionar, de diferentes maneiras, variáveis que representam a pobreza e meio ambiente. Ekbom e Bojö (1999), por exemplo, buscaram identificar as principais hipóteses que ligam pobreza e meio ambiente. Suas conclusões foram que os pobres são as principais vítimas de um meio ambiente degradado e não têm meios de escapar dessa realidade; além disso, maiores rendimentos também podem causar pressão ambiental, e o direito de propriedade mal definido diminui os incentivos para a redução da pobreza e de gestão ambiental. Finco *et al.* (2004) e Reardon e Vosti (1995) sugerem que a pobreza rural e a degradação ambiental estão diretamente relacionadas e que se forem utilizadas políticas que procurem conservar o meio ambiente, essas políticas também contribuirão para melhorar a qualidade de vida da população pobre.

Apesar da existência de alguns estudos que tratam do tema, observa-se uma incoerência muito grande quanto aos resultados obtidos. Variáveis como características individuais, sociais, econômicas e geográficas que são importantes e influenciam os estudos a respeito dessa temática. Assim sendo, especificamente, pretendeu-se: a) revisar a literatura que trata do tema pobreza e meio ambiente; b) avaliar a degradação ambiental dos municípios mineiros; c) avaliar o nível de pobreza para os municípios de Minas Gerais; e d) analisar, através do modelo econométrico de dados em painel, se existe uma relação inversa ou direta entre degradação ambiental e pobreza para os municípios mineiros.

Um grande desafio neste tipo de estudo é obter informações e dados empíricos que sejam confiáveis e alcancem todas as dimensões que abrangem tanto a pobreza quanto a degradação ambiental. Ainda, identificar como a população pobre é afetada ou afeta a escassez e a degradação dos recursos naturais, é, a cada momento, mais importante.

Além disso, é importante salientar que não se encontrou na literatura especializada nenhum tipo de estudo que englobasse a relação analisada em nível municipal. Além disso, esta relação ainda é pouco explorada teórica e empiricamente, o que torna o tema ainda mais interessante, apesar das dificuldades adicionais como acesso a dados que sejam compatíveis com a análise proposta.

Este artigo está organizado em mais cinco seções além desta introdução. A segunda seção apresenta as definições utilizadas para as variáveis de qualidade de vida, pobreza e meio ambiente. A terceira apresenta os vínculos existentes entre pobreza e meio ambiente. A quarta seção resume a metodologia utilizada na análise. A quinta discute os resultados da pesquisa e a sexta seção apresenta as considerações finais do estudo.

## QUALIDADE DE VIDA, POBREZA E MEIO AMBIENTE

O termo pobreza é bastante discutido na literatura, e as definições encontradas podem ser enquadradas em dois grupos principais: i) pobreza absoluta, que significa não ter ao menos o mínimo para sobrevivência; e ii) pobreza relativa, que é obter menos que outros em uma sociedade (HAGENAARS e DE VOS, 1988). O conceito de pobreza absoluta leva em consideração a linha de pobreza<sup>4</sup>, ou seja, a renda é fundamental para suprir o aspecto mais importante da subsistência, a satisfação da fome. Já em relação às privações relativas, são consideradas não apenas as diferenças de renda, mas outros aspectos, incluindo condições não só materiais, mas também fatores sociais. Neste tipo de abordagem, destacam-se as privações com referência a um conjunto de bens comuns em uma sociedade. De acordo com Lemos (2012, p. 65), “esta perspectiva de privação inclui a necessidade de serviços de saúde, educação e de serviços essenciais como saneamento e água potável, entre outros”.

Nesse contexto, para a presente pesquisa, o conceito de pobreza utilizado tem por base Amartya Sen (escola de capacitações), englobando questões ligadas à nutrição, renda, educação, saúde, segurança, liberdades políticas, oportunidades sociais e direitos cívicos. A escola de capacitações nasceu na década de 1980 e não foi originalmente desenvolvida focando apenas a questão da pobreza. Essa variável faz parte de uma discussão maior sobre desenvolvimento, sendo, nesse sentido, tratada considerando sua relação com outras variáveis, como a desigualdade, por exemplo<sup>5</sup>.

Sachs (2007) mostra que o desenvolvimento sustentável deve enfatizar, além de questões econômicas e sociais, questões relacionadas ao meio ambiente. Isso sugere que a elevação da qualidade de vida e a equidade social devem ser objetivos centrais (propósitos finais) do modelo de desenvolvimento. Da mesma forma, a eficiência e o crescimento econômico são essenciais, pois é precário melhorar a qualidade de vida com equidade sem que a economia tenha condições econômicas de crescer e gerar renda. A preservação ambiental é outro fator extremamente importante. Na ausência de condições ambientais adequadas, não é possível assegurar a qualidade de vida e a equidade social às gerações futuras.

Para Sen (2008), as estratégias de desenvolvimento dos países devem contemplar ações no sentido de criar um clima econômico, social, político e cultural favorável para os seus indivíduos. Isso porque o desempenho de cada pessoa depende das oportunidades econômicas, das liberdades políticas, das questões sociais e educacionais e dos estímulos às suas iniciativas. Assim, a qualidade de vida do indivíduo está intimamente

---

<sup>4</sup> Geralmente é medida em termos *per capita*. Existem diversas linhas de pobreza difundidas na literatura mundial. Como linha de pobreza, o Banco Mundial estabelece US\$ 2 dólares por dia por pessoa.

<sup>5</sup> Para mais detalhes ver Sen (2001).

relacionada com as oportunidades efetivas dadas pelas realizações coletivas, tanto passadas quanto presentes.

Portanto, diante do agravamento dos problemas ambientais, a ação política deve privilegiar métodos que dinamizem o acesso à consciência ambiental da população, por intermédio da educação. Além disso, a compreensão dos problemas ambientais deve ser baseada na dimensão socioambiental, considerando especialmente os critérios culturais, os quais, por sua vez, exigirão determinações específicas na formulação de políticas públicas. O grande desafio é perseguir as metas de qualidade de vida e qualidade ambiental de modo que elas possam se reforçar mutuamente.

## VÍNCULOS EXISTENTES ENTRE POBREZA E MEIO AMBIENTE

Desde o ano de 1970 já se aceitava a ideia de que degradação ambiental e pobreza estavam intimamente ligadas (FORSYTH e LEACH, 1998). Diante disso, existem diversas formas de relacionar pobreza com meio ambiente. Na presente pesquisa, o interesse recaiu sobre a questão de como os pobres são afetados pela degradação ambiental. A redução da pobreza e a consequente melhoria das condições sociais fazem parte de um tripé em que se assenta o conceito atual de desenvolvimento. Esse tripé é formado pela inter-relação entre os campos econômico, social e ambiental. De acordo com Sachs (2004), merece a denominação de políticas públicas para o desenvolvimento apenas soluções que contemplem essas três questões, ou seja, aquelas que promovam o crescimento econômico, mas que melhorem as condições sociais, com viabilidade ambiental.

Desse modo, existem diversos fatores e determinantes que podem causar influência nas diferentes dimensões da pobreza, afetando a oportunidade das pessoas, a segurança e as capacitações de diversas formas (BUCKNALL *et al.*, 2000 p. 3).

O bem-estar dos pobres é afetado de forma negativa e positiva pelas mudanças ambientais. No entanto, esta relação entre pobreza e meio ambiente é complexa, e o contexto socioeconômico exerce forte influência em sua determinação.

Quando se trata de oportunidades e capacidades, sabe-se que pessoas em níveis de pobreza rural dependem de diversas atividades para sua subsistência, entre elas, atividades agrícolas e criatórias. Além disso, os pobres urbanos estão mais susceptíveis a locais degradados, enfrentando, em geral, a falta de saneamento básico e a falta de infraestrutura, o que exerce influência na saúde das pessoas. Esta é uma relação bastante discutida na literatura.

As pessoas pobres têm sua situação agravada muitas vezes pela base de recursos em declínio e, assim, são forçadas pelas circunstâncias a degradar ainda mais o ambiente [COMISSÃO MUNDIAL SOBRE MEIO

AMBIENTE E DESENVOLVIMENTO DE 1987; DURNING (1989); DELOEUIL (1996); EKBOM; BOJÖ (1999) e BUCKNALL *et al.* (2000)]. Para Leach e Mearns (1991), a população pobre é mais vulnerável a diversos tipos de choques ambientais, pois tende a viver em áreas ambientalmente vulneráveis. Essas áreas podem sofrer secas e inundações, colocando essa população sob riscos graves. Na verdade, a ocorrência de inter-relação entre degradação ambiental e pobreza pode variar de acordo com a realidade de cada região ou país.

Nos últimos anos, o vínculo entre meio ambiente e pobreza se tornou uma das grandes preocupações das agências internacionais (ANGELSEN, 1995). Como base teórica das discussões iniciais, foi instituída a relação de que pobreza e degradação ambiental se reforçam mutuamente, e a partir daí, surge o denominado círculo vicioso<sup>6</sup> entre pobreza e degradação ambiental, em que degradação ambiental é originada pela pobreza, agravando a situação precária já existente.

De acordo com Reardon e Vosti (1995), o conceito de círculo vicioso entre pobreza e degradação ambiental é de influência malthusiana, sendo que o aumento da demanda da população gera aumento na área cultivada com produtos alimentares e empurra cada vez mais os agricultores mais carentes para áreas marginais, acelerando a degradação. Assim, para Finco *et al.* (2004), ao buscar a redução da pobreza, necessariamente, reduz-se a degradação ambiental, e com a conservação do meio ambiente, tem-se uma melhoria na qualidade de vida da população pobre.

No entanto, deve-se ter cuidado com a afirmação de que não é possível concluir que a população pobre seja vítima ou agente da degradação do meio ambiente em todas as instâncias. De acordo com Browder (1989), no caso brasileiro, a grande exploração comercial é a principal responsável pela destruição das florestas da Amazônia. Dado que pobreza e meio ambiente são questões inter-relacionadas, necessita-se, então, analisar mais profundamente e com cuidado como esta relação ocorre para diferentes localidades.

A primeira delas é a convencional e mais popular e pode ser enunciada como pobreza causa degradação ambiental. Assim, esta relação mostra que existe um efeito negativo da população pobre sobre o meio ambiente. Esse tipo de relação de causalidade é tipicamente encontrado em países em desenvolvimento. Ainda é importante salientar aqui que o tipo de pobreza que causa a degradação ambiental é aquela considerada exógena<sup>7</sup>.

---

<sup>6</sup> De acordo com o Relatório Brundtland (WCED, 1987; CMMD, 1991), o chamado círculo vicioso (*vicious circle, cycle* ou *downward spiral*) é gerado pela condição de pobreza, pela degradação ambiental. Assim, a pobreza leva à degradação ambiental e esta, por sua vez, leva a um agravamento da condição da população pobre, perpetuando a pobreza (FINCO e WAQUIL, 2004. p. 4).

<sup>7</sup> Pobreza exógena é aquela causada por outros fatores que não estão relacionados com o meio ambiente (DURAIAPPAH, 1996).

De forma contrária à relação supracitada, observa-se que não apenas a pobreza pode causar degradação ambiental, mas a riqueza, a ganância, o poder também agridem o meio ambiente nos países em desenvolvimento. Este fato dá origem à segunda relação de causalidade, que também é extremamente importante para o entendimento geral da discussão entre esses dois temas (BOYCE, 1994).

A terceira relação de causalidade se dá com base em falhas de mercados e falhas institucionais como importantes determinantes da degradação ambiental. Esses dois termos poderiam ser utilizados conjuntamente, entretanto, essa agregação não é satisfatória quando a preocupação é a formulação e a determinação de políticas públicas. Isso ocorre porque a determinação de políticas públicas é feita para cada uma das falhas. Por exemplo, as respostas de políticas às falhas de mercado podem ser bem diferentes de iniciativas de políticas que procurem impor direitos de propriedade bem definidos, por exemplo (falha institucional).

A quarta e última relação mostra que a degradação ambiental causa pobreza<sup>8</sup> (EXBON e BOJÖ, 1999). Assim, uma situação de extremo estresse ambiental pode levar o pobre a migrar e a perder qualidade de vida, criando ainda mais pobreza.

## METODOLOGIA

### **Indicador de degradação ambiental e o índice de degradação dos municípios de Minas Gerais**

Na presente análise, o termo degradação ambiental engloba danos causados por atividades biológicas, econômicas e aspectos populacionais. Para isso, as variáveis ambientais remetem a diversos fatores de degradação ambiental.

O presente artigo teve como base a pesquisa de Lemos (2000), tendo utilizado os mesmos critérios do autor para a criação dos indicadores ambientais. Esses critérios são:

a) COB = Cobertura vegetal do município, que é o somatório das áreas com matas e florestas nativas, dividido pela área total, em hectares, dos municípios;

$COB_{REF}$  = Média da cobertura vegetal de 10% dos municípios mais bem posicionados;

---

<sup>8</sup> A pobreza considerada aqui é a pobreza indígena. Este tipo de pobreza é aquele causado pela degradação ambiental.

b) VAV = Valor da produção vegetal do município mineiro, dividido pela soma das áreas com lavouras perenes e temporárias;

$VAV_{REF}$  = Média da produção vegetal de 10% dos municípios mais bem posicionados;

c) VAN = Valor da produção animal do município, dividido pela área total com pastagens naturais e cultivadas;

$VAN_{REF}$  = Média da produção animal de 10% dos municípios mais bem posicionados;

d) MOR = Total da mão de obra empregada no meio rural, dividido pelo somatório das áreas com lavouras e pastagens;

$MOR_{REF}$  = Média da mão de obra de 10% dos municípios mais bem posicionados;

Tendo como referência esses indicadores, foram estruturadas as variáveis que compuseram o indicador parcial de degradação e o índice de degradação:

$$DECOB(x_{11}) = [1 - (COB / COB_{REF})] \times 100 \text{ nos casos em que } COB \geq COB_{REF}, DECOB = 0.$$

$$DECOB(x_{11}) = [1 - (COB / COB_{REF})] \times 100 \text{ nos casos em que } COB \geq COB_{REF}, DECOB = 0.$$

$$DEVAN(x_{11}) = [1 - (VAN / VAN_{REF})] \times 100 \text{ nos casos em que } VAN \geq VAN_{REF}, DEVAN = 0.$$

$$DEMOR(x_{11}) = [1 - (MOR / MOR_{REF})] \times 100 \text{ nos casos em que } MOR \geq MOR_{REF}, DEMOR = 0.$$

O índice de degradação foi utilizado para medir a proporção da degradação ambiental da área de um dado município. É importante salientar que o índice é relativo, pois foi construído segundo a referência dos 10% dos municípios mais bem posicionados no Estado de Minas Gerais.

A construção foi feita em duas etapas. Na primeira etapa, foi desenvolvido o indicador parcial de degradação (IPD) por meio da análise fatorial por componentes principais (expressão 1).

$$IDP_i = \left( \sum_{j=1}^n F_{ij}^2 \right)^{\frac{1}{2}} \text{ com } j = 1, 2, \dots, p \quad (1)$$

em que o *IPD* é o indicador parcial de degradação e  $F_{ij}$  são os escores fatoriais estimados pela análise de componentes principais<sup>9</sup>.

O indicador parcial de degradação não é suficiente para estimar o percentual de degradação de cada município, pois oferece apenas um *ranking* dos municípios no que se refere à degradação. Assim, foi criado o índice de degradação (ID) dos municípios de Minas Gerais (expressão 3), com base nos pesos estimados pelo método de mínimos quadrados (expressão 2).

$$IDP = \beta_1 + \beta_2 decob + \beta_3 devav + \beta_4 devan + \beta_5 demor + u_i \quad (2)$$

em que *IPD* é o indicador de degradação ambiental dos municípios mineiros; *decob* é o indicador de degradação na cobertura vegetal do município, *devav* é o indicador de degradação pela produção vegetal; *devan* é o indicador de degradação pela produção animal do município; e *demor* é o indicador de degradação pelo contingente de mão de obra na atividade agropecuária do município.

$$ID_i = \sum_{i=1}^n P_i X_i \quad (3)$$

em que *ID* é o índice de degradação associado ao *i*-ésimo município de Minas Gerais;  $P_i$  são os pesos calculados dos quatro indicadores de degradação; e  $X_i$  são os valores dos quatro indicadores de degradação. Os pesos calculados para cada um dos quatro indicadores são encontrados através de uma regressão múltipla em que a variável dependente *IPD* e a explicativa obtêm os pesos utilizados para encontrar o Índice de Degradação.

### Indicador de Pobreza e índice de pobreza de Minas Gerais

Após a criação do Indicador e do índice de degradação ambiental, o mesmo procedimento já apresentado acima foi utilizado para a criação do Indicador e índice de pobreza para os municípios de Minas Gerais. As variáveis utilizadas são apresentadas junto com os dados desta pesquisa.

### Inter-relação entre pobreza e meio ambiente

O presente estudo utilizou o modelo de dados em painel como procedimento metodológico para analisar as interações entre as variáveis pobreza e meio ambiente. Segundo Greene (2003), esse tipo de método possibilita maior mobilidade de modelar diferentes comportamentos dos indivíduos, e a presente pesquisa engloba diversos municípios que têm

<sup>9</sup> Para o Indicador de Pobreza, foram utilizadas as variáveis apresentadas na fonte de dados.

grande diversidade socioeconômica. O modelo estimado no presente estudo pode ser representado pela expressão (4):

$$IP = \alpha_0 + \beta_1 IA + \beta_2 rpc + \beta_3 Ge + \beta_4 Gs + u_i \quad (4)$$

em que  $IP$  é o indicador de pobreza;  $A$  é o indicador de degradação ambiental;  $rpc$  é a renda média domiciliar *per capita*;  $Ge$  são os gastos com educação; e  $Gs$  são os gastos com saúde.

Os testes realizados para identificar qual modelo<sup>10</sup> é o mais adequado para a análise foram os de Chow (utilizado para a escolha entre o modelo *pooled* e o modelo de efeitos fixos), de Hausman (utilizado para a escolha entre o modelo de efeitos fixos e o modelo de efeitos aleatórios) e de LM de Breucch-Pagan (utilizado como análise da escolha entre o modelo *pooled* e o modelo de efeitos aleatórios). Para a verificação da heterocedasticidade e autocorrelação, foram utilizados os testes de Wald e o Wooldridge.

A metodologia de dados em painel é bastante discutida na literatura econômica.

### Fonte de dados

Os dados utilizados referem-se aos anos de 2000 e 2010 e englobam 749<sup>11</sup> municípios mineiros dos 853 descritos no censo do IBGE (2010) para a análise de dados em painel. Para a criação do índice de degradação, apenas 849<sup>12</sup> municípios foram utilizados na análise.

Foram utilizados para a pesquisa dados referentes a todos os municípios do Estado de Minas Gerais. Do departamento de informática do SUS – DATASUS<sup>13</sup>, foram extraídas as seguintes variáveis: índice de Gini da renda domiciliar *per capita*, taxa de desemprego, taxa de analfabetismo de 16 anos ou mais, porcentagem da população com renda menor que ¼ do salário mínimo e proporção de nascidos vivos com baixo peso.

No Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), foram coletados os dados referentes aos domicílios, sendo as variáveis domicílios sem abastecimento de água, domicílios sem coleta de lixo, domicílios sem

<sup>10</sup> Para mais detalhes a respeito dos tipos de modelos existentes, ver Greene (2003).

<sup>11</sup> Como em 2000 havia dados apenas de 749 municípios mineiros, foram considerados apenas estes para a análise, ao invés dos 853 municípios mineiros atualizados pelo censo do IBGE (2010).

<sup>12</sup> Foram excluídos da pesquisa quatro municípios que não apresentavam dados suficientes.

<sup>13</sup> As variáveis são referentes ao censo demográfico feito pelo IBGE em 2000 e 2010, dado o sistema simplificado do DATASUS, a coleta foi feita em seu painel eletrônico.

instalações sanitárias ligadas à rede geral de esgoto<sup>14</sup>. Na base de dados da Fundação João Pinheiro – FJP, foram obtidas as variáveis transferências por família beneficiada pelo programa de bolsa família, taxas de crimes de menor potencial ofensivo, esforço orçamentário em atividades de assistência social e cidadania, gastos com saúde e gastos com educação. Do Sistema de Informações sobre Mortalidade – (SIM), foi extraída a variável de mortalidade fetal e infantil.

Os dados ambientais foram extraídos do censo agropecuário de 1996 e 2006, tendo sido utilizadas as variáveis cobertura vegetal do município, valor da produção vegetal do município, soma das áreas com lavouras perenes e temporárias, valor da produção animal do município, área total com pastagens naturais e cultivadas, total da mão de obra empregada no meio rural e áreas com lavouras e pastagens. Os valores da produção vegetal e produção animal foram corrigidos pelo Índice de Preços ao Produtor Amplo – IPA, que registra variações de preços de produtos agropecuários, com base no ano de 2006<sup>15</sup>.

Para o ranking dos municípios nos níveis de pobreza e degradação, não se encontrou na literatura nenhuma tabela que apresentasse intervalos de classificação. Fernandes *et al.* (2005, p.10) consideram valores acima de 0,5 extremamente elevados e valores de 0,11 com baixo impacto. Diante disto, a presente pesquisa definiu suas próprias margens de análise, considerando o seguinte critério: valores até 0,30, muito baixos; entre 0,30 e 0,49, baixos; de 0,49 a 0,69, médios; de 0,69 a 0,89, elevados; e de 0,89 a 1,00, muito elevados.

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

Com o objetivo de analisar a relação entre pobreza e meio ambiente, primeiramente foi construído o índice de degradação ambiental por meio de fatores biológicos, econômicos e demográficos. Para a construção desse índice, foi feita uma análise fatorial por componentes principais e testes (esfericidade de *Bartlett* – 17,4 e *KMO* – 0,6) para verificar se os dados suportavam esse tipo de análise. Os testes foram significativos e indicam que a amostra foi adequada para a realização da análise.

Assim, o próximo passo foi fazer a análise fatorial com as variáveis DECOB, DEVAV, DEVAN e DEMOR, por meio da composição por

---

<sup>14</sup> Os dados apresentados pelo IBGE eram referentes a domicílios com abastecimento de água, domicílios com coleta de lixo e domicílios com instalações sanitárias ligadas à rede geral de esgoto. Para o presente estudo, foi feita uma transformação nas variáveis de forma que o total de domicílios menos os domicílios com abastecimento de água resultasse em domicílios sem abastecimento de água, assim foi feito para as demais variáveis.

<sup>15</sup> O Índice de Preços ao Produtor Amplo – IPA passou a ser denominado assim a partir de 2010, antes deste período, era nominado como índice de preço por atacado. Para mais informações, consultar: [www.portalibre.fgv.br](http://www.portalibre.fgv.br).

componentes principais, tendo sido encontrados dois fatores com raiz característica maior que um. Considerando os escores fatoriais gerados, foi construído o indicador parcial de degradação e, com base neste indicador, foram calculados os pesos associados a cada uma das variáveis supracitadas. Os valores dos pesos foram: DECOB (0,002), DEVAV (0,004), DEVAN (0,002) e DEMOR (0,001). Estes valores foram utilizados para a construção do índice de degradação ambiental para os municípios mineiros, conforme seção metodológica. Para fins de análise, foram apresentadas, primeiramente, as estatísticas descritivas das variáveis selecionadas. A Tabela 1 ilustra os resultados encontrados.

**Tabela 1 - Estatísticas descritivas dos indicadores e índice de degradação ambiental**

	INDICADORES				ÍNDICE
	DECOB	DEVAV	DEVAN	DEMOR	ID%
<i>Média</i>	64,56	85,93	86,87	72,72	0,80
<i>Desvio Padrão</i>	23,37	19,05	16,41	23,37	0,11
<i>Mínimo</i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,19
<i>Máximo</i>	100,00	100,00	99,99	99,99	1,00

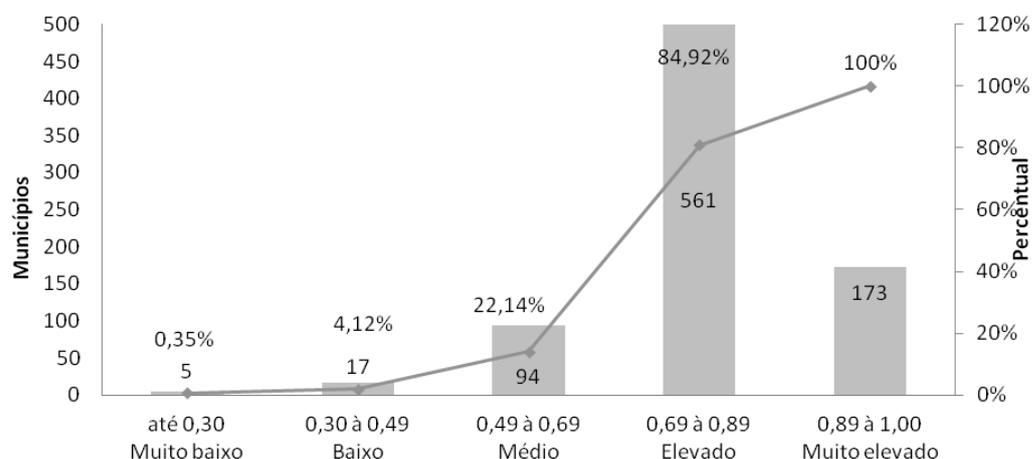
Nota: DECOB - Indicador de degradação na cobertura vegetal do município; DEVAV - Indicador de degradação do valor produção vegetal; DEVAN - Indicador de degradação do valor da produção animal; DEMOR - Indicador de degradação pelo contingente de mão de obra na atividade rural do município; ID - Índice de degradação ambiental para os municípios de Minas Gerais.

Fonte: Resultados da pesquisa.

O valor médio do ID para os municípios de Minas Gerais foi igual a 0,80, o que mostra que, em média, 80% do território desses municípios está degradado, levando em consideração os 10% dos municípios do Estado com melhor posição junto aos indicadores utilizados.

A situação de degradação é confirmada quando são analisados também os indicadores de degradação. Todos os indicadores apresentaram valores máximos extremamente altos, inclusive, com valores iguais ou próximos a 100%.

A Figura 1 mostra que apenas cinco municípios mineiros apresentaram um índice de degradação ambiental igual ou inferior a 0,30. A maior parte dos municípios (561) tem índice entre 0,69 e 0,89. Este resultado é preocupante e confirma pesquisas que dizem que 1/3 do território mineiro (Região Norte e Vales do Jequitinhonha e Mucuri), dado o alto nível de degradação dos municípios, corre o risco de virar deserto nos próximos anos (PAE/MG, 2010). Este cenário é consequência do uso intensivo do solo para a agricultura e pecuária, além do grande desmatamento, irrigação irregular e cultivo de monoculturas em ecossistemas frágeis, de baixa capacidade de regeneração.



**Figura 1 - Índice de Degradação Ambiental para os municípios de Minas Gerais**

Fonte: Resultados da pesquisa.

É importante ressaltar que, para os dez primeiros municípios colocados na classificação do índice de degradação, o setor agropecuário foi o agente motriz da economia local, exceção feita para os municípios de Santana do Riacho e Itacarambi, que, além da representatividade econômica do setor agropecuário, têm também outras atividades. Isso já era esperado, pois os indicadores utilizados na presente análise captam, com maior propriedade, a degradação causada pela agropecuária.

No que se refere às mesorregiões mais degradadas, as do Noroeste de Minas e do Vale do Mucuri se destacam no *ranking*. Além das duas mesorregiões citadas, a Central Mineira, Vale do Jequitinhonha, Norte de Minas e Triângulo Mineiro também concentram grande parte de seus municípios com índices de degradação elevados<sup>16</sup>. Este cenário traz sérias e diversificadas consequências negativas para o ser humano, pois, além da questão ambiental, a degradação do solo leva a uma perda da sua capacidade produtiva, influenciando o desenvolvimento econômico e social destas localidades. Além disso, surge outro problema importante, a migração. As pessoas vão se deslocar para outras regiões quando não tiverem mais terras férteis para o cultivo<sup>17</sup>.

<sup>16</sup> Ver Figura 1A do anexo.

<sup>17</sup> Para mais detalhes a respeito do índice de degradação, consultar Oliveira *et al.* (2013).

## Índice de pobreza para os municípios mineiros

Na construção do índice de pobreza, foi feita também análise fatorial por componentes principais. O teste de esfericidade de *Bartlett* atingiu valor igual a 5320,19, sendo significativo a 1% de probabilidade. Em adição, na tentativa de medir a adequabilidade da amostra, utilizou-se o teste de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO), cujo valor obtido foi de 0,754. Conforme a classificação fornecida por Hair *et al.* (1995), valores iguais ou maiores que 0,5 indicam que a amostra é adequada para a realização da análise.

Feitos os testes iniciais, observou-se que as variáveis utilizadas foram adequadas aos procedimentos de análise fatorial por componentes principais e, desse modo, pode-se fazer inferências com base nos resultados encontrados.

Foram obtidos quatro fatores pelo método de componentes principais para o índice de pobreza, que apresentou uma contribuição acumulada igual a 71,67%. Tendo como referência essa contribuição, foi construído o indicador parcial de pobreza e, com esse indicador, foram calculados os pesos associados a cada variável. Estes valores foram utilizados para a criação do índice de pobreza para cada município mineiro. A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas para fins de análise.

**Tabela 2 - Estatísticas descritivas dos indicadores e índice de pobreza**

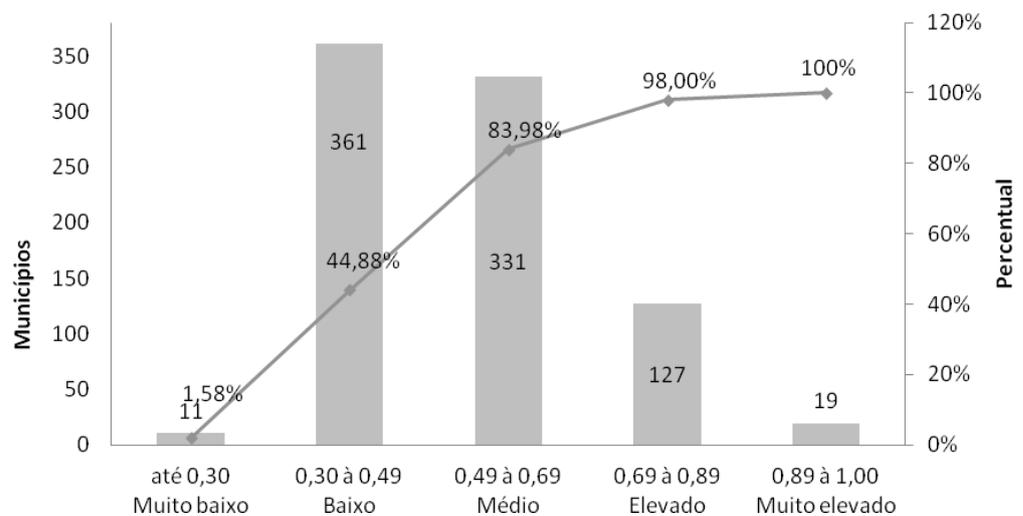
INDICADORES				
Variáveis	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
IP	0,55	0,14	0,20	1,00
Txa	17,37	6,54	4,20	45,20
Ig	0,55	0,05	0,35	0,75
Txd	9,86	3,01	0,83	28,47
Br	33,67	10,9	4,62	80,05
Transf	94,67	11,48	59,61	117,4
Txc	684,53	1048	0,00	3145
Eo	2,85	1,57	0,00	13,60
Pnv	7,76	4,07	0,00	50,00
Dsaa	59,14	1152	0,00	100,00
Dscl	40,86	908	0,00	100,00
Dsre	52,84	2948	0,00	100,00
Mif	7,18	27,80	0,00	692,00

Nota: IP - Índice de pobreza para os municípios mineiros; Txa - Taxa de analfabetismo de 16 anos ou mais; Ig - índice de Gini da renda domiciliar *per capita*; Txd - Taxa de desemprego; Br - Porcentagem da população com renda menor que  $\frac{1}{4}$  do salário mínimo; Transf - Transferências por família beneficiada pelo programa de bolsa família (R\$); Txc - Taxas de crimes de menor potencial ofensivo; Eo - Esforço orçamentário em atividades de assistência social e cidadania; Pnv - Proporção de nascidos vivos com baixo peso; Dsaa - Domicílios sem abastecimento de água; Dscl - Domicílios sem coleta de lixo; Dsre - Domicílios sem instalações sanitárias ligadas a rede geral de esgoto; e Mif - Mortalidade infantil e fetal.

Fonte: Resultados da pesquisa.

O valor médio encontrado do IP para os municípios de Minas Gerais foi de 0,55, sugerindo que os municípios mineiros ainda têm níveis altos de pobreza (nível maior que 50%). Quando são analisadas as variáveis que compuseram este índice, pode-se observar que a situação é bastante precária, pois, em média, 17,37% da população mineira de 16 anos ou mais é analfabeta; 9,86% da população acima de 16 anos está desempregada; 33% da população tem renda menor que  $\frac{1}{4}$  do salário mínimo; e o índice de Gini da renda domiciliar *per capita* é de 0,55. A variável relativa à nutrição mostra que 7,76% dos nascidos vivos em Minas Gerais estão com baixo peso. As condições dos domicílios mineiros também são preocupantes, visto que, em média, 59% dos municípios não têm abastecimento adequado de água, 40% não têm coleta seletiva de lixo e 52% não têm instalações sanitárias ligadas à rede geral de esgoto.

A Figura 2 ilustra os valores do índice de pobreza para os municípios mineiros, classificando-os em muito baixo, baixo, médio, elevado e muito elevado.



**Figura 2 – Índice de Pobreza para os municípios de Minas Gerais**

Fonte: Resultados da pesquisa.

A Figura 2 mostra que apenas 11 municípios mineiros apresentaram um índice de pobreza igual ou inferior a 0,30, classificado como muito baixo. Os níveis baixo e médio concentram o maior número de municípios (692). No que se refere aos níveis elevado e muito elevado, o número de municípios ainda é muito grande, ou seja, 146 municípios têm índice maior que 70%. Mesmo considerando que o nível de desenvolvimento socioeconômico do estado é alto, 19 municípios foram classificados com nível de pobreza muito elevado (pobreza extrema).

É importante ressaltar que para os dez primeiros municípios colocados na classificação do índice de pobreza, quatro estão localizados no Norte de

Minas, três na Mesorregião do Jequitinhonha, um no Vale do Mucuri e um na região metropolitana de Belo Horizonte. Além disso, suas economias estão baseadas no setor de serviços, agricultura familiar e poucas indústrias. Para mais informações sobre os valores obtidos para as mesorregiões e microrregiões de todos os municípios, consultar Oliveira (2013).

No que se refere às mesorregiões mais pobres, as do Jequitinhonha e Norte de Minas se destacam no *ranking*. No entanto, deve-se ressaltar que, a partir da região central do estado (indo para a região norte), há uma concentração muito grande de municípios com maiores níveis de pobreza<sup>18</sup>.

### **Inter-relação entre pobreza e meio ambiente**

Um dos objetivos da presente análise foi averiguar se os pobres são afetados pela degradação dos recursos naturais. Para isso, estimou-se um modelo em que a variável pobreza foi colocada como dependente e a variável degradação e outras de controle, como independentes.

Pelo teste de Chow, rejeitou-se a hipótese de que o modelo *pooled* seja mais adequado que o modelo de efeitos fixos a 1% de significância. Diante disso, pode-se deduzir que existem características específicas importantes dos municípios acerca das variáveis utilizadas. Já entre o modelo de efeitos fixos e aleatórios, o teste de *Hausman* também rejeitou a hipótese nula, mostrando que o modelo de efeito fixo é melhor que o de efeito aleatório. Por fim, pelo teste do Multiplicador de Lagrange (LM) de Breusch-Pagan, rejeitou-se a hipótese de que o modelo *pooled* é mais adequado que o modelo de efeitos aleatórios a 1% de probabilidade. Em adição, o teste de autocorrelação de Wooldridge não rejeitou a hipótese nula, mostrando que o modelo não apresentou autocorrelação. De forma análoga, o teste de Wald sugeriu que o modelo é homocedástico. Por fim, por meio do teste F, rejeitou-se a hipótese de que todos os coeficientes sejam estatisticamente iguais a zero, com significância estatística de 1% probabilidade.

Considerando os resultados encontrados, o modelo de efeito fixo foi estatisticamente o mais adequado para a análise proposta (Tabela 3).

A Tabela 3 mostra relação direta entre degradação ambiental e pobreza a um nível de 5% de significância. Assim, um aumento de um ponto percentual no índice de degradação implica um aumento de 11,6 pontos percentuais no índice de pobreza para os municípios mineiros. Diante disso, pode-se inferir que um ambiente degradado afeta diretamente a população pobre e, quanto maior o nível de degradação, maiores serão os problemas enfrentados por esta população.

---

<sup>18</sup> Ver Figura 2A do anexo.

**Tabela 3 – Resultados da regressão para o índice de pobreza municipal mineiro**

<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Estatística t</i>
IP	0,1158**	-3,25
RDP	-0,004***	-9,06
GS	-0,0017*	-2,38
GE	-0,0016 <sup>ns</sup>	-0,31
CONSTANTE	0,8096	17,76
R <sup>2</sup> Overall	0,2389	
R <sup>2</sup> Within	0,2532	<b>Prob &gt; F</b>
R <sup>2</sup> Between	0,2340	0,00000

Nota: \*\*\* Significância a 1% de probabilidade, \*\* Significativo a 5% de probabilidade, \* Significativo a 10% de probabilidade e <sup>ns</sup> Não significativo. IP – Indicador parcial de degradação ambiental para os municípios mineiros; RDP – Renda média domiciliar *per capita*; GS – Gastos com saúde; GE – Gastos com educação.

Fonte: Resultados da pesquisa.

De modo análogo, a variável renda média domiciliar *per capita* foi significativa estatisticamente a 1%. Esta variável apresentou relação inversa com o índice de pobreza, o que era esperado, pois um aumento de uma unidade monetária de renda gera uma redução do índice de pobreza de 0,04 pontos percentuais.

Datt e Ravallion (1992) e Kakwani (1997), Barros *et al.* (1997) e Soares *et al.* (1999) mostraram que redução da pobreza requer aumento da renda. Este fato não pode ser questionado, no entanto, o valor baixo para o coeficiente da renda *per capita* encontrado corrobora as afirmações de Sen (2008), ou seja, pobreza é um conceito muito mais amplo que o de baixa renda, e sua distribuição talvez seja uma variável muito mais representativa na sua determinação.

A variável gastos municipais com saúde apresentou relação inversa com o indicador de pobreza a um nível de significância de 10%, significando que um aumento de um ponto percentual nos gastos com saúde gera uma redução de 0,001 no indicador de pobreza. Este resultado gera dúvidas quanto à eficiência deste tipo de gasto para redução da pobreza em Minas Gerais. Quanto aos gastos municipais com educação, eles não foram estatisticamente significativos. Lopes e Toyoshima (2008), estudando a eficiência da gestão financeira com gastos públicos em saúde e educação para Minas Gerais, concluíram que a melhoria da eficiência técnica não está relacionada com o aumento indiscriminado dos gastos; pelo contrário, o aumento dos gastos pode não trazer melhorias para os municípios, mas, em alguns casos, pode surtir inclusive efeito indesejável sobre os indicadores sociais das localidades.

De forma geral, observa-se que a relação entre pobreza e degradação ambiental é muito complexa e controversa. Isso ocorre pelas dificuldades de mensuração das dimensões destas duas variáveis. Esta dificuldade de

mensuração torna o tema extremamente interessante e instigante, pois a escolha do local de estudo e das variáveis utilizadas é crucial na determinação dos resultados. Nesta pesquisa, foi possível identificar que o estado mineiro tem sérios problemas relacionados com a degradação e com a pobreza. Além disso, observou-se que variações nas condições ambientais dos municípios de Minas Gerais afetam positivamente seus níveis de pobreza.

## CONCLUSÕES

Esta pesquisa teve como objetivo identificar a existência de relação entre pobreza e meio ambiente para os municípios mineiros, tendo sido destacados aspectos econômicos, sociais e ambientais. Apesar da existência de alguns estudos que tratam do tema, observou-se incoerência muito grande quanto aos resultados obtidos. Variáveis como características individuais, sociais, econômicas, geográficas, entre outras, são importantes e influenciam os estudos a respeito dessa temática.

Os resultados da análise revelaram que o valor médio para o índice de degradação mineiro foi alto (0,80), mostrando que o estado tem mais de 80% de seu território degradado, quando comparado aos 10% dos municípios mais bem classificados nos indicadores. As mesorregiões do Noroeste de Minas, do Vale do Mucuri, da Central Mineira, do Vale do Jequitinhonha, do Norte de Minas e do Triângulo Mineiro concentram grande parte de seus municípios com índices de degradação elevados.

No que se refere ao índice médio de pobreza, seu valor foi de 0,55, considerado alto. As mesorregiões do Jequitinhonha e Norte de Minas se destacaram no *ranking*, mas foi possível observar que, a partir da região central do estado (indo para a região norte), há uma concentração grande de municípios com maiores níveis de pobreza<sup>19</sup>.

Diante disto, foi possível verificar comparativamente entre os índices que os municípios que apresentaram maiores níveis de degradação também foram os que apresentaram níveis elevados de pobreza. Além disto, a presente pesquisa apresenta uma contribuição para a literatura como um estudo inicial sobre a relação entre pobreza e degradação ambiental, fato que vem sendo discutido ao longo dos anos. Através do método econométrico de dados em painel, foi possível observar a existência de relação direta entre índices de pobreza e de degradação ambiental, confirmando o entendimento do que os pobres estão mais expostos a ambientes degradados.

Este resultado é preocupante, pois, além da questão ambiental, a degradação leva a uma perda da capacidade produtiva do solo, o que influencia o desenvolvimento econômico e social das localidades. Assim, a

---

<sup>19</sup> Verificar no Anexo.

degradação afeta principalmente a população pobre, que vive marginalizada na sociedade.

No entanto, é importante salientar que a pesquisa não verificou relação de causa, mas se existia uma relação, destarte, são necessárias novas pesquisas que visem a verificar outros fatores importantes nesta temática.

Por fim, é importante que autoridades governamentais fiquem atentas para os problemas ambientais e de pobreza, buscando criar mais mecanismos de combate às duas questões conjuntamente. Adotar medidas que minimizem os efeitos que uma possa causar na outra, visando a melhorias de infraestrutura, saúde e mantendo áreas de preservação permanente, pode contribuir para um maior nível de desenvolvimento sustentável na região.

## REFERÊNCIAS

ANGELSEN, A. Shifting cultivation and “deforestation”: a study from Indonesia. **World Development**, v. 23, n. 10, p. 1713-1729, 1995.

BANCO MUNDIAL. Relatório sobre o Desenvolvimento Mundial 2000/2001: Luta contra a Pobreza. Washington, D.C.: The World Bank, 2001.

BARROS, R. P.; FOX, L.; MENDONÇA, R. Female-headed households, poverty, and the welfare of children in urban Brazil. **Economic Development and Cultural Change**, v. 45, n. 2, p. 231-257, 1997.

BARROS, F. G.; MENDONÇA, A. F.; NOGUEIRA, J. M. Poverty and environmental degradation: The Kuznets environmental curve for the Brazilian case. Universidade de Brasília, n. 267, 2002.

BOYCE, J. K. Inequality as a cause of environmental degradation. **Ecological Economics**, v. 11, n. 3, p. 169-178, 1994.

BOJÖ, J.; BUCKNALL, J.; HAMILTON, K.; KISHOR, N.; KRAUS, C.; PILLAI, P. Environment. In: WORLD BANK. Poverty Reduction Strategy Paper (PRSP) Sourcebook. 2001. ch. 11.

BROAD, R. The poor and the environment: friends or foes?. **World Development**, v. 22, n. 6, p. 811-822, 1994.

BROWDER, J. O. Fragile lands of Latin America: strategies for sustainable development. **Westview Press Inc.**, 1989.

BUCKNALL, J.; KRAUS, C.; PILLAI, P. Poverty and Environment. **Environment Strategy Background Paper**. World Bank, Environment Department, Washington, DC, 2000.

CLEAVER, K. M. Rural development strategies for poverty reduction and environmental protection in sub-Saharan Africa. **World Bank Publications**, 1997.

COMIM, F.; KUMAR, P. Poverty and Environment Indicators. St Edmund's College, 2008.

DATT, G.; RAVALLION, M. Growth and redistribution components of changes in poverty measures: A decomposition with applications to Brazil and India in the 1980s. **Journal of development economics**, v. 38, n. 2, p. 275-295, 1992.

DELOEUIL, S.; CLEAVER, K. M.; SCHREIBER, G. A. Reversing the Spiral: The Population, Agriculture, and Environment Nexus in Sub-Saharan Africa (Directions in development). 1996.

DURNING, A. B. Poverty and the Environment: Reversing the Downward Spiral. **Worldwatch** Paper 92. Worldwatch Institute, 1776 Massachusetts Avenue, NW, Washington, DC 20036, 1989.

DURAIAPPAH, Anantha K. **Poverty and environmental degradation: a literature review and analysis**. 8. Ed. CREED Working Paper. Editora Iied, 1996.

\_\_\_\_\_. Poverty and environmental degradation: a review and analysis of the nexus. **World Development**, v. 26, n. 12, p. 2169-2179, 1998.

EKBOM, A.; BOJÖ, J. Poverty and the Environment: Evidence of Links and Integration Into Country Assistance Strategy Process. World Bank Africa Region Discussion Paper, No. 4. Washington, DC: World Bank.

FERNANDES, E. A.; CUNHA, N. R. S.; SILVA, R. G.. Degradação ambiental no Estado de Minas Gerais. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 43, n. 1, p. 179-198, 2005.

FINCO, M. V. A.; WAQUIL, P. D.; MATTOS, E. J. Evidências da relação entre pobreza e degradação ambiental no espaço rural do Rio Grande do Sul. **Revista Ensaios FEE**, Porto Alegre, v. 25, n. 1, p. 249-276, 2004.

FORSYTH, T.; LEACH, M.; SCOONES, I. Poverty and Environment: Priorities for Research and Policy; an Overview Study. United Nations Development Programme and European Commission, 1998.

GARADI, G., TWESIGYE-BAKWATSA, C. Pilot Project on Poverty-Environment Mapping (Phase II) Poverty- Environment Indicators and Policy Options for Possible Intervention under the PRSP, Final Report. UNDP, Republic of Rwanda, June, 2005.

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 5ª Edição. Prentice-Hall. 2003. 1083p.

GUJARATI. D. N. **Econometria Básica**. Editora Elsevier, 2006. Rio de Janeiro.

HAGENAARS, A.; DE VOS, K.. The definition and measurement of poverty. *Journal of Human Resources*, p. 211-221, 1988.

HAILU, D.; SOARES, S. Suarez D. What Explains the Decline in Brazil? Is Inequality?. **International Policy Centre for Inclusive Growth**. nº 89. 2009.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). Indicadores de desenvolvimento sustentável. Rio de Janeiro, 2012.

\_\_\_\_\_. Síntese de indicadores sociais: Uma análise das condições de vida. Rio de Janeiro, 2010. (síntese de indicadores sociais).

KAKWANI, N.; WAGSTAFF, A.; VAN DOORSLAER, E.. Socioeconomic inequalities in health: measurement, computation, and statistical inference. **Journal of econometrics**, v. 77, n. 1, p. 87-103, 1997.

LEACH, M., and R. Mearns. Beyond the Woodfuel Crisis: People, Land and Trees in Africa. London: Earthscan Publications. 1988

LEMOS, J. J. S.; Indicadores de Degradação no Nordeste Sub - úmido e Semi-árido. *Revista SOBER*, 2000, p 1-10.

LEMOS, J. J. S.. Mapa da exclusão social no Brasil: radiografia de um país assimetricamente pobre. Banco do Nordeste do Brasil. 2º edição revisada e atualizada. Fortaleza. 2008.

LOPES, L. S.; TOYOSHIMA, S. H. Eficiência técnica municipal na gestão dos gastos com saúde e educação em Minas Gerais: seus impactos e determinantes. **Seminário sobre a economia mineira**, v. 13, p. 1-24, 2008.

MADDALA, G. S. **Introdução à econometria**. Editora LTC. 3º edição. Rio de Janeiro, 2003.

MARTINS, C. H. Backx. Pobreza, meio ambiente e qualidade de vida: indicadores para o desenvolvimento humano sustentável. **Indicadores Econômicos FEE**, v. 30, n. 3, p. 171-188, 2002.

OLIVEIRA. D. B. O. A inter-relação entre pobreza e meio ambiente para os municípios de Minas Gerais. Viçosa, 2013. 83p. Dissertação (Mestrado em Economia) - Programa de Pós - Graduação em Economia - DEE, Universidade Federal de Viçosa, 2013.

REARDON, T.; VOSTI, S. A. Links between rural poverty and the environment in developing countries: asset categories and investment poverty. **World development**, v. 23, n. 9, p. 1495-1506, 1995.

RODRIGUES, L. A.; CUNHA, D. A.; BRITO, L. M.; PIRES, M. V. Pobreza, crescimento econômico e degradação ambiental no meio urbano

brasileiro. **Revista Iberoamericana de Economía Ecológica**, v. 26, n. 2, p. 11-24, 2016.

SACHS, I. A revolução energética do século XXI. **Estudos Avançados**, v. 21, n. 59, p. 21-38, 2007.

\_\_\_\_\_. **Rumo à ecossocioeconomia** - Teoria e prática do desenvolvimento. São Paulo: Cortez Editora, 2007.

\_\_\_\_\_. **Desenvolvimento incluyente, sustentável, sustentado**. Rio de Janeiro: Garamond, 2008. 151 p.

SEN, A. **Desigualdade Reexaminada**. Tradução e apresentação de Ricardo Doninelli Mendes. Rio de Janeiro: Record, 2001. 300p

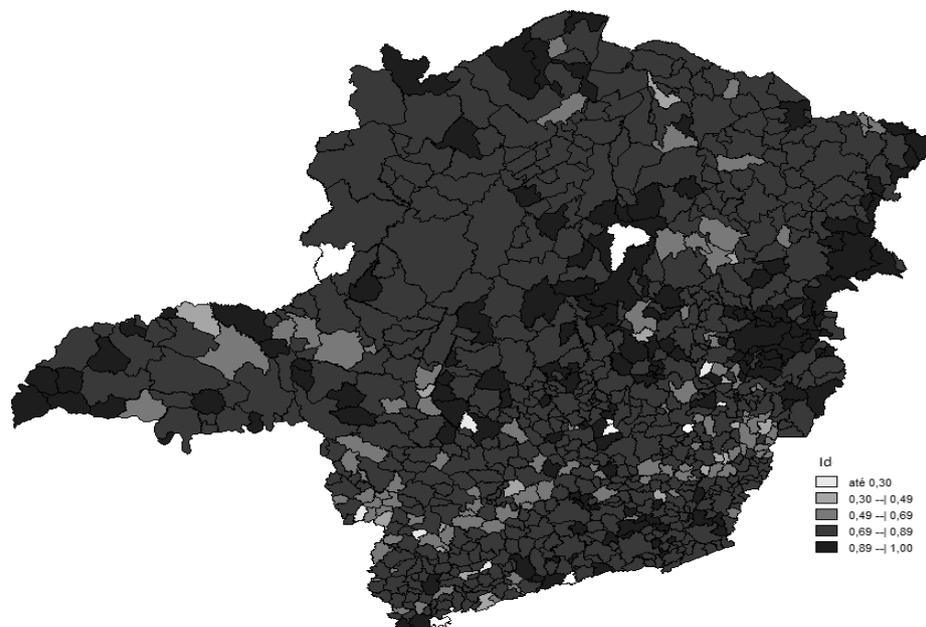
\_\_\_\_\_. **Desenvolvimento como liberdade**. Tradução de Laura Teixeira Motta. 7ª edição. São Paulo: Companhia das Letras, 2008.

STANKIEWICZ, A. Pobreza e meio ambiente no Estado do Paraná: Uma análise municipal. 145 f. Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento Econômico) - Universidade Federal do Paraná, PR, 2010.

SOARES, A.C.L.G.; GOSSON, A.M.P.M.; MADEIRA, M.A.L.H.; TEIXEIRA, V.D.S. Índice de Desenvolvimento Municipal: Hierarquização dos Municípios do Ceará no ano de 1997. **Paraná Desenvolvimento**, n.97, p 71-89. 1999.

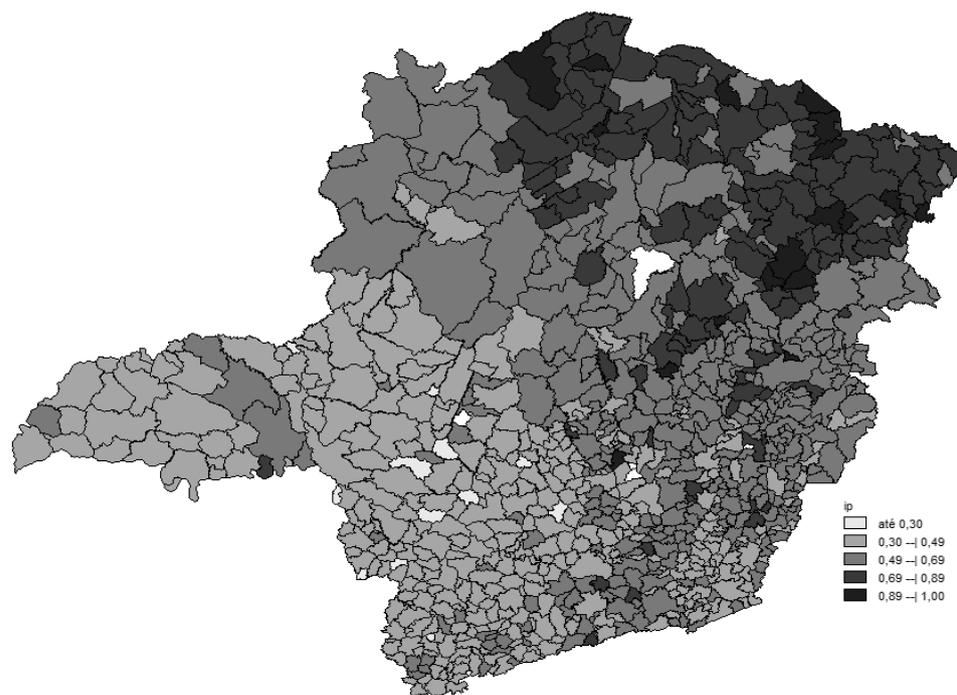
WAQUIL, P. D.; FINCO, M. V. A.; MATTOS, E. J. Pobreza Rural e Degradação Ambiental: uma Refutação da Hipótese do Círculo Vicioso. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Rio de Janeiro, vol. 42, n° 02, p. 317-340, abr/jun 2004.

ANEXO



**Figura A1 - Índice de Degradação Ambiental no Estado de Minas Gerais em 2010**

Fonte: Resultados da pesquisa.



**Figura A2 - Índice de pobreza para o Estado de Minas Gerais em 2010**

Fonte: Resultados da pesquisa.



Revista de Economia e Agronegócio - REA  
ISSN impresso: 1679-1614  
ISSN online: 2526-5539  
Vol. 15 | N. 1 | 2017

### **Juliana de Sales Silva**

*Estudante de Doutorado em  
Economia Aplicada, Universidade  
Federal de Viçosa*

E-mail: [julianasalessilva@live.com](mailto:julianasalessilva@live.com)

### **Monaliza de Oliveira Ferreira**

*Doutora em Economia; Professora  
Adjunta, Núcleo de Gestão do  
Campus Acadêmico do Agreste,  
Universidade Federal de  
Pernambuco*

E-mail: [monaliza.ferreira@ufpe.br](mailto:monaliza.ferreira@ufpe.br)

### **João Ricardo Ferreira de Lima**

*Doutor em Economia Aplicada,  
Pesquisador da Empresa Brasileira  
de Pesquisa Agropecuária,  
EMBRAPA Semiárido*

E-mail: [joao.ricardo@embrapa.br](mailto:joao.ricardo@embrapa.br)

## **EFICIÊNCIA TÉCNICA DOS PRODUTORES DE MANGA DO VALE DO SÃO FRANCISCO**

---

### **RESUMO**

O objetivo geral deste trabalho é analisar a eficiência técnica dos produtores de manga do Distrito de Irrigação Senador Nilo Coelho, localizado no Vale do São Francisco, bem como investigar as variáveis que afetam sua ineficiência. Para tanto, foi utilizado o método de Análise Envoltória de Dados (DEA) em Dois Estágios, com a técnica bootstrap. Os principais resultados apontaram que escolaridade, o comércio exterior e a interação com instituição de pesquisa tendem a elevar os níveis de eficiência, enquanto dívidas e outras atividades econômicas levam a reduzir tais escores.

**Palavras-chave:** Manga; Eficiência; Polo Petrolina/Juazeiro.

---

### **ABSTRACT**

The overall goal of this work is to analyze the technical efficiency of the mango producers in Irrigation District Senator Nilo Coelho located in San Francisco Valley; as well as investigate the variables that affect its inefficiency. Therefore, the two-stage data envelopment analysis (DEA) was used with the bootstrap technique. The main results pointed out that schooling; foreign trade and interaction with research institutions tend to raise levels of efficiency, while debts and other economic activities lead to reduce these scores.

**Keywords:** Mango; Efficiency; Juazeiro/Petrolina Polo.

**JEL Code:** Q10; Q15.

## INTRODUÇÃO

A fruticultura brasileira exhibe crescimento nas exportações, sendo este aumento decorrente da localização geográfica privilegiada do País em relação a outros países e das boas condições edafoclimáticas<sup>1</sup>, associadas aos investimentos públicos e privados em capacitação, tecnologia, infraestrutura e logística, que, conjuntamente, são fatores determinantes para o progresso e competitividade do setor (BRASIL/MAPA, 2007; VITTI, 2009). A fruticultura irrigada, segundo Silva *et al.* (2004), tem se destacado como uma atividade dinâmica, produzindo alimentos de maior valor agregado, com um processo produtivo que tem por base tecnologias mais modernas capazes de tornar a atividade mais competitiva.

De acordo com o Anuário Brasileiro da Fruticultura 2013 (2013), o Brasil ocupa o terceiro lugar no *ranking* mundial da produção de frutas, estando atrás apenas da China e da Índia. Quanto às exportações, o Brasil exporta 25 espécies de frutas frescas, que têm como principais destinos, Holanda, Reino Unido, Espanha, Argentina, Estados Unidos e Uruguai. Dentro do cenário da fruticultura brasileira, a manga se destaca como uma das mais produzidas e comercializadas no País.

Os maiores produtores mundiais de manga são a Índia, a China e o México. No Brasil, o estado de São Paulo tem a maior área colhida, enquanto na Região Nordeste, estão os mais tecnificados sistemas de cultivo da fruta, principalmente no Vale do Submédio São Francisco (LIMA *et al.*, 2009), responsável por mais de 85% das mangas exportadas pelo País.

A manga, no ano de 2012, foi responsável pela maior receita de exportação entre as frutas exportadas pelo Brasil, 127 mil toneladas, totalizando US\$ 137 milhões, segundo dados da Secretaria de Comércio Exterior do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio (MDIC), divulgado pelo Anuário Brasileiro da Fruticultura (2012; 2013), e tem como principais destinos a Europa e os Estados Unidos, em virtude da pequena oferta dos concorrentes e pela apreciação do dólar no último trimestre de 2011. Já em 2013, segundo dados do BRASIL/MDIC/AliceWeb (2014), o Brasil exportou 122 mil toneladas de manga, gerando uma receita de US\$ 147 milhões.

Mesmo com este bom desempenho, outros países têm aumentado sua produção. Na América do Sul, Equador e principalmente o Peru têm os menores custos de produção (LIMA, 2013), possibilitando-lhes se tornar fortes concorrentes dos produtores brasileiros, afetando a situação econômica, principalmente dos pequenos produtores. Diante deste cenário, a questão central deste trabalho é a análise da eficiência técnica dos pequenos produtores de manga do Distrito de Irrigação Senador Nilo Coelho, localizado no Vale do São Francisco. Como desdobramento deste

---

<sup>1</sup> Condições relacionadas ao solo e ao clima.

objetivo, busca-se investigar as variáveis que afetam a eficiência destes produtores. Este trabalho apresenta relevância por aprofundar o entendimento da situação atual da eficiência técnica dos pequenos produtores de manga no Nilo Coelho, que, normalmente, são os mais afetados pelo aumento da concorrência no mercado internacional.

## REVISÃO DE LITERATURA

### O Vale do São Francisco e o mercado de manga

O Vale do São Francisco está localizado entre o oeste do estado de Pernambuco e o norte do estado da Bahia, com clima semiárido tropical, e área de mais de 360 mil hectares irrigáveis (LIMA *et al.*, 2009; VALEXPORT, 2012). As condições climáticas favoráveis, alta luminosidade, disponibilidade de água de boa qualidade para irrigação, baixa incidência de doenças, disponibilidade de mão de obra barata, abundante e de boa qualidade, baixa precipitação anual e umidade relativa do ar são benéficas com relação às condições fitossanitárias e permitem uma produção planejada durante o ano (SOUZA *et al.*, 2002; GUIMARÃES, 2007). A maior parte da produção é destinada ao mercado interno (LIMA *et al.*, 2009). No entanto, em torno de 85% das exportações brasileiras do fruto foram provenientes do Vale do São Francisco em 2013 [BRASIL/MDIC/AliceWeb (2014)].

O Brasil é o sétimo 7º maior produtor de manga do mundo, estando atrás da Índia, China, Tailândia, Indonésia, Paquistão e México (FAO, 2013). No setor de exportação, o Brasil está em quarto lugar, atrás apenas da Índia, México e Holanda (FAO, 2013). Entretanto, a Holanda ocupa tal colocação por ser a responsável pela distribuição das frutas na Europa. De acordo com o Anuário Brasileiro da Fruticultura 2013 (2013), foram destinados para Holanda 39,28% do total exportado no ano de 2012, sendo então distribuídos por todo o continente.

Vitti (2009) destaca que, de 1995 a 2005, a receita com exportações da fruta brasileira aumentou 257%, resultado dos projetos de irrigação do Vale do São Francisco, que são voltados para o mercado externo. A Tabela 1 faz uma comparação entre as exportações da Região do Vale do São Francisco e o Brasil. Verifica-se, portanto, como já mencionado anteriormente, que boa parte da manga exportada é proveniente do Vale do São Francisco (Tabela 1).

**Tabela 1 - Comparação entre as exportações brasileiras de manga e as do Vale do São Francisco (2000-2013)**

ANO	Em kg			Em US\$1.000,00 (FOB)		
	Vale	Brasil	Participação	Vale	Brasil	Participação
2000	57.200	67.172	85%	37.180	43.550	85%
2001	81.155	94.291	86%	43.443	50.814	85%
2002	93.559	103.598	90%	45.962	50.894	90%
2003	124.620	138.189	90%	68.256	75.744	90%
2004	95.745	111.181	86%	55.541	64.304	86%
2005	101.097	113.882	89%	65.669	72.654	90%
2006	101.172	114.694	88%	77.422	86.052	90%
2007	101.880	116.048	88%	76.159	89.643	85%
2008	117.518	133.725	88%	101.124	118.704	85%
2009	92.628	110.202	84%	77.430	97.388	80%
2010	108.238	124.694	87%	99.002	119.930	83%
2011	105.856	126.431	84%	114.985	140.910	82%
2012	106.970	127.002	84%	109.903	137.589	80%
2013	102.601	122.010	84%	118.837	147.482	81%

Fonte: BRASIL/MDIC/ AliceWeb (2014).

### Eficiência técnica e econômica

Segundo Farrell (1957), eficiência divide-se em eficiência técnica e eficiência alocativa: a primeira está relacionada à habilidade da firma em obter o máximo de produto, com base em um dado conjunto de insumos, e a segunda, à capacidade da firma em empregar os insumos em dimensões ótimas, dados seus preços relativos. Assim, a combinação dessas eficiências resulta na eficiência econômica total.

No que tange à análise de eficiência na produção agrícola, a avaliação do desempenho dessas unidades de produção acarreta a análise da produtividade. Coelli (1995) expõe duas formas de se obter o aumento de produtividade: a primeira seria por meio de mudanças tecnológicas (novos fertilizantes, planos de rotação de cultura etc.), que causam um movimento ascendente da fronteira; e a segunda, por procedimentos que garantam o uso mais eficiente da tecnologia (por exemplo, treinamento dos agricultores na tecnologia praticada), que faz com que as unidades operem mais próximas à fronteira. Essas duas formas de melhoria da produtividade (progresso tecnológico e aumento de eficiência) requerem políticas de ação diferenciadas.

Segundo Toresan (1998), a análise da eficiência produtiva de unidades de produção agrícola, além de estabelecer instrumento de *benchmarking* para os agricultores, fornece subsídios importantes para a pesquisa e extensão, na medida em que revela as possibilidades de expansão da produção via melhoramento da eficiência e marca as principais fontes de ineficiência.

Portanto, quando se almejam estratégias, planejamentos e tomadas de decisões na produção, é feita uma avaliação da eficiência da unidade produtiva. Para Gomes *et al.* (2003), a eficiência de uma unidade produtiva é examinada pela comparação entre os valores observados e os valores ótimos de seus produtos (*outputs*) e recursos (*inputs*). Ainda segundo os autores, tal comparação pode ser feita, de forma sintetizada, pela razão entre a produção observada e a produção potencial máxima alcançável, dados os recursos disponíveis, ou pela razão entre a quantidade mínima necessária de insumos e a quantidade efetivamente empregada, dada a quantidade de produtos gerados.

Na literatura econômica, diversos estudos têm como objetivo analisar eficiência do setor agrícola, casos de Chavas e Aliber (1993), Sarris *et al.* (1999), Souza (2003), Vicente (2004), Paul *et al.* (2004), Sowlati (2005) e Gomes *et al.* (2005). Esses estudos são importantes tanto do ponto de vista teórico quanto empírico, pois podem ser úteis para dar suporte à formulação de políticas para redução da ineficiências na agricultura.

Para analisar a eficiência de 406 produtores de arroz de Bangladesh, Coelli *et al.* (2002) utilizaram o modelo DEA (*Data Envelopment Analysis*) e um modelo *Tobit* para identificar os determinantes da eficiência. Foi observado que as propriedades produziram escores de ineficiência, que divergiam de medidas simples de custo de rendimento e unidade. Quanto aos determinantes, as fazendas com famílias grandes tiveram uma relação negativa com a eficiência, enquanto maior acesso ao mercado de insumos e maior tempo dedicado apenas à atividade agrícola apresentaram relação positiva com a eficiência.

Silva e Sampaio (2002) investigaram a eficiência técnica dos colonos dos perímetros irrigados em Petrolina (PE) e Juazeiro (BA), utilizando duas abordagens de estimação diferentes: paramétrica (fronteira de produção estocástica e determinística) e não paramétrica (fronteira de produção DEA e FDH - *Free Disposal Hull*). Os resultados apontaram que os perímetros mais eficientes tecnicamente são aqueles que estão há mais tempo emancipados e administrados por cooperativas.

Helfand e Levine (2004) analisaram e explicaram a eficiência técnica dos estabelecimentos rurais do centro-oeste brasileiro, tendo como base dados do Censo Agropecuário de 1995/1996. Foram utilizados um modelo DEA para estimar a eficiência e regressões para explicar esta eficiência. Os autores encontraram relação em forma de U entre eficiência e tamanho dos estabelecimentos.

Magalhães e Campos (2006) avaliaram a eficiência técnica de 40 produtores de leite do município de Sobral, no Ceará, também pelo modelo DEA. Os autores observaram que quase 70% dos produtores da localidade são ineficientes e que permanecem na atividade possivelmente pelo alto custo de saída.

Buscando verificar, além da eficiência técnica, os fatores que influenciam tal eficiência, Santos *et al.* (2009) utilizaram a metodologia não paramétrica DEA para medir a eficiência técnica de 228 talhões de café de Minas Gerais e o modelo econométrico *Tobit* para identificar os fatores que influenciam a variação dos escores de ineficiência. Os resultados obtidos mostraram que a maioria das lavouras cafeeiras analisadas apresenta ineficiência técnica.

Mariano e Pinheiro (2009), além de utilizar os mesmos métodos de Santos *et al.* (2009), empregaram o modelo FHD para estudar a ineficiência técnica da agricultura familiar no Projeto de Irrigação do Baixo Açu. Em seus resultados, observaram baixa eficiência dos agricultores da localidade. Quanto ao que pode estar relacionado à ineficiência técnica, os autores encontraram que maior idade, escolaridade, tempo no lote e acesso a crédito diminuem a ineficiência desses produtores.

Barros *et al.* (2012), buscando analisar os diferenciais de eficiência técnica entre os produtores agrícolas do Vale do São Francisco e identificar os fatores que explicam as variações nesses escores, utilizaram a metodologia DEA-V e o modelo econométrico *Tobit*. Os autores observaram que atributos como porte e experiência do produtor, tecnologia e acesso à assistência técnica tendem a elevar os níveis de eficiência, enquanto idade e diversificação produtiva reduzem tais escores.

Ainda no que concerne aos produtores da Região do Vale do São Francisco, Sampaio *et al.* (2012) buscam analisar os ajustes ambientais na eficiência dos produtores de fruticultura irrigada, pela metodologia DEA, em dois estágios, considerando variações no preço e na produtividade. Os autores observaram que o modelo considerando tais variações gerou maiores níveis de eficiência, mais concentrados em torno da média, ou seja, ao corrigir a influência ambiental na fruticultura irrigada, o processo de decisão dos produtores foi mais homogêneo.

## **METODOLOGIA**

Para analisar o nível de eficiência técnica dos pequenos produtores de manga do Distrito de Irrigação Senador Nilo Coelho, localizado na Região do Vale do São Francisco, far-se-á a utilização do método DEA em Dois Estágios. Para tanto, conforme Simar e Wilson (2007), no primeiro estágio serão estimados os escores de eficiência (DEA), seguidos dos determinantes da ineficiência (modelo *Tobit*). No segundo estágio, será adicionando o procedimento *bootstrap*, permitindo fazer a inferência estatística.

## Análise Envoltória de Dados (DEA) - primeiro estágio

A metodologia de Análise Envoltória de Dados (DEA) foi desenvolvida inicialmente por Charnes *et al.* (1978) e ficou conhecida na literatura por modelo CCR (sigla com as iniciais de Charnes, Cooper e Rhodes). Esse modelo trabalha com retornos constantes de escala e assume proporcionalidade entre *inputs* e *outputs*. Posteriormente (1984), surgiu o modelo BCC (sigla com as iniciais de Banker, Charnes e Cooper), passando a considerar retornos variáveis de escala, isto é, substitui o axioma da proporcionalidade pelo axioma da convexidade (GONÇALVES *et al.*, 2008; JI e LEE, 2010).

Anjos (2005) expõe que a distinção de retornos constantes e variáveis de escala está pautada nos componentes da eficiência produtiva, que são a eficiência de escala e a eficiência técnica. O modelo CCR é empregado para calcular o indicador de eficiência de escala e o modelo BCC, a eficiência técnica. Neste trabalho, o problema de programação linear a ser considerado é o de orientação pelo produto e a hipótese de retornos variáveis de escala. Essa escolha ocorreu pela não utilização da proporcionalidade entre insumos e produtos pelos produtores estudados.

A medida de eficiência para cada DMU é obtida pela razão entre a soma ponderada dos produtos e a soma ponderada dos insumos. Para a *i*-ésima DMU, tem-se:

$$\text{Eficiência da DMU}_i = \frac{\mu' y_i}{v' x_i} = \frac{\mu_1 y_{1i} + \mu_2 y_{2i} + \dots + \mu_m y_{mi}}{v_1 x_{1i} + v_2 x_{2i} + \dots + v_k x_{ki}} \quad (1)$$

em que  $\mu$  é um vetor ( $m \times 1$ ) de pesos associados aos produtos;  $v$  é um vetor ( $k \times 1$ ) de pesos associados aos insumos;  $y$  refere-se aos produtos; e  $x$ , aos insumos utilizados na *i*-ésima DMU.

Para calcular a eficiência da *i*-ésima DMU pelo DEA BCC, Coelli *et al.* (1998) utilizaram o seguinte modelo:

$$\begin{aligned} & \text{MIN}_{\theta, \lambda} \theta, \\ & \text{sujeito a:} \\ & - y_i + Y\lambda \geq 0, \\ & \theta x_i - X\lambda \geq 0, \\ & N_i' \lambda = 1, \\ & \lambda \geq 0, \end{aligned} \quad (2)$$

em que  $\theta$  é um escalar, cujo valor será a medida de eficiência da *i*-ésima DMU;  $\lambda$  é um vetor de constantes ( $n \times 1$ ), em que os valores são calculados para obter a solução ótima;  $y_i$  é um vetor ( $m \times 1$ ) de quantidade de produtos da *i*-ésima DMU;  $x_i$  é um vetor ( $k \times 1$ ) de insumos da *i*-ésima

DMU;  $Y$  é uma matriz de produtos, de dimensão  $(n \times m)$ ;  $X$  é uma matriz de insumos, de dimensão  $(n \times k)$ ; e  $N_1$  é um vetor  $(n \times 1)$  de algarismos unitários. Nota-se que o problema de programação linear deve ser resolvido  $n$  vezes, um para cada DMU, visto que  $q$  deve ser obtido para cada DMU (GOMES; BAPTISTA, 2004; SANTOS *et al.*, 2009).

Jackson e Fethi (2000) revelam que, quando os resultados são esperados para orientar as políticas destinadas a melhorar desempenho, após a mensuração da eficiência relativa, é interessante explicar os escores de eficiência da DEA através da investigação dos determinantes de tal eficiência técnica. Desta forma, tem sido habitual utilizar um processo em duas fases. Para o autor, na primeira fase, a eficiência técnica é fixada numa tecnologia de referência, enquanto na segunda etapa, os escores de eficiência da DEA são explicados por variáveis relevantes não diretamente incluídas na análise DEA.

Gonçalves *et al.* (2008) relatam que os escores de eficiência DEA têm valores máximos iguais a 1, ou seja, é truncado neste valor. Assim, o modelo *Tobit* é sugerido na segunda fase como uma adequação do modelo estatístico multivariado, para considerar as características da distribuição de medida de eficiência.

### ***Tobit* – segundo estágio**

Para investigar as variáveis que determinam a ineficiência dos produtores de manga do Distrito de Irrigação Nilo Coelho, utiliza-se, no segundo estágio, o modelo econométrico *Tobit*, que originalmente foi desenvolvido por Tobin (1958) e é conhecido como modelo regressão truncada ou censurada, cujos erros esperados são diferentes de zero.

De acordo com Greene (2012), o modelo *Tobit* padrão pode ser definido da seguinte maneira:

$$y_i^* = \beta' x_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

$$y_i = y_i^* \text{ se } y_i^* > 0,$$

$$y_i = 0 \text{ caso contrário}$$

em que é normalmente distribuído, com média zero e variância constante de  $\sigma^2$ , isto é,  $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$ ;  $y_i^*$  é a variável-índice ou variável latente;  $y_i$  é escore DEA;  $x_i$  é o vetor das variáveis explicativas;  $\beta$  é o vetor dos parâmetros a serem estimados; e  $\varepsilon_i$  é o termo de erro.

Apesar de o escore de eficiência ter limite superior igual a um, Fethi *et al.* (2000) indicam usar a truncagem em zero. Assim, o escore de eficiência da DEA é transformado, e o valor truncado é concentrado em zero:

$$y_i = (1/\theta) - 1 \quad (4)$$

Portanto, para Santos *et al.* (2009), tendo escore da DMU de eficiência igual a 1 transformado para zero, os escores menores que 1 tornam-se valores positivos. Dessa forma, a equação estimada (3) revela que variáveis reduzem a ineficiência.

Como já mencionado, no método utilizado por Simar e Wilson (2007), após a estimação do escore de eficiência do DEA, para contornar os problemas na segunda fase, como os relacionados à estimativa e à inferência, é proposto o uso de dois algoritmos envolvendo o uso de regressão truncada e do procedimento de reamostragem *bootstrap*. No algoritmo<sup>2</sup> número um, os autores buscam melhorar a inferência sobre o vetor de parâmetros  $\beta$  e o termo de erro  $\varepsilon_i$  do seguinte modelo de regressão:

$$\hat{y}_i = \beta'x_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

em que  $\hat{y}_i$  é o estimador DEA,  $x_i$  é o vetor (1x  $r$ ) de variáveis exógenas. Já no algoritmo número dois, tem o mesmo objetivo do número um, mas com utilização de um *bootstrap* paramétrico para correção do viés presente em  $\hat{y}_i$ .

### Dados, definição das variáveis e amostra

Os dados utilizados neste trabalho são de natureza primária, obtidos por levantamentos de campo, conduzidos pelo projeto da EMBRAPA Semiárido, via questionários aplicados diretamente aos produtores de manga do Distrito de Irrigação Senador Nilo Coelho. O Distrito está localizado na Região do Vale do São Francisco e é, de acordo com a CODEVASF (2016), o polo mais desenvolvido em agricultura irrigada da Região, sendo a manga responsável por 35% da área cultivada. O período de aplicação dos questionários foi de outubro a dezembro de 2013 e refere-se ao ano produtivo 2012/2013. O período de coleta de dados corresponde ao período com maior volume exportado de manga da localidade anualmente. Os questionários aplicados continham 44 variáveis envolvendo questões socioeconômicas, custo de produção, capital investido e percepção do produtor em relação ao mercado.

Para implicação da estimação da fronteira de produção dos mangicultores, cogente à investigação dos escores de eficiência, as variáveis utilizadas são baseadas em Silva e Sampaio (2002), Helfand e Levine (2004), Magalhães e Campos (2006) e Sampaio *et al.* (2012). Assim, foi utilizada como variável dependente tratada no método não paramétrico DEA, a quantidade produzida (QP) em kg, isto é, o montante de manga produzido na propriedade. As variáveis explicativas, por sua vez, foram a área colhida (A), a mão de obra (L), o capital (K) e os insumos (I). Portanto, o modelo buscou formar uma fronteira de produção determinística  $QP = f(A, L, K,$

<sup>2</sup> Mais detalhes dos algoritmos, ver Simar e Wilson (2007).

*I*), a partir da qual foi possível verificar as medidas de eficiência relativa para cada produtor.

Com respeito à área produzida (*A*), considerou-se a área colhida da propriedade, em hectares. Quanto à mão de obra<sup>3</sup> (*L*), foram utilizadas as despesas totais realizadas pelo negócio com a contratação de trabalhadores e a estimativa de custo de oportunidade da utilização de mão de obra familiar. Para o fator capital (*K*), considerou-se o inventário dos equipamentos depreciados e das benfeitorias utilizadas na propriedade. Finalmente, quanto aos insumos (*I*), foram utilizadas as despesas totais realizados pelo negócio com a aquisição de adubos, defensivos, indutores, água, energia, aluguel de equipamentos e outros insumos citados espontaneamente pelo entrevistado.

No modelo econométrico *Tobit*, foram utilizadas variáveis que podem influenciar os níveis de eficiências do produtor de manga, baseadas em Coelli *et al.* (2002) e Mariano e Pinheiro (2009). Essas variáveis foram escolaridade, núcleo pertencente, comercialização com o exterior, interação com alguma instituição de pesquisa, existência de dívidas e se a propriedade desenvolve outra atividade econômica.

Quanto à amostra, foram entrevistados os produtores das variedades Tommy Atkins, Palmer, Keitt, Kent e Espada, por serem as de maior representatividade na produção e exportação da Região. Essas variedades perfaziam plantios de até 11 hectares, representando, assim, o pequeno produtor agrícola situado no projeto Nilo Coelho (ARAÚJO, 2004). A população total de pequenos produtores de manga da localidade é de 642 produtores. Dessa forma, pelo método de amostras aleatórias simples, considerando um erro amostral de 10% com significância de 95%, o tamanho da amostra foi de 85 produtores. Após a definição do tamanho da amostra, foram escolhidos aleatoriamente 85 produtores de manga, segundo a listagem da Companhia de Desenvolvimento dos Vales do São Francisco e do Parnaíba (CODEVASF), que disponibilizou a localização de cada produtor. Assim, foram aplicados 85 questionários, mas utilizados apenas 73 neste trabalho, pela retirada dos *outliers*.

A opção por entrevistar agricultores de pequeno porte deveu-se à sua forte participação quando se considera o número de produtores que atuam na Região. Portanto, destaca-se que a amostra deve representar suficientemente os atributos da localidade, podendo compendiar conclusões sobre os determinantes do nível de eficiência entre seus produtores.

---

<sup>3</sup> Cabe ressaltar que a informação referente às despesas com mão de obra considerou uma estimativa através do número de funcionários na propriedade, tomando-se como referência o valor da diária na agricultura de R\$35,00. Quanto à mensuração do custo de oportunidade, considerou-se para todos os entrevistados a inclusão de um indivíduo nos custos de mão de obra como forma de produzir uma estimativa para o custo de oportunidade da utilização de mão de obra familiar.

## RESULTADOS

### Estatística descritiva dos dados

Para auxiliar na interpretação dos resultados, foram realizadas estatísticas descritivas da amostra utilizada, tendo sido obtidas as médias e proporções das variáveis dos modelos DEA e *Tobit*.

A Tabela 2 mostra que o produtor de manga obteve uma média de R\$63.365,32 pela sua produção. A área de manga colhida teve um tamanho médio de 3,7 hectares. Já os custos com insumos - gastos na propriedade com adubos, defensivos, indutores, água, energia, aluguel de equipamentos e outros insumos - apresentaram um valor médio de R\$14.319,55. A média do capital foi de R\$53.911,79, sendo este o inventário dos equipamentos depreciados e benfeitorias utilizadas na propriedade. Por fim, a variável mão de obra, em que estão incluídas a mão de obra familiar e a contratada, exibiu um valor médio de R\$10.234,28.

**Tabela 2 - Estatística descritiva das variáveis utilizadas no modelo DEA**

Variáveis	Média	Erro padrão	Min.	Máx.
<i>Produção (R\$)</i>	63.365,32	5.738,09	9.000,00	260.000,00
<i>Área (ha)</i>	3,7	0,2517	3,4570	4,4583
<i>Insumos (R\$)</i>	14.319,55	1.015,03	3.458,00	45.585,00
<i>Capital (R\$)</i>	53.911,79	5.029,02	4.000,00	242.000,00
<i>Mão de obra (R\$)</i>	10.234,28	856,84	1.693,75	29.743,75

Fonte: Resultados da pesquisa.

A Tabela 3 apresenta as proporções das variáveis utilizadas para estimar os determinantes da ineficiência, por meio do modelo *Tobit*. Percebe-se, na proporção da variável *núcleo*, que as maiores proporções são dos núcleos 5, 4, 9, 6 e 10. Para a variável *escolaridade*, a categoria de maior destaque foi o fundamental (46,57%), seguido do ensino médio (24,65%) e superior (13,7%), evidenciado a baixa escolaridade dos produtores de manga da Região.

No tocante à exportação (*comércio exterior*), 8,2% dos produtores afirmaram que suas produções eram destinadas ao mercado internacional. A existência de *dívidas* esteve presente em 46,6% dos mangicultores. Ter algum tipo de interação com *instituições de pesquisa* obteve uma proporção de 19,2% e exercer outra atividade econômica além da fruticultura alcançou 49,3% da amostra.

**Tabela 3 - Estatística descritiva das variáveis utilizadas no modelo Tobit**

Variáveis	Proporção (%)	Erro padrão
Núcleo		
1	1,4%	0,01370
2	4,1%	0,02339
3	5,5%	0,26820
4	13,7%	0,04052
5	17,8%	0,04508
6	11,0%	0,03681
7	8,2%	0,03237
8	5,5%	0,02682
9	12,3%	0,03875
10	11,0%	0,03681
11	8,2%	0,03237
12	1,4%	0,01370
Escolaridade		
<i>Analfabeto</i>	9,59%	0,03470
<i>Fundamental</i>	46,57%	0,05879
<i>Médio</i>	24,65%	0,05080
<i>Técnico</i>	5,48%	0,02682
<i>Superior</i>	13,70%	0,04052
<i>Comércio Exterior</i>	8,2%	0,0323
<i>Dívida</i>	46,6%	0,0588
<i>Instituição de pesquisa</i>	19,2%	0,0464
<i>Outra atividade econômica</i>	49,3%	0,0589

Fonte: Resultados da pesquisa.

### Níveis de eficiência estimados pelo método DEA

Para a obtenção dos níveis (scores) de eficiência técnica e a escala dos produtores de manga do Distrito de Irrigação Senador Nilo Coelho, foi considerada a pressuposição de retornos variáveis de escala (DEA BCC) com orientação *output*. É importante ressaltar que, assim como em Santos *et al.* (2009), foram considerados neste trabalho produtores eficientes aqueles que alcançaram níveis de eficiência acima de 0,90 e ineficientes os que obtiveram níveis abaixo desse valor.

Inicialmente, podem ser observados na Tabela 4 os níveis de eficiência e as estatísticas descritivas referentes aos produtores da amostra.

**Tabela 4 - Eficiência técnica dos produtores de manga, sob condições de retornos constantes e retornos variáveis**

<b>Escore de eficiência</b>	<b>Retornos constantes</b>	<b>Retornos variáveis</b>	<b>Eficiência de escala</b>
<i>Média</i>	0,594	0,633	0,941
<i>Máximo</i>	1,000	1,000	1,000
<i>Mínimo</i>	0,110	0,110	0,667
<i>Desvio padrão</i>	0,249	0,261	0,070
<i>Produtores eficientes</i>	2	12	12
<i>% da amostra</i>	2,7%	16,4%	16,4%

Fonte: Resultados da pesquisa.

Conforme a Tabela 4, sob a pressuposição de retornos constantes, verificou-se que do total de produtores, apenas dois foram tecnicamente eficientes, o que correspondeu a 2,7% do total da amostra. A média de ineficiência ficou em 0,406 (1-0,594), indicando que, nos produtores de manga ineficientes, há possibilidade de reduzir o uso de insumos em 40,06%, em média, mantendo-se, mesmo assim, o nível de produção.

Passando a considerar retornos variáveis, observou-se que a eficiência técnica média aumentou de 0,594 para 0,633. Essa diferença indica que 4 pontos percentuais, dos 40,06% de ineficiência técnica (modelo CCR), são devidos à ineficiência de escala. Ao considerar o modelo BCC, o número de produtores eficientes foi de 12, o que corresponde a 16,4% da amostra. Portanto, notou-se crescimento na média dos produtores eficientes quando se deixou de analisar retornos constantes e foram considerados retornos variáveis. Isto ocorreu porque, como já mencionado, segundo Gomes e Baptista (2004) os valores obtidos para eficiência técnica, com a pressuposição do BCC, são maiores do que os obtidos no CCR. Portanto, se uma DMU é eficiente neste último modelo, então ela também será eficiente no BCC. Além do mais, a existência de ineficiência de escala não é considerada no modelo BCC.

A medida de eficiência de escala também pode ser observada na Tabela 4 e exhibe a relação entre as medidas de eficiência técnica nos modelos CCR e BCC. Diante disso, quando o produtor operar em escala ótima, ele será considerado eficiente. Nesse sentido, observou-se que 12 produtores foram eficientes, tendo a média de ineficiência de escala sido de 0,941. Assim, percebeu-se que 16,4% dos produtores de manga do Nilo Coelho estavam produzindo em escala ótima de produção.

Tendo sido observado que 83,6% dos mangicultores apresentam ineficiência de escala, eles podem apresentar retornos crescentes ou decrescentes, impondo a pressuposição de retornos não crescentes à escala no modelo BCC. A distribuição dos produtores segundo o tipo de retorno pode ser observada na Tabela 5.

**Tabela 5 - Distribuição dos produtores de manga segundo o tipo de retorno**

Escala de produção	Número de produtores	%
<i>Retornos crescentes</i>	59	80,8
<i>Retornos constantes</i>	12	16,5
<i>Retornos decrescentes</i>	2	2,7
<i>Total</i>	73	100

Fonte: Resultados da pesquisa.

Entre os produtores da amostra, notou-se que 59 têm escala de produção com retornos crescentes, significando que apenas 80,8% do total da amostra poderia melhorar sua situação, em termos de eficiência, caso houvesse crescimento na escala de produção.

Quanto aos que têm retornos constantes, apenas 12 produtores do total da amostra apresentaram tal retorno, ou seja, apenas 16,5% tinham escala eficiente. Por fim, estiveram com retornos decrescentes dois produtores, o que correspondeu a 2,7% do total, evidenciando que o nível de eficiência seria maior, se tivessem escala menor de produção.

A Tabela 6 apresenta uma comparação entre os cinco produtores mais eficientes e os cinco menos eficientes, estimados pelo modelo BCC, com orientação *output*, isto é, em que a eficiência do produtor será alcançada quando se obtiver o produto pela combinação ótima de insumos. Nesta comparação, foram utilizados os cinco produtores mais eficientes, que serviram de *benchmarks* para os cinco produtores menos eficientes. A Tabela 6 mostra, em negrito, os atuais valores da quantidade produzida em quilos, a área utilizada, os atuais custos com mão de obra e insumos e o valor atual do capital. Os valores entre parênteses dos cinco produtores menos eficientes representam os valores que deveriam ser diminuídos dos custos com mão de obra e insumos e do valor do capital para que estes produtores se tornassem eficientes, tendo como base os *benckmarks*.

Observou-se que os cinco produtores eficientes, ou seja, aqueles que obtiveram escore igual a 1,0, servindo assim de *benchmark* para os outros produtores de manga, foram as DMUs 63, 34, 2, 23 e 27, que apresentaram, todas elas, retornos constantes de escala. No tocante ao primeiro produtor mais eficiente, percebeu-se que ele alcançou uma quantidade produzida de 180.000 kg, utilizando uma área de 6.5 ha de terra, teve R\$10.762,50 em gastos com mão de obra, R\$16.100,00 com insumos e R\$4.500,00 com capital, tendo conseguido vender sua fruta por R\$0,80. Este mesmo valor foi alcançado pelo segundo produtor mais eficiente, que, com uma área de 6 ha, teve uma produção de 260.000 kg, despendendo gastos de R\$26.726,25 com mão de obra, R\$38.492,00 com insumo e de R\$92.230,00 com capital. O terceiro, quarto e quinto produtores mais eficientes venderam suas frutas por R\$0,90, R\$0,37 e R\$1,30, respectivamente.

Apesar do baixo valor de venda da fruta do quarto produtor, ele se mostrou eficiente, e alguns dos fatores para este resultado podem ser devidos à grande área produção e à grande quantidade produzida.

Entre os cinco produtores menos eficientes, observou-se que, para aumentar a quantidade produzida do proprietário, através da utilização de forma ótima dos insumos, seriam necessárias algumas alterações nos gastos dos produtores. Assim, para que o produtor 69º do *ranking* pudesse aumentar sua produção, seriam necessárias reduções nos gastos com mão de obra e com capital, de forma que cada produtor estaria se localizando na fronteira de produção.

Para que o 70º colocado pudesse expandir sua quantidade produzida, ele deveria reduzir a utilização de sua área em 0,08 ha, assim, juntamente com uma diminuição nos gastos com insumos de R\$569,47 e de R\$8.447,83 com capital, este produtor se tornaria eficiente. Observou-se ainda que tanto o primeiro quanto o segundo produtor da classificação dos menos eficientes tinham rendimentos crescentes de escala, deste modo, um aumento dos *inputs* levaria a um crescimento mais que proporcional na produção.

Ainda entre os cinco produtores menos eficientes, o produtor de posição 71º apresentou também retornos crescentes de escala. Este produtor, para se tornar eficiente, utilizando como referência os produtores 27 e 63, deveria diminuir R\$744,20 e R\$ 3.124,81 com gastos com mão de obra e capital, respectivamente. Já o produtor 72º, que também apresentou retornos crescentes de escala, deve diminuir apenas o capital em R\$4.789,56, tendo como *benchmarks* as DMUs 2, 34 e 63.

Sendo assim, uma melhor utilização de todos esses *inputs* na produção provocaria uma diminuição nos custos e, conseqüentemente, uma maior eficiência para os produtores de manga do Distrito de Irrigação Senador Nilo Coelho.

**Tabela 6 - Comparação entre os cinco mais eficientes e os cinco menos eficientes produtores de manga do Distrito de Irrigação Senador Nilo Coelho**

<i>Ranking</i>	<i>Escore</i>	<i>DMU</i>	<i>Benchmarks</i>	<i>Preço (R\$)</i>	<i>Produção (kg)</i>	<i>Área (ha)</i>	<i>Mão de obra (R\$)</i>	<i>Insumo (R\$)</i>	<i>Capital (R\$)</i>	<i>Retorno</i>
1º	1	63	-	0,80	<b>180.000</b>	<b>6.5</b>	<b>10.762,50</b>	<b>16.100,00</b>	<b>4.500,00</b>	Constante
2º	1	34	-	0,80	<b>260.000</b>	<b>6</b>	<b>26.726,25</b>	<b>38.492,00</b>	<b>92.230,00</b>	Constante
3º	1	2	-	0,90	<b>90.000</b>	<b>2</b>	<b>6.303,500</b>	<b>25.440,00</b>	<b>242.000,00</b>	Constante
4º	1	23	-	0,37	<b>250.000</b>	<b>9.8</b>	<b>28.416,00</b>	<b>19.693,00</b>	<b>51.500,00</b>	Constante
5º	1	27	-	1,30	<b>95.000</b>	<b>2</b>	<b>10.558,25</b>	<b>16.940,00</b>	<b>7.800,00</b>	Constante
69º	0,1955	35	27; 63	1,20	<b>15.000</b> (338,57)	<b>2.3</b>	<b>10.885,00</b> (855,83)	<b>10.162,00</b>	<b>69.000,00</b> (12.712,30)	Crescente
70º	0,1655	5	34; 63	0,40	<b>30.000</b>	<b>7</b> (0,08)	<b>11.025,00</b>	<b>19.910,00</b> (569,47)	<b>57.000,00</b> (8.447,83)	Crescente
71º	0,1443	31	27; 63	1,20	<b>10.000</b> (178,99)	<b>2.5</b>	<b>9.537,50</b> (744,20)	<b>6.590,00</b>	<b>23.600,00</b> (3.124,81)	Crescente
72º	0,1403	48	2; 34; 63	1,30	<b>23.000</b>	<b>5</b>	<b>11.910,00</b>	<b>22.150,00</b>	<b>119.500,00</b> (4.789,56)	Crescente
73º	0,1102	30	23; 63	0,75	<b>12.000</b>	<b>4</b> (0,01)	<b>6.766,25</b>	<b>9.694,00</b>	<b>136.900,00</b> (14.686,40)	Constante

Nota: Valores em negrito referem-se as atuais quantidade de produção (kg), área (ha), mão de obra (R\$), insumo (R\$) e capital (R\$). Os dados entre parênteses referem-se aos valores dos cinco produtores menos eficientes que deveriam ser diminuídos para que estes se tornassem eficientes, tendo como base os *benckmarks*.

Fonte: Resultados da pesquisa.

### **Modelo Tobit**

Com o intuito de testar estatisticamente os determinantes da ineficiência dos produtores de manga da Região, foi feita a estimação do modelo Tobit (Tabela 7). É importante destacar que os coeficientes estimados representam o impacto de cada variável sobre a ineficiência técnica do produtor e, sendo assim, para interpretá-los em termos da eficiência técnica, devem-se inverter os sinais de cada coeficiente.

Tendo como referência os resultados apresentados na Tabela 8, verificou-se que todas variáveis consideradas no modelo se mostraram estatisticamente significantes, sendo, portanto, fatores importantes para explicar a ineficiência dos produtores de manga do Distrito de Irrigação Nilo Coelho.

O parâmetro da variável núcleo mostrou sinal negativo, o que se pode deduzir que estando o mangicultor situado em um núcleo mais bem gerido e organizado, sua localização tem relação negativa com sua ineficiência.

A escolaridade apresentou sinal negativo, indicando, assim como encontrado por Mariano e Pinheiro (2009), que uma maior escolaridade tem uma relação negativa com o nível de ineficiência. Dos produtores analisados, apenas 13,7% tinham ensino superior completo, tendo a maior proporção de produtores ensino fundamental (46,6%). Dessa forma, a carência educacional dos produtores pode acabar prejudicando a absorção de novas práticas agrícolas, que podem ser passadas pela assistência dada, por exemplo, pelas instituições de pesquisa.

Com respeito ao coeficiente de comércio exterior, percebeu-se também relação negativa com a ineficiência, ou seja, o escoamento da produção de manga dos pequenos produtores do Vale do São Francisco ao mercado externo contribuiu para obtenção de maiores níveis de eficiência. Esse era um resultado esperado, uma vez que os produtores que fazem exportações são condicionados a produzir de acordo as exigências dos mercados europeus e americanos e, portanto, habituaram-se a utilizar a tecnologia da irrigação com maior “eficiência”.

Como esperado, a variável dívida apresentou sinal positivo, dando indícios de que a existência de dívidas por parte do produtor influenciou positivamente sua ineficiência. Um plausível motivo para este resultado pode ser a existência de dívidas dos produtores com a CODEVASF, referentes à amortização dos lotes titulados e ao pagamento de tarifa d'água do perímetro de irrigação da companhia, como destacado por Silva e Sampaio (2002). Outra possibilidade é o fato de alguns produtores buscarem obtenção de crédito, financiamento para investimento e custeio de sua produção e de este dinheiro poder estar sendo empregado de maneira errônea, acarretando não pagamento do financiamento, que pode acabar influenciando na ineficiência.

A variável interação com instituição de pesquisa apresentou efeito negativo sobre a ineficiência. Dessa forma, notou-se que a existência de algum suporte aos produtores agrícolas, como, por exemplo, um técnico agrícola, pode levar o agricultor a ter melhores resultados em termos de produtividade, o que vai ao encontro dos resultados de Helfand e Levine (2004), ao observarem que os estabelecimentos rurais do Centro-Oeste que recebem assistência técnica são mais eficientes.

Por fim, em relação à existência de outra atividade econômica (outra atividade), o coeficiente estimado foi positivo. Esse resultado evidenciou que o fato de o produtor de manga buscar diversificar suas fontes de ganhos, permitindo assim uma maior segurança financeira ao diminuir a vulnerabilidade diante de riscos edafoclimáticos e outros, está relacionado com sua ineficiência agrícola. Ao analisar fazendas produtoras de arroz, Coelli *et al.* (2002) também identificaram que exercer outra atividade não agrícola contribuiu para a ineficiência da propriedade.

## CONCLUSÕES

Este trabalho teve como propósito fazer uma análise dos níveis de eficiência técnica dos produtores de manga do Distrito de Irrigação Senador Nilo Coelho, localizado na Região do Vale do São Francisco, bem como os determinantes que afetam sua ineficiência. Para tanto, foram aplicados 73 questionários aos pequenos produtores da Região.

Os principais resultados do DEA BCC, com orientação output, mostraram que esses produtores têm uma eficiência média de 0,594, considerando retornos constantes, e de 0,633, considerando retornos variáveis. A eficiência de escala obteve uma média de 0,941. Isso sugere que o perímetro irrigado Nilo Coelho possibilita a seus produtores, trabalhos em escala e com melhor utilização dos insumos na lavoura por meio, por exemplo, dos benefícios do sistema de irrigação. Também foi observado que 80,8% da amostra apresentou rendimentos crescentes de escala, indicando que é possível melhorar a situação em termos de eficiência, se houver crescimento na escala de produção.

Foi verificado que o principal input a sofrer modificações para que o produtor se torne eficiente é o capital, seguido da mão de obra, área e insumos. Assim, os produtores podem atingir maior quantidade produzida, se houver boa alocação os inputs utilizados.

Nesse sentido, no processo de identificação dos determinantes da ineficiência dos produtores de manga, foi observado que as variáveis que influenciaram negativamente (relação positiva com a eficiência) foram: núcleo, escolaridade, comércio exterior e interação com instituição de pesquisa. Já as variáveis que influenciam negativamente (relação negativa com a eficiência) foram: existência de dívidas e existência de outra atividade econômica por parte do produtor.

Dessa forma, estes resultados podem dar suporte a formulações de políticas públicas voltadas à melhoria na qualidade de ensino e instrução aos produtores da região bem como à ampliação da oferta, por parte do governo, de cursos técnicos e profissionalizante, que podem ser medidas com potenciais efeitos positivos de longo prazo sobre a eficiência agrícola dos produtores do Distrito de Irrigação Senador Nilo Coelho.

## REFERÊNCIAS

ANJOS, M. A. dos. **Aplicação da análise envoltória de dados (DEA) no estudo da eficiência econômica da indústria têxtil brasileira nos anos 90**. Tese (Doutorado) Engenharia de Produção, Universidade Federal de Santa Catarina. Florianópolis, 2005. 239 p.

ANUÁRIO BRASILEIRO DA FRUTICULTURA 2012. Santa Cruz do Sul: Editora Gazeta, 2012. 128p.

ANUÁRIO BRASILEIRO DA FRUTICULTURA 2013. Santa Cruz do Sul: Editora Gazeta, 2013. 136p.

ARAÚJO, J. L. P. **Mercado e comercialização da manga**. Embrapa Semi-Árido Sistemas de Produção, 2. 2004. Disponível em: <<http://sistemasdeproducao.cnptia.embrapa.br/FontesHTML/Manga/CultivodaMangueira/mercado.htm>> Acesso em: 10 de setembro de 2013.

BARROS, E. S.; XAVIER, L. F.; FONSECA, H. V. P.; COSTA, E. Eficiência na produção Agrícola do Pólo Petrolina/Juazeiro: Estimativa de Escores e seus Determinantes. In: 50º Congresso da SOBER, 2012, Vitória - ES. **Anais ... 2012**.

BRASIL/MDIC/ALICEWEB - Sistema de Análise das Informações de Comércio Exterior via Internet. Disponível em: <<http://aliceweb.desenvolvimento.gov.br/>>. Acesso em: 16 de maio de 2014.

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento - MAPA; Secretária de Política Agrícola - SPA; Instituto Interamericano de Cooperação para a Agricultura - IICA. **Cadeias Produtiva de Frutas**. In: Série Agronegócio. Antônio Márcio Buainain e Mário Otávio Batalha (coordenadores). - Brasília, 2007. 102 p.

CHARNES, A., COOPER, W.W., RHODES, E. Measuring the efficiency of decision making units. **European Journal of Operational Research**, v. 2, 1978. p. 429-444.

CHAVAS, J. P.; ALIBER, M. An analysis of economic efficiency in agriculture: a nonparametric approach. **Journal of Agricultural and Resource Economics**, v. 18, n.1, 1993. p. 1-16.

CODEVASF - Companhia de Desenvolvimento dos Vales do São Francisco e Parnaíba. Disponível em: <<https://www.codevasf.gov.br/principal/perimetros-irrigados/polos-de-desenvolvimento-1/juazeiro-petrolina>>. Acesso em: 30 de setembro de 2016.

COELLI, T.J. Recent developments in frontier modelling and efficiency measurement. **Australian Journal of Agricultural Economics**, v. 39, n. 3. 1995. p. 219-245.

COELLI, T.; RAO, D.S.P.; O'DONNELL, C. J.; BATTESE, G. E. **An introduction to efficiency and productivity analysis**. Springer: United States of America, 2<sup>a</sup> ed. 1998. 341 p.

COELLI, T.; RAHMAN, S.; THIRTLE, C. Technical, allocative, cost and scale efficiencies in Bangladesh rice cultivation: a non-parametric approach. **Journal of Agricultural Economics**, v. 53, n. 3, 2002. p. 607-626.

FARRELL, M. J. The measurement of production efficiency. **Journal of the Royal Statistical Society**, Series A, part III, 1957, p. 253-290.

FETHI, M. D.; JACKSON, P. M.; WEYMAN-JONES, T. G. Measuring the Efficiency of European Airlines: An Application of DEA and Tobit Analysis. In: **Annual Meeting of the European Public Choice Society**, Siena, Italy, 2000. 32 p.

FAO- FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION. **FAOSTAT**. Disponível em: <<http://faostat.fao.org>>. Acesso em: 18 abr. 2013.

GOMES, A. P.; BAPTISTA, A. J. M. dos S.. Análise envoltória de dados: conceitos e modelos básicos. In: Maurinho Luiz dos Santos; Wilson da Cruz Vieira. (Org.). **Métodos Quantitativos em Economia**. 1ed. Viçosa: UFV, v. 1. 2004. p. 121-160.

GOMES, E. G.; MANGABEIRA, J. A. de C.; MELLO, J. C. C. B. S. de. Análise de envoltória de dados para avaliação de eficiência e caracterização de tipologias em agricultura: um estudo de caso. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. Rio de Janeiro, v. 43, n 04, out/dez 2005. p. 607-631.

GOMES, E. G.; MELLO, J. C. C. B. S de; BIONDI NETO, L.. **Avaliação de Eficiência por Análise de Envoltória de Dados: Conceitos, Aplicações à Agricultura e Integração com Sistemas de Informação Geográfica**. Campinas: Embrapa Monitoramento por Satélite, 2003. 39 p.

GONÇALVES, R. M. L.; VIEIRA, W. da C.; LIMA, J. E. de; GOMES, S. T. Analysis of technical efficiency of milk-producing farms in Minas Gerais. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 12, n. 2, 2008. p. 321-335.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 7<sup>a</sup> ed., New York University: Prentice Hall, 2012. 1.231p.

- GUIMARÃES, T. G. **Visita técnica ao Pólo do Vale do São Francisco, em Petrolina, PE e Juazeiro, BA**. Platina, DF: Embrapa Cerrados. 2007. 34 p.
- HELFAND, S. M.; LEVINE, E. S. Farm size and the determinants of productive efficiency in the Brazilian Center-West. **Agricultural Economics**, v. 31, n. 2-3, 2004. p. 241-249.
- JACKSON, P. M.; FETHI, M. D. **Evaluating the technical efficiency of Turkish commercial banks: An Application of DEA and Tobit Analysis**. In: International DEA Symposium, University of Queensland, Brisbane, Australia, 2000, 19 p.
- JL, Y. B.; LEE, C. Data envelopment analysis. **The Stata Journal**. v. 10, n. 2, 2010. p. 267-280.
- LIMA, J. R. F. de. **Exportações de manga produzida no Submédio do Vale do São Francisco no Período de 2003 - 2012**. Disponível em: <<http://www.infoteca.cnptia.embrapa.br/bitstream/doc/956079/1/COT154.pdf>>. Acesso em: 6 de dezembro de 2013.
- LIMA, M. A. C. de; SÁ, I. B.; KILL, L. H. P.; BORGES, R. M. E.; LIMA NETO, F. P.; SOARES, J. M.; LEÃO, P. C. de S.; SILVA, P. C. G. da; CORREIA, R. C.; SILVA, A. de S.; SÁ, I. I. S.; SILVA, D. F. da. **Subsídios técnicos para a indicação geográfica de procedência do Vale do Submédio São Francisco: Uva de Mesa e Manga**. Petrolina: Embrapa Semiárido, 2009. (Sérios Documentos, 222). 54p.
- MAGALHÃES, K. A.; CAMPOS, R. T.. Eficiência técnica e desempenho econômico de produtores de leite no Estado do Ceará, Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 44, n. 4, 2006. p. 695-711.
- MARIANO, J.; PINHEIRO, G. M. T. L. Eficiência técnica da agricultura familiar no projeto de irrigação do Baixo Açu (RN). **Revista Econômica do Nordeste**, v. 40, n. 2, 2009. p. 283-296.
- MDIC/SECEX. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. **Aliceweb2**. Disponível em:<<http://alicesweb2.mdic.gov.br>>. Acesso em: 15 de abril de 2014.
- PAUL, C.M; NEHRING, R.; BANKER, D. Scale economies and efficiency in U.S. agriculture: are traditional farms history? **Journal of Productivity Analysis**, v. 22, 2004, p. 185-205.
- SAMPAIO, Y.; SAMPAIO, L.; BARROS, E. de S. Ajustes ambientais nos modelos DEA e a agricultura irrigada. **Economia Aplicada**, v. 16, n. 3, p. 381-397, 2012.
- SANTOS, V. F. dos; VIEIRA, W. da C.; RUFINO, J. L. dos S.; LIMA, J. R. F. de.. Análise da eficiência técnica de talhões de café irrigados e não irrigados em Minas Gerais: 2004-2006. **Revista Economia e Sociologia Rural**. v.47, n.3, 2009, p. 677-698.

SARRIS, A.H.; DUCHA, T.; MATHIJS, E. Agricultural restructuring and in central and eastern Europe: implications for competitiveness and rural development. **European Journal of Agricultural Economics**, v. 26, n. 3, 1999, p. 305-329.

SILVA, J.L.M.; SAMPAIO, Y.S.B. A eficiência técnica dos colonos nos perímetros irrigados em Petrolina, Juazeiro: uma análise de modelos de fronteiras de produção. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 33, n. 2, 2002, p. 159-179.

SILVA, S. R. da; SILVA, L. M. R.; KHAN, A. S. A fruticultura e o desenvolvimento local: o caso do núcleo produtivo de fruticultura irrigada de Limoeiro do Norte - Ceará. **Revista Econômica do Nordeste**. Fortaleza, v. 35, n. 1, 2004. p. 39-57.

SIMAR, L; WILSON, P. Estimation and Inference in Two-stage, Semi-parametric Models of Production Processes. **Journal of Econometrics**, v. 136, 2007. p. 31-64.

SOUZA, D. P. H. de. **Avaliação de métodos paramétricos e não paramétricos na análise da eficiência da produção de leite**. Tese (Doutorado) Economia Aplicada, Universidade de São Paulo/Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba. 2003. 136 p.

SOUZA, J. da S.; ALMEIDA, C. O. De; ARAÚJO, J. L. P.; CARDOSO, C. E. L. Aspectos socioeconômicos. In: GENÚ, P. J. de C., PINTO, A. C. de Q.. **A cultura da mangueira**. Brasília: Embrapa Informação Tecnológica, 2002. p. 21-29.

SOWLATI, T. Efficiency studies in forestry using data envelopment analysis. **Forest Products Journal**, v. 55, n. 1, 2005, p. 49 - 57.

TOBIN, James. Estimation of relationships for limited dependent variables. **Econometrica** v. 26, n. 1, 1958, p. 24-36.

TORESAN, L. **Sustentabilidade e desempenho produtivo na agricultura: uma abordagem Multidimensional Aplicada a Empresas Agrícolas**. Tese (Doutorado) Engenharia da Produção, Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 1998. 133 p.

VALEXPOR. VALEXPOR há 24 anos unindo forças para o desenvolvimento do Vale do São Francisco e da fruticultura brasileira. **Associação dos Produtores Exportadores de Hortigranjeiros e Derivados do Vale do São Francisco -VALEXPOR**, 2012, Petrolina - PE.

VICENTE, J. R. Mudança tecnológica, eficiência, produtividade total de fatores na agricultura brasileira, 1970-95. **Economia Aplicada**, v. 8, n. 4, p. 729-760, 2004.

VITTI, A. **Análise da competitividade das exportações brasileiras de frutas selecionadas no mercado internacional**. Dissertação (Mestrado)

Ciências - Economia Aplicada, Universidade de São Paulo - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, 2009. 106 p.



Revista de Economia e Agronegócio - REA  
ISSN impresso: 1679-1614  
ISSN online: 2526-5539  
Vol. 15 | N. 1 | 2017

**Rafaela Lauffer  
Ostermann Tamiosso**

*Mestranda em Economia pelo  
Programa de Pós-Graduação em  
Economia (PPGE) da Universidade  
do Vale do Rio dos Sinos  
(UNISINOS)*

*E-mail:  
[rafaelaostermann@gmail.com](mailto:rafaelaostermann@gmail.com)*

**Angélica Massuquetti**

*Doutora em Desenvolvimento,  
Agricultura e Sociedade. Professora  
no Programa de Pós-Graduação em  
Economia (PPGE) da Universidade  
do Vale do Rio dos Sinos  
(UNISINOS).*

*E-mail: [angelicam@unisinis.br](mailto:angelicam@unisinis.br)*

**Jean de Jesus Fernandes**

*Mestre em Economia pelo Programa  
de Pós-Graduação em Economia  
(PPGE) da Universidade do Vale do  
Rio dos Sinos (UNISINOS).*

*E-mail: [jfernandesj@hotmail.com](mailto:jfernandesj@hotmail.com)*

## RELAÇÕES COMERCIAIS ENTRE OS PAÍSES DO BRICS POR GRAU DE INTENSIDADE TECNOLÓGICA (2000-2014)

---

### RESUMO

O objetivo deste estudo foi analisar as relações comerciais entre os países do BRICS, por grau de intensidade tecnológica, no período 2000-2014. A metodologia empregada foi a revisão bibliográfica e a coleta de informações na base de dados AliceWeb/SECEX/MDIC. A identificação das categorias de intensidade tecnológica seguiu a classificação da OCDE. Constatou-se tendência de reprimarização da pauta exportadora, tendo esse processo sido percebido pela maior representatividade dos produtos primários ao longo do período. Grande parte deste cenário se deve ao aumento dos preços internacionais das commodities, em decorrência do grande crescimento da demanda de países emergentes, especialmente a China e a Índia.

**Palavras-chave:** Comércio Internacional; Produtos Primários; BRICS.

---

### ABSTRACT

This paper aimed to analyze the trade relations among BRICS countries by technological intensity, between 2000 and 2014. The methodology used was based on literature review and on the collection of information from AliceWeb/SECEX/MDIC database. The identification of technological intensity categories followed the OCDE classification. A reprimarization tendency of exportation guideline was detected, and this process was recognized by the greater representativeness of primary products over the period. Most of this scenario is due to the increase in international commodities prices generated by the great growth in demand from emerging countries, especially China and India.

**Keywords:** International Trade; Primary Products; BRICS.

**JEL Code:** F14; F15.

## INTRODUÇÃO

O crescimento econômico dos países em desenvolvimento, nos anos 2000, promoveu uma oportunidade de intensificação das relações comerciais para diversos países, entre eles o Brasil. Segundo Silva *et al.* (2011) e Silva *et al.* (2011), apesar da elevação das exportações e, conseqüentemente, das receitas, há uma preocupação com a forma como os países se inserem nesse contexto, ou seja, qual o padrão de especialização tecnológica de suas exportações. Assim, o objetivo deste artigo é analisar as relações comerciais entre os países do BRICS - Brasil, Rússia, Índia, China e África do Sul - por grau de intensidade tecnológica, no período 2000-2014.

Os países integrantes do BRICS<sup>1</sup> representaram, em 2014, 42,23% da população mundial<sup>2</sup>. Ao considerar apenas China e Índia, suas populações corresponderam a 36,74% da população total, no mesmo ano. Para o comércio brasileiro, o crescimento populacional chinês é atrativo, pois está elevando a demanda de alguns produtos agrícolas que tendem a se tornar deficitários até 2020, os quais o mercado nacional poderá suprir<sup>3</sup> (SAAB; PAULA, 2007). Nesse país, e também na Índia, a maior parte da população ainda reside no campo, representando grande potencial de mão de obra e consumo ainda a ser explorado (NASCIMENTO, 2013). Por fim, em relação às taxas de crescimento econômico dos países integrantes do BRICS<sup>4</sup>, no período de estudo houve uma grande disparidade entre suas economias, com destaque para o crescimento da China e da Índia. Porém, desde a crise financeira global, os países do BRICS estão enfrentando uma desaceleração na sua expansão econômica.

O procedimento metodológico empregado foi a revisão bibliográfica e a coleta de informações na base de dados do Sistema de Análise das Informações de Comércio Exterior (AliceWeb), da Secretaria de Comércio Exterior (SECEX), do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC). Estas informações seguem a Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM), que classifica, por meio de uma estrutura de códigos, as mercadorias comercializadas na economia mundial, tendo os produtos sido agrupados pelo NCM/Sistema Harmonizado (SH) com 6 dígitos (SH6). Os dados foram coletados no período 2000 a 2014 (em termos monetários, US\$ *Free On Board* - FOB), com o intuito de observar a evolução, ao longo dos anos 2000, do comércio entre o Brasil e os demais países do BRICS (*vice-versa*) e o respectivo grau tecnológico dos produtos comercializados.

---

<sup>1</sup> A área ocupada pelo BRICS representa 26% da parte terrestre do planeta (NASCIMENTO, 2013).

<sup>2</sup> Para mais informações sobre as populações dos países integrantes do BRICS, ver Anexo (Tabela A1).

<sup>3</sup> O Brasil é o quinto maior exportador mundial de produtos agropecuários (FAO, 2016), e as exportações do agronegócio brasileiro representaram, em 2014, 43% do total comercializado pelo país com o resto do mundo (BRASIL, 2016).

<sup>4</sup> Para mais informações sobre o crescimento econômico dos países integrantes do BRICS, ver Anexo (Figura A1).

A classificação de produtos por grau de intensidade tecnológica foi feita pelos autores e seguiu os critérios da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE). Segundo Furtado e Carvalho (2005) e Markwald (2004), esta classificação é baseada no indicador de intensidade de Pesquisa & Desenvolvimento-P&D, Gasto em P&D/valor adicionado, ou gasto em P&D/produção, sendo dividida em quatro categorias (LÓPEZ *et al.*, 2001). Além dessas categorias, os produtos agrícolas, minerais e energéticos foram classificados como produtos primários:

- a) Primário: arroz, trigo, cereal, frutas e vegetais, oleaginosas, cana-de-açúcar e açúcar de beterraba, fibras e outras culturas, animais vivos, produtos de origem animal, leite e lã, silvicultura, pescados, óleo, carvão e gás, carnes, óleos vegetais e gorduras;
- b) Baixa tecnologia: laticínios, arroz processado, açúcar processado, outros produtos alimentícios processados, bebidas e tabaco, têxteis, vestuário, artigos em couro, produtos de madeira e de papel;
- c) Média-baixa tecnologia: produtos de petróleo e de carvão, produtos de metais, metais ferrosos, outros metais e outros produtos minerais;
- d) Média-alta tecnologia: veículos motorizados, peças automotivas e equipamentos de transporte, produtos químicos, plásticos;
- e) Alta tecnologia: máquinas e equipamentos, equipamentos eletrônicos e outras manufaturas.

O artigo foi estruturado em mais três seções, além desta introdução. Na segunda seção, foi abordado o processo de reprimarização da pauta exportadora brasileira. Na terceira seção, discorreu-se sobre o intercâmbio comercial, por grau de intensidade tecnológica, entre esses países. Na quarta seção, por fim, foram apresentadas as principais conclusões derivadas desta pesquisa.

## **REPRIMARIZAÇÃO DA PAUTA EXPORTADORA DO BRASIL**

Segundo Casagrande, Ilha e Führ (2012), após a abertura comercial brasileira, na década de 1990, o Brasil buscou expandir o comércio externo por meio de novos parceiros, além dos já tradicionais – Estados Unidos da América (EUA), União Europeia (UE) e Mercado Comum do Sul (MERCOSUL). Com o fim do sistema de bandas cambiais e com a adoção de um regime cambial menos rígido, foi possível aumentar o volume exportado pelo Brasil. Em 2009, a China ultrapassou os EUA e passou a ser o principal parceiro comercial do Brasil. No ano seguinte, 2010, o

volume comercializado pelo Brasil com a China cresceu 46,57% em relação ao ano anterior.

Feistel e Missaggia (2014) ressaltaram que as relações comerciais entre o Brasil e a China apresentaram um crescimento superior à elevação do comércio do Brasil com o mundo, entre 2000 e 2010. Entretanto, a pauta de exportações brasileira para o país é concentrada em produtos básicos, como minérios, oleaginosas e combustíveis minerais. Massuquetti *et al.* (2013) também estudaram as relações comerciais agrícolas entre Brasil e China nos anos 2000, visto que a industrialização e a urbanização chinesa elevaram sua demanda por matérias-primas e alimentos, respectivamente. No período 2000-2011, as exportações brasileiras para a China passaram de US\$ 441 milhões para US\$ 14 bilhões, sendo a soja o principal produto comercializado pelo Brasil. Segundo Magalhães *et al.* (2015), em 2011, a China foi o principal consumidor mundial de soja, importando mais de 50,82 milhões de toneladas do produto.

A maior participação dos produtos primários nas exportações nacionais tem sido investigada em estudos na área de comércio internacional, como nas pesquisas desenvolvidas por Aguiar e Matsuoka (2016), Maraschin e Massuquetti (2015), Vogel e Azevedo (2015), Posser e Massuquetti (2014), Souza e Veríssimo (2013), Santetti e Azevedo (2013), Cunha *et al.* (2011) e Sonaglio *et al.* (2010), que encontraram evidências do processo de reprimarização no Brasil, nos anos 2000.

Souza e Veríssimo (2013) e Sonaglio *et al.* (2010) afirmaram que o desempenho brasileiro na comercialização de produtos primários se deu em razão da crescente demanda mundial por estas *commodities*, além do seu preço internacional e da taxa de câmbio, ocorrendo uma menor participação dos produtos manufaturados na pauta exportadora nacional. Em relação à demanda mundial, destaca-se o aumento do consumo chinês, como ressaltaram Posser e Massuquetti (2014). Para Aguiar e Matsuoka (2016), a primarização ocorre não somente pelo crescimento na demanda mundial por recursos naturais, mas também pelo aumento de políticas públicas que estimulam o comércio de matérias-primas brutas em detrimento de produtos industrializados.

Segundo Maraschin e Massuquetti (2015), a participação, por grau de intensidade tecnológica, dos produtos primários na pauta de exportações do Brasil para o mundo teve uma variação positiva de 25,6 pontos percentuais no período 2000-2014, representando 45,2% do total exportado pelo país em 2014. Esse resultado corrobora outros estudos como os de Posser e Massuquetti (2014), que também encontraram evidência dessa reprimarização, e de Vogel e Azevedo (2015), que destacaram um crescimento de 74,7% no valor exportado de produtos primários para o mundo, no período 2000-2010, enquanto o setor de alta tecnologia apresentou uma evolução de apenas 32%. Santetti e Azevedo (2013) e Sonaglio *et al.* (2010) também observaram maior participação dos produtos não industriais e de baixa intensidade tecnológica na pauta de exportação nacional nos anos 2000.

Para Cunha *et al.* (2011), o Brasil estaria entre os países com maior ampliação do processo de reprimarização nos anos 2000. O aumento do comércio externo de produtos primários tem resultado numa menor exportação de produtos manufaturados pelo país nos últimos anos.

## INTERCÂMBIO COMERCIAL POR GRAU DE INTENSIDADE TECNOLÓGICA

A Tabela 1 mostra o posicionamento dos integrantes do BRICS no *ranking* de países que mais comercializaram no mundo (exportadores e importadores), em 2014.

**Tabela 1 - Maiores exportadores e importadores de mercadorias no comércio mundial, em milhões de dólares, e % do total - 2014**

Posição	Exportadores	Valor	Participação (%)	Posição	Importadores	Valor	Participação (%)
1	<b>China</b>	2.342	12,3	1	Estados Unidos	2.413	12,6
2	Estados Unidos	1.621	8,5	2	<b>China</b>	1.959	10,3
3	Alemanha	1.508	7,9	3	Alemanha	1.216	6,4
4	Japão	684	3,6	4	Japão	822	4,3
5	Países Baixos	672	3,5	5	Reino Unido	684	3,6
6	França	583	3,1	6	França	678	3,5
7	Coreia	573	3,0	7	Hong Kong, China	601	3,1
8	Itália	529	2,8	8	Países Baixos	588	3,1
9	Hong Kong, China	524	2,8	9	Coreia	526	2,8
10	Reino Unido	506	2,7	10	Canadá	475	2,5
11	<b>Rússia</b>	498	2,6	12	<b>Índia</b>	463	2,4
19	<b>Índia</b>	322	1,7	17	<b>Rússia</b>	308	1,6
25	<b>Brasil</b>	225	1,2	22	<b>Brasil</b>	239	1,3
40	<b>África do Sul</b>	91	0,5	33	<b>África do Sul</b>	122	0,6
Mundo		19.002	100,00	Mundo		19.091	100,00
BRICS		3.477	18,30	BRICS		3.091	16,19

Nota: Os países do BRICS estão destacados em negrito e a relação completa de países está no Anexo (Tabela A2).

Fonte: Elaborada pelos autores tendo como referência WTO (2016).

A participação do BRICS no comércio mundial (exportações) foi de 18,30%, sendo economia chinesa destaque em ambos os quesitos, com pouco mais de 12% de participação nas exportações e de 10,3% nas importações. Rússia, Índia, Brasil e África do Sul apresentaram, respectivamente, 2,6%, 1,7%, 1,2% e 0,5% de participação no que concerne às exportações e 1,6%, 2,4%, 1,3% e 0,6% de participação no que concerne às importações no âmbito do comércio internacional. O crescimento do volume do comércio internacional está ligado à expansão econômica dos participantes. Percebe-se que as economias emergentes estão em destaque

no comércio mundial, fazendo parte do *ranking* de maiores exportadores e importadores em 2014 (Tabela 1).

O Brasil tem exportado, predominantemente, produtos primários para o BRICS, tendo apresentado crescimento na participação de 34,91 pontos percentuais entre 2000 e 2014, correspondendo, ao final do período, a 73,79% do total das exportações brasileiras. Por outro lado, todos os demais setores - baixa, média-baixa, média-alta e alta intensidade tecnológica - apresentaram queda no período de estudo (Tabela 2).

**Tabela 2 - Exportações do Brasil para os demais países do BRICS por intensidade tecnológica, em bilhões de US\$, e % do total - 2000-2014**

Setores	2000	2002	2004	2006	2008	2010	2012	2014	Variação 2000/2014 (% e p.p.)
Bilhões de US\$									
Primários	0,79	2,03	3,48	6,80	13,58	27,82	38,22	37,23	4.622,60
Baixa	0,70	1,89	3,35	4,75	6,92	8,51	8,60	9,20	1.214,18
Média-Baixa	0,11	0,26	0,66	0,60	0,89	1,22	1,48	1,86	1.524,20
Média-Alta	0,35	0,65	1,14	1,87	2,17	1,60	2,10	1,73	391,28
Alta	0,07	0,08	0,15	0,24	0,47	0,59	1,31	0,43	501,82
% do total									
Primários	38,88	41,28	39,60	47,72	56,50	70,01	73,91	73,79	34,91
Baixa	34,52	38,60	38,17	33,31	28,80	21,42	16,62	18,23	-16,29
Média-Baixa	5,64	5,28	7,50	4,18	3,71	3,07	2,87	3,68	-1,96
Média-Alta	17,40	13,26	13,02	13,13	9,04	4,02	4,05	3,44	-13,96
Alta	3,56	1,58	1,72	1,66	1,95	1,49	2,54	0,86	-2,70

Fonte: Elaborada pelos autores tendo como referência Brasil (2015a).

O aumento da participação dos produtos primários nas exportações totais do país para o BRICS reduziu o espaço ocupado pelos demais produtos. Mesmo crescendo em níveis absolutos, produtos de alta e média-intensidade tecnológica perderam, juntos, participação de 16,66 pontos percentuais nos últimos 15 anos.

Nesta seção são analisados os perfis de comércio entre o Brasil e os demais países do BRICS e desses países com o Brasil, de acordo com o grau intensidade tecnológica. Segundo Nascimento (2013), é importante analisar o grau de intensidade tecnológica da pauta exportadora dos países, por representar seu nível de especialização produtiva.

### Intercâmbio Comercial Brasil-Rússia

O Brasil se posiciona no 19º lugar entre os países fornecedores do mercado russo, representando 1,2% do total. A Rússia é o 16º principal parceiro comercial do Brasil, com participação de 1,49% no comércio exterior

brasileiro em 2014 (BRASIL, 2015b). Entre 2000 e 2014, o intercâmbio comercial com o país passou de US\$ 423 milhões para US\$ 3,8 bilhões (Tabela 3). As exportações brasileiras para a Rússia são compostas predominantemente por produtos com baixo grau de intensidade tecnológica, com destaque para o segmento carne. No *ranking* dos dez principais produtos exportados, seis são de baixo grau de intensidade tecnológica.

**Tabela 3 - Principais produtos exportados pelo Brasil para a Rússia - 2000/2014**

Produtos	Grau de Intensidade Tecnológica	Exportações (milhões de US\$)		Ranking		Participação (%)	
		2000	2014	2000	2014	2000	2014
Carnes de bovino, desossadas, congeladas	Baixo	0,0	1.267,3	252º	1º	0,00	33,10
Outras carnes de suíno, congeladas	Baixo	13,5	780,6	5º	2º	3,18	20,39
Outros açúcares de cana	Baixo	0,0	533,7	283º	3º	0,00	13,94
Pedaços e miudezas comestíveis de galos e galinhas da espécie doméstica, congelados	Baixo	3,6	302,6	9º	4º	0,84	7,90
Soja, mesmo triturada, exceto para semeadura	Primário	0,0	296,2	276º	5º	0,00	7,74
Fumo não manufaturado, total ou parcialmente destalado	Primário	20,6	135,9	3º	6º	4,88	3,55
Café não torrado, não descafeinado	Primário	0,2	87,3	29º	7º	0,05	2,28
Extratos, essências e concentrados de café	Baixo	33,2	63,8	2º	8º	7,86	1,67
Carnes de bovino, desossadas, frescas ou refrigeradas	Baixo	0,0	30,5	251º	9º	0,00	0,80
Tratores rodoviários para semirreboques	Médio-Alto	0,9	22,4	16º	10º	0,22	0,59
Outros		350,9	308,9	-	-	82,97	8,07
Total		423,0	3.829,1	-	-	100,00	100,00

Fonte: Elaborada pelos autores tendo como referência Brasil (2015a).

Os principais produtos exportados pelo Brasil para a Rússia são os de baixo grau de intensidade tecnológica, que representaram 80,97% do total exportado, em 2014, apesar de apresentarem queda de 11,03 pontos percentuais no período. Quanto aos demais graus de intensidade tecnológica, ambos ganharam representatividade entre 2000 e 2014, com exceção do alto, que caiu 0,12 pontos percentuais (Tabela 4).

**Tabela 4 - Exportações do Brasil para a Rússia por grau de intensidade tecnológica, em milhões de US\$, e % do total - 2000-2014**

Setores	2000	2002	2004	2006	2008	2010	2012	2014	Varição 2000/2014 (% e p.p.)
Milhões de US\$									
Primário	24,1	62,8	76,8	153,1	309,5	403,5	436,0	558,6	2.218,27
Baixo	389,1	1.147,0	1.461,6	2.991,6	3.890,5	3.672,9	2.477,8	3.100,4	696,74
Médio- Baixo	2,9	18,8	15,5	50,3	42,8	23,8	29,5	36,5	1.161,29
Médio- Alto	5,7	17,8	75,2	238,4	365,3	41,4	183,2	128,0	2.146,65
Alto	1,1	6,1	28,9	10,1	44,9	10,4	14,3	5,6	388,81
% do Total									
Primário	5,70	5,02	4,63	4,44	6,65	9,72	13,88	14,59	8,89
Baixo	92,00	91,58	88,15	86,88	83,61	88,46	78,89	80,97	-11,03
Médio- Baixo	0,68	1,50	0,93	1,46	0,92	0,57	0,94	0,95	0,27
Médio- Alto	1,35	1,42	4,54	6,92	7,85	1,00	5,83	3,34	2,00
Alto	0,27	0,48	1,74	0,29	0,97	0,25	0,45	0,15	-0,12

Fonte: Elaborada pelos autores tendo como referência Brasil (2015a).

No mercado mundial, a Rússia é o 9º principal exportador e o 17º principal importador. Em 2014, o Brasil se posicionou no 36º lugar entre os principais compradores da Rússia, com 0,4% do total (BRASIL, 2015b). O comércio desse país com o Brasil passou de US\$ 570,7 milhões para US\$ 3,0 bilhões, entre 2000 e 2014 (Tabela 5).

**Tabela 5 - Principais produtos exportados pela Rússia para o Brasil - 2000/2014**

Produtos	Grau de Intensidade Tecnológica	Exportações (milhões de US\$)		Ranking		Participação (%)	
		2000	2014	2000	2014	2000	2014
Cloreto de potássio para uso como fertilizante	Médio-Alto	118,4	512,3	2º	1º	20,75	16,99
Diidrogeno-ortofosfato de amônio, inclusive misturas com hidrogeno-ortofosfato de diamônio	Médio-Alto	121,0	404,9	1º	2º	21,20	13,42
Alumínio não ligado em forma bruta	Médio-Baixo	0,0	359,1	382º	3º	0,00	11,91
Nitrato de amônio, mesmo em solução aquosa	Médio-Alto	21,8	312,7	6º	4º	3,82	10,37
Ureia, mesmo em solução aquosa	Médio-Alto	79,3	272,8	3º	5º	13,90	9,04
Outros óleos de petróleo ou de minerais betuminosos e preparações, exceto desperdícios	Médio-Baixo	0,0	241,9	230º	6º	0,00	8,02
Adubos ou fertilizantes contendo nitrato e fosfato	Médio-Alto	0,0	97,2	293º	7º	0,00	3,22
Adubos ou fertilizantes contendo nitrogênio, fósforo e potássio	Médio-Alto	0,0	88,5	88º	8º	0,00	2,94
Hulha betuminosa, não aglomerada	Primário	0,0	67,7	225º	9º	0,00	2,24
Óleos leves e preparações	Médio-Baixo	0,0	54,9	229º	10º	0,00	1,82
Outros		230,1	604,3	-	-	40,32	20,04
Total		570,7	3.016,2	-	-	100,00	100,00

Fonte: Elaborada pelos autores tendo como referência Brasil (2015a).

Na pauta de exportações da Rússia para o Brasil, em 2014, os principais produtos foram os adubos - cloretos de potássio, diidrogeno-ortofosfato de amônio, alumínio e nitrato de amônio - com uma participação de 61,73% do total (Tabela 5). Destaca-se que dos dez principais produtos exportados, seis são de média-alta e três, de média-baixa intensidade tecnológica.

Predominam os produtos de médio-alto e médio-baixo grau de intensidade tecnológica, com representatividade de 62,55% e 29,17%, respectivamente (Tabela 6). Os produtos com maior grau de intensidade tecnológica obtiveram um crescimento em valores (variação de 20.207,94%), mas na participação total, mantiveram-se estáveis no período.

**Tabela 6 - Exportações da Rússia para o Brasil por intensidade tecnológica, em milhões de US\$, e % do total - 2000-2014**

Setores	2000	2002	2004	2006	2008	2010	2012	2014	Variação 2000/2014 (% e p.p.)
Milhões de US\$									
Primário	4,5	28,8	39,1	36,1	310,0	236,5	404,7	157,5	3.435,74
Baixo	15,3	4,3	7,0	18,3	13,8	24,4	31,7	12,1	-20,82
Médio-Baixo	151,5	65,2	143,0	208,2	925,1	562,8	364,3	879,8	480,73
Médio-Alto	399,1	327,8	618,0	678,6	2.080,5	1.007,0	1.900,5	1.886,6	372,72
Alto	0,4	1,6	0,9	1,4	2,7	79,7	89,5	80,3	20.207,94
% do Total									
Primário	0,78	6,74	4,84	3,83	9,30	12,38	14,50	5,22	4,44
Baixo	2,67	1,01	0,87	1,94	0,41	1,28	1,14	0,40	-2,27
Médio-Baixo	26,55	15,23	17,70	22,09	27,76	29,46	13,05	29,17	2,62
Médio-Alto	69,93	76,63	76,48	71,99	62,44	52,71	68,10	62,55	-7,38
Alto	0,07	0,38	0,11	0,15	0,08	4,17	3,21	2,66	2,59

Fonte: Elaborada pelos autores tendo como referência Brasil (2015a).

Na pauta de exportação do Brasil para a Rússia, os produtos que se destacam são carnes e açúcar, com mais de 75% de representatividade em 2014, sendo estes produtos de baixo grau e intensidade tecnológica. Nas importações brasileiras com origem na Rússia, há alta participação de adubos, com médio-alto grau de intensidade tecnológico.

### Intercâmbio Comercial Brasil-Índia

As exportações brasileiras destinadas à Índia, Tabelas 7 e 8, são compostas, em sua maior parte, por produtos primários, que representaram, em 2014, quase 60% do total exportado. No *ranking* dos dez principais produtos exportados, o destaque são os óleos brutos de petróleo, com uma participação de 48,76%. Apenas dois produtos deste *ranking* apresentaram médio-alto e alto grau de intensidade tecnológica. O Brasil, em 2014, posicionou-se no 25º lugar entre os fornecedores do mercado indiano, com 1,3% do total (BRASIL, 2015c).

**Tabela 7 - Principais produtos exportados pelo Brasil para a Índia - 2000/2014**

Produtos	Grau de Intensidade Tecnológica	Exportações (milhões de US\$)		Ranking		Participação (%)	
		2000	2014	2000	2014	2000	2014
Óleos brutos de petróleo ou de minerais betuminosos	Primário	0,0	2.335,2	608º	1º	0,00	48,76
Outros açúcares de cana	Baixo	0,0	643,2	584º	2º	0,00	13,43
Óleo de soja, em bruto, mesmo degomado	Baixo	59,5	366,5	1º	3º	27,37	7,65
Ouro (incluído o ouro platinado) em outras formas brutas, para usos não monetários	Médio-Baixo	0,0	277,6	930º	4º	0,00	5,80
Minérios de cobre e seus concentrados	Primário	0,0	235,3	605º	5º	0,00	4,91
Minérios de ferro não aglomerados e seus concentrados	Primário	0,0	109,0	604º	6º	0,00	2,28
Acrilonitrila	Médio-Alto	2,9	44,2	15º	7º	1,35	0,92
Outras formas de amianto (asbesto)	Primário	0,0	40,7	602º	8º	0,00	0,85
Produtos laminados planos, de ferro ou aços não ligados, de largura => 600 mm, em rolos, laminados a quente, de espessura < 3 mm	Médio-Baixo	0,0	30,0	950º	9º	0,00	0,63
Aviões e outros veículos aéreos, de peso > 2.000 kg e <= 15.000 kg, vazios	Alto	0,0	29,6	1211º	10º	0,00	0,62
Outros		155,0	677,4	-	-	71,28	14,15
Total		217,5	4.788,7	-	-	100,00	100,00

Fonte: Elaborada pelos autores tendo como referência Brasil (2015a).

Na Tabela 8, nota-se que o perfil das exportações brasileiras para Índia se alterou nos últimos 15 anos, o que transformou o Brasil em um fornecedor de produtos primários (NASCIMENTO, 2013).

**Tabela 8 - Exportações do Brasil para a Índia por grau de intensidade tecnológica, em milhões de US\$, e % do total - 2000-2014**

Setores	2000	2002	2004	2006	2008	2010	2012	2014	Variação 2000/2014 (% e p.p.)
Milhões de US\$									
Primário	27,2	363,9	102,6	373,9	371,4	1.744,0	4.011,4	2.848,7	10.389,93
Baixo	86,8	184,2	387,6	146,0	301,0	1.132,0	916,5	1.071,8	1.135,40
Médio-Baixo	20,8	15,6	19,7	118,2	96,3	255,8	195,1	457,9	2.097,65
Médio-Alto	75,8	81,0	133,3	191,2	279,9	301,1	237,9	326,5	330,76
Alto	6,9	9,0	9,3	109,6	53,7	59,4	216,0	83,8	1.115,50
% do Total									
Primário	12,49	55,67	15,72	39,83	33,70	49,94	71,93	59,49	47,00
Baixo	39,90	28,17	59,40	15,55	27,31	32,41	16,43	22,38	-17,52
Médio-Baixo	9,58	2,39	3,03	12,59	8,74	7,33	3,50	9,56	-0,02
Médio-Alto	34,86	12,38	20,43	20,36	25,39	8,62	4,27	6,82	-28,04
Alto	3,17	1,38	1,43	11,68	4,87	1,70	3,87	1,75	-1,42

Fonte: Elaborada pelos autores tendo como referência Brasil (2015a).

Em 2000, menos de 13% da pauta de exportação do Brasil para esse país era formada por produtos primários e, em 2014, esse setor foi responsável por quase 60%, ou seja, um aumento de 47,00 pontos percentuais. As demais intensidades tecnológicas apresentaram queda de participação no período de estudo. A maior queda foi observada nos produtos de médio-alto grau de intensidade tecnológica, que declinou 28,04 pontos percentuais.

O crescimento do comércio exterior da Índia com o mundo, entre 2009 e 2013, foi de 81,1%. No mercado mundial, esse país é o 16º principal exportador e o 12º principal importador. Em 2014, o Brasil se posicionou no 9º lugar entre os principais compradores da Índia, com 2,2% do total (BRASIL, 2015c).

Na Tabela 9, onde são apresentados os principais produtos exportados pela Índia para o Brasil, o óleo diesel é o principal produto importado pelo Brasil, com uma participação de 53,01% do total. Percebe-se que não há produtos primários nesse *ranking*. As exportações indianas para o Brasil estão concentradas em produtos de médio-baixo grau de intensidade tecnológica.

**Tabela 9 - Principais produtos exportados pela Índia para o Brasil - 2000/2014**

Produtos	Grau de Intensidade Tecnológica	Exportações (milhões de US\$)		Ranking		Participação (%)	
		2000	2014	2000	2014	2000	2014
Outros óleos de petróleo ou de minerais betuminosos e preparações, exceto desperdícios	Médio-Baixo	0,0	3.517,7	1.127º	1º	0,00	53,01
Fios texturizados de poliésteres	Médio-Alto	1,9	162,8	28º	2º	0,72	2,45
Inseticidas	Médio-Alto	0,0	148,0	1.351º	3º	0,00	2,23
Outros medicamentos contendo produtos misturados, para fins terapêuticos ou profiláticos, em doses, para venda a retalho	Alto	2,4	106,1	19º	4º	0,89	1,60
Outros compostos de função nitrila	Médio-Alto	2,3	92,3	22º	5º	0,83	1,39
Outros compostos heterocíclicos 1 (hum) ciclo piridina não condensado	Médio-Alto	4,0	78,6	10º	6º	1,48	1,18
Caixas de marchas (velocidade) e suas partes, para veículos automóveis das posições 8701 a 8705	Médio-Alto	0,0	78,0	2.279º	7º	0,00	1,18
Outros fios simples de poliésteres parcialmente orientados, sem torção ou com torção <= 50 voltas por metro	Médio-Alto	0,0	77,9	1.555º	8º	0,00	1,17
Vacinas para medicina humana	Alto	7,9	70,7	3º	9º	2,92	1,07
Polipropileno, em forma primária	Médio-Alto	0,0	50,0	1376º	10º	0,00	0,75
Outros		252,8	2.253,8	-	-	93,16	33,96
Total		271,4	6.635,8	-	-	100,00	100,00

Fonte: Elaborada pelos autores tendo como referência Brasil (2015a).

Nas exportações da Índia para o Brasil por grau de intensidade tecnológica, Tabela 10, nota-se que os produtos primários perdem representatividade no período 2000-2014, significando uma redução de 2,60 pontos percentuais. Com exceção do setor de médio-baixo grau de intensidade tecnológica, que representava 60,04% das exportações indianas para o Brasil, em 2014, os demais setores apresentaram queda.

**Tabela 10 - Exportações da Índia para o Brasil por grau de intensidade tecnológica, em milhões de US\$, e % do total - 2000-2014**

Setores	2000	2002	2004	2006	2008	2010	2012	2014	Variação 2000/2014 (% e p.p.)
Milhões de US\$									
Primário	9,0	6,0	8,2	14,8	42,8	84,6	56,2	47,9	431,11
Baixo	29,7	19,8	28,0	95,2	352,0	434,1	425,2	371,5	1.149,86
Médio-Baixo	68,7	302,5	207,7	846,1	1.890,7	2.162,3	2.551,6	3.984,3	5.702,85
Médio-Alto	86,9	146,2	197,1	356,2	960,3	1.261,5	1.679,0	1.780,8	1.948,85
Alto	77,0	98,7	115,1	161,7	318,6	300,0	330,9	451,4	485,88
% do Total									
Primário	3,32	1,05	1,47	1,00	1,20	1,99	1,11	0,72	-2,60
Baixo	10,95	3,46	5,03	6,46	9,88	10,23	8,43	5,60	-5,36
Médio-Baixo	25,31	52,78	37,35	57,40	53,05	50,97	50,60	60,04	34,74
Médio-Alto	32,03	25,50	35,45	24,17	26,94	29,73	33,29	26,84	-5,19
Alto	28,39	17,22	20,71	10,97	8,94	7,07	6,56	6,80	-21,59

Fonte: Elaborada pelos autores tendo como referência Brasil (2015a).

Percebe-se que é crescente o interesse, por parte da Índia, por produtos primários, o que torna a pauta de exportação brasileira cada vez mais sustentada em produtos de menor valor agregado. Por outro lado, as exportações indianas para o Brasil estão cada vez mais sustentadas em produtos de maior tecnologia empregada.

### Intercâmbio Comercial Brasil-China

O intercâmbio entre Brasil e China, no período 2000-2010, teve um crescimento superior à elevação do comércio entre o Brasil e o mundo. Como se observa na Tabela 11, o valor das exportações brasileiras para a China teve um crescimento de 3.642,38%, passando de US\$ 1,1 bilhão, em 2000, para US\$ 40,6 bilhões, em 2014. Em 2014, no mercado mundial, a China foi o principal país exportador e o 2º importador. O Brasil foi o 17º principal destino das exportações chinesas e ocupou a 7ª posição entre os países fornecedores do mercado chinês (BRASIL, 2015d). A China é o principal parceiro comercial brasileiro desde 2009.

A Tabela 11 mostra que a soja, mesmo triturada, exceto para semeadura, é o principal produto brasileiro exportado para o país asiático, representando 40,91% do total. Destacam-se também os seguintes produtos, em 2014, minérios de ferro não aglomerados e seus concentrados (28,91%) e óleos brutos de petróleo (8,55%), que aparecem na 2ª e na 3ª posições, respectivamente, no *ranking* dos principais produtos agrícolas exportados pelo Brasil para a China em 2014.

**Tabela 11 - Principais produtos exportados pelo Brasil para a China - 2000/2014**

Produtos	Grau de Intensidade Tecnológica	Exportações (milhões de US\$)		Ranking		Participação (%)	
		2000	2014	2000	2014	2000	2014
Soja, mesmo triturada, exceto para semeadura	Primário	0,0	16.615,1	718º	1º	0,00	40,91
Minérios de ferro não aglomerados e seus concentrados	Primário	176,0	11.744,1	2º	2º	16,21	28,91
Óleos brutos de petróleo ou de minerais betuminosos	Primário	36,1	3.472,9	7º	3º	3,33	8,55
Pasta química de madeira de não conífera, à soda ou sulfato, semibranqueada ou branqueada	Baixo	53,7	1.424,0	4º	4º	4,95	3,51
Outros açúcares de cana	Baixo	0,0	875,9	726º	5º	0,00	2,16
Minérios de ferro aglomerados e seus concentrados	Primário	95,2	559,2	3º	6º	8,77	1,38
Pedaços e miudezas comestíveis de galos e galinhas da espécie doméstica, congelados	Baixo	11,0	518,8	14º	7º	1,02	1,28
Couros e peles curtidos, de bovinos ou de eqüídeos, depilados, no estado úmido (incluindo <i>wet blue</i> ), plena flor, não divididos; divididos, com a flor	Baixo	0,0	415,8	993º	8º	0,00	1,02
Ferronióbio	Médio-Baixo	9,9	364,3	15º	9º	0,91	0,90
Óleo de soja, em bruto, mesmo degomado	Baixo	17,3	338,9	9º	10º	1,60	0,83
Outros		686,0	4.287,1	-	-	63,21	10,56
Total		1.085,3	40.616,1	-	-	100,00	100,00

Fonte: Elaborada pelos autores tendo como referência Brasil (2015a).

Ainda de acordo com a Tabela 11, dos dez principais produtos exportados pelo Brasil para a China, segundo o *ranking* do ano de 2014, quatro são classificados como primários e cinco como baixa intensidade tecnológica. Evidencia-se, assim, a importância dos produtos agrícolas, minerais e energéticos na pauta de exportação bilateral sino-brasileira.

Em relação às exportações do Brasil para a China por grau de intensidade tecnológica, no período 2000-2014, Tabela 12, observa-se que foram predominantemente baseadas em produtos primários, apresentando um expressivo incremento de 4.630,897% do valor exportado. Os resultados revelam que houve uma piora no perfil das exportações, com a intensificação das vendas externas de produtos primários, ao longo do período, que representaram um crescimento de 17,35 pontos percentuais.

Em relação aos demais graus de intensidade tecnológica, baixo, médio-baixo, médio-alto e alto, as quedas nas exportações foram de 4,41 pontos percentuais, 1,58 pontos percentuais, 7,14 pontos percentuais e 4,23 pontos percentuais, respectivamente. Esse resultado consolida, conforme destacado por Libânio (2012), Ávila (2012) e Cepik *et al.* (2012), um perfil primário-exportador em detrimento da exportação de manufaturas.

**Tabela 12 – Exportações do Brasil para a China por grau de intensidade tecnológica, em milhões de US\$, e % do total – 2000-2014**

Setores	2000	2002	2004	2006	2008	2010	2012	2014	Variação 2000/2014 (% e p.p.)
Milhões de US\$									
Primário	712,7	1.542,0	3.194,5	6.186,7	12.823,9	25.523,7	33.562,9	33.718,7	4.630,89
Baixo	174,0	456,9	1.210,5	1.233,1	2.190,9	3.332,4	4.685,8	4.720,0	2.613,17
Médio-Baixo	48,5	183,3	543,0	277,0	627,6	845,1	997,6	1.176,2	2.323,72
Médio-Alto	95,9	300,1	414,8	620,3	539,4	597,6	941,4	692,4	621,59
Alto	54,1	38,6	78,6	85,3	340,9	487,1	1.039,8	308,9	470,67
% do Total									
Primário	65,67	61,17	58,71	73,63	77,61	82,91	81,41	83,02	17,35
Baixo	16,03	18,12	22,25	14,68	13,26	10,82	11,37	11,62	-4,41
Médio-Baixo	4,47	7,27	9,98	3,30	3,80	2,75	2,42	2,90	-1,58
Médio-Alto	8,84	11,91	7,62	7,38	3,26	1,94	2,28	1,70	-7,14
Alto	4,99	1,53	1,44	1,02	2,06	1,58	2,52	0,76	-4,23

Fonte: Elaborada pelos autores tendo como referência Brasil (2015a).

Nota-se também que na pauta de exportação brasileira, entre os anos de 2000 e 2014, a participação de produtos primários no total exportado aumentou ao longo do período analisado, chegando ao patamar de 83,02% de representatividade no ano de 2014, ao contrário dos produtos de grau de intensidade tecnológica classificados em médio-alto e alto, que, juntos, representaram, no ano de 2014, pouco menos de 2,5% do total das exportações brasileiras direcionadas ao mercado chinês.

Na Tabela 13, onde são apresentados os principais produtos exportados pela China para o Brasil, no período 2000 e 2014, observa-se um crescimento de 2.955,68% no valor total exportado, que passou de US\$ 1,2 bilhão para US\$ 37,3 bilhões. O produto que se caracteriza como principal nesse *ranking* são partes de aparelhos telefônicos, telefones para redes celulares ou redes sem fio, aparelhos de transmissão ou recepção de voz, imagens ou outros dados, com percentual de participação de 4,82%, em 2014. Dos dez principais produtos importados pelo Brasil da China, sete são classificados como alto grau de intensidade tecnológica e três, como médio-alto.

**Tabela 13 - Principais produtos exportados pela China para o Brasil - 2000/2014**

Produtos	Grau de Intensidade Tecnológica	Exportações (milhões de US\$)		Ranking		Participação (%)	
		2000	2014	2000	2014	2000	2014
Partes de aparelhos telefônicos, telefones para redes celulares ou redes sem fio, aparelhos de transmissão ou recepção de voz, imagens ou outros dados	Alto	0,0	1.799,1	4096°	1°	0,00	4,82
Outras partes destinadas aos aparelhos das posições 8525 a 8528	Alto	60,4	1.460,5	2°	2°	4,94	3,91
Partes e acessórios para máquinas automáticas de processamento de dados e outras máquinas da posição 8471	Alto	69,2	1.278,7	1°	3°	5,67	3,42
Aparelhos de recepção, conversão e transmissão ou regeneração de voz, imagens ou outros dados, incluindo os aparelhos de comutação e roteamento	Alto	0,0	589,0	4095°	4°	0,00	1,58
Telefones para redes celulares e para outras redes sem fio	Alto	0,0	558,0	4094°	5°	0,00	1,49
Partes de máquinas e aparelhos de ar condicionado	Médio-Alto	2,1	425,5	114°	6°	0,17	1,14
Processadores e controladores, mesmo combinados com memórias, conversores, circuitos lógicos, amplificadores, circuitos temporizadores e de sincronização, ou outros circuitos	Alto	0,0	416,2	4093°	7°	0,00	1,11
Outros circuitos integrados eletrônicos	Alto	0,0	407,3	4092°	8°	0,00	1,09
Barcos-faróis, guindastes, docas, diques flutuantes e outras embarcações em que a navegação e acessória da função principal	Médio-Baixo	0,0	379,0	4091°	9°	0,00	1,01
Outros compostos organo-inorgânicos	Médio-Alto	0,0	341,8	4090°	10°	0,00	0,92
Outros		1.090,4	29.688,4	-	-	89,23	79,50
Total		1.222,1	37.343,5	-	-	100,00	100,00

Fonte: Elaborada pelos autores tendo como referência Brasil (2015a).

Nas exportações da China para o Brasil, por grau de intensidade tecnológica, Tabela 14, os produtos de médio-alto foram majoritários, com

uma variação de 3.812,44% no valor exportado no período 2000/2014. Observa-se, também, que nos produtos primários e de alto grau de intensidade tecnológica houve redução de 2,66 pontos percentuais e de 10,76 pontos percentuais, respectivamente. Quanto aos demais graus de intensidade tecnológica, baixo e médio-baixo, os aumentos foram de 0,66 pontos percentuais e de 4,50 pontos percentuais, respectivamente.

**Tabela 14 - Exportações da China para o Brasil por grau de intensidade tecnológica, em milhões de US\$, e % do total - 2000-2014**

Setores	2000	2002	2004	2006	2008	2010	2012	2014	Variação 2000/2014 (% e p.p.)
Milhões de US\$									
Primário	40,3	123,6	47,9	80,0	222,3	255,9	310,1	238,0	490,84
Baixo	193,4	231,2	470,1	1.061,3	2.608,4	3.786,4	5.732,9	6.153,9	3.082,59
Médio-Baixo	139,3	220,9	568,1	799,0	3.000,6	3.883,4	4.862,0	5.937,8	4.161,62
Médio-Alto	360,2	388,4	1.009,7	2.250,9	6.558,9	8.586,1	12.475,5	14.094,4	3.812,44
Alto	488,9	590,0	1.614,6	3.799,2	7.654,2	9.083,6	10.870,7	10.919,4	2.133,56
% do Total									
Primário	3,30	7,96	1,29	1,00	1,11	1,00	0,91	0,64	-2,66
Baixo	15,82	14,88	12,67	13,28	13,01	14,79	16,74	16,48	0,66
Médio-Baixo	11,40	14,21	15,31	10,00	14,97	15,17	14,20	15,90	4,50
Médio-Alto	29,48	24,99	27,21	28,17	32,72	33,55	36,42	37,74	8,26
Alto	40,00	37,96	43,52	47,55	38,19	35,49	31,74	29,24	-10,76

Fonte: Elaborada pelos autores tendo como referência Brasil (2015a).

Conforme Mortatti *et al.* (2011), as exportações chinesas para o Brasil envolvem produtos de alto valor agregado, como máquinas, aparelhos elétricos, materiais têxteis, produtos de indústrias químicas ou das indústrias conexas. O inverso acontece com as exportações brasileiras para a China, que envolvem produtos de baixo valor agregado, como matérias-primas vegetais e minerais, com predomínio do minério de ferro e soja em grãos.

### Intercâmbio Comercial Brasil-África do Sul

O Brasil se posiciona no 17º lugar entre os países fornecedores do mercado sul-africano, representando 1,6% do total em 2013 (BRASIL, 2015e). Entre 2000 e 2014, o intercâmbio comercial com o país cresceu 300% (Tabela 15). As exportações brasileiras para a África do Sul são compostas, predominantemente, por produtos de médio-alto grau de intensidade tecnológica, com destaque para os automóveis - tratores rodoviários,

automóveis, veículos para transporte de mercadorias, chassis com motor para veículos e outras partes e acessórios para automóveis.

**Tabela 15 - Principais produtos exportados pelo Brasil para a África do Sul - 2000/2014**

Produto	Grau de Intensidade Tecnológica	Exportações (milhões de US\$)		Ranking		Participação (%)	
		2000	2014	2000	2014	2000	2014
Tratores rodoviários para semirreboques	Médio-Alto	0,0	101,4	985º	1º	0,00	8,27
Pedaços e miudezas comestíveis de galos e galinhas da espécie doméstica, congelados	Baixo	4,3	95,7	16º	2º	1,43	7,81
Veículos para transporte de mercadorias, com motor de pistão, de ignição por centelha, de peso em carga máxima ≤ 5 t - caminhão caminhões carros	Médio-Alto	0,0	85,9	986º	3º	0,00	7,01
Minérios de ferro aglomerados e seus concentrados	Primário	12,8	49,0	3º	4º	4,24	4,00
Outros açúcares de cana, de beterraba e sacarose quimicamente pura, no estado sólido	Baixo	0,0	48,5	486º	5º	0,01	3,96
Chapas e tiras, de ligas alumínio, de espessura > 0,2 mm, de forma quadrada ou retangular	Médio-Baixo	0,0	47,8	987º	6º	0,00	3,90
Chassis com motor para veículos automóveis das posições 8701 a 8705	Médio-Alto	4,9	42,0	14º	7º	1,61	3,42
Fumo não manufaturado, total ou parcialmente destalado	Primário	3,0	33,7	26º	8º	1,00	2,75
Coque de petróleo calcinado	Médio-Baixo	0,0	29,6	988º	9º	0,00	2,42
Outras partes e acessórios, para veículos automóveis das posições 8701 a 8705	Médio-Alto	8,7	25,3	5º	10º	2,89	2,06
Outros	-	268,4	666,8	-	-	88,82	54,40
Total	-	302,2	1.225,7	-	-	100,00	100,00

Fonte: Elaborada pelos autores tendo como referência Brasil (2015a).

Os produtos de médio-alto grau de intensidade tecnológica representaram 47,87% do total exportado pelo Brasil para a África do Sul em 2014, apesar de apresentarem queda de 10,18 pontos percentuais no período. Os produtos de alto grau de intensidade tecnológica também perderam representatividade e todos os demais ganharam (Tabela 16).

**Tabela 16 - Exportações do Brasil para a África do Sul por grau de intensidade tecnológica, em milhões de US\$, e % do total - 2000-2014**

Setores	2000	2002	2004	2006	2008	2010	2012	2014	Varição 2000/2014 (% e p.p.)
Milhões de US\$									
Primário	24,4	56,2	106,3	84,6	73,5	149,1	209,7	107,6	340,51
Baixo	50,3	105,4	295,0	375,1	539,2	373,4	516,9	314,5	525,32
Médio-Baixo	42,1	41,2	80,6	150,0	125,7	95,5	262,3	180,8	329,74
Médio-Alto	175,4	251,6	521,2	821,2	987,8	652,3	732,8	586,7	234,44
Alto	10,0	23,8	34,1	31,8	28,6	33,3	43,7	36,1	260,58
% do Total									
Primário	8,08	11,76	10,25	5,78	4,19	11,44	11,88	8,78	0,70
Baixo	16,64	22,04	28,44	25,65	30,73	28,64	29,28	25,66	9,02
Médio-Baixo	13,92	8,62	7,77	10,26	7,16	7,32	14,86	14,75	0,83
Médio-Alto	58,04	52,61	50,25	56,14	56,29	50,04	41,51	47,87	-10,18
Alto	3,32	4,98	3,29	2,17	1,63	2,55	2,47	2,95	-0,37

Fonte: Elaborada pelos autores tendo como referência Brasil (2015a).

No mercado mundial, a África do Sul é o 39º principal exportador e o 33º principal importador (BRASIL, 2015e). O crescimento do comércio desse país com o Brasil foi de 221,29%, entre 2000 e 2014 (Tabela 17). Dos dez principais produtos exportados pela África do Sul para o Brasil, cinco são de médio-alto grau de intensidade tecnológica, com destaque para os combustíveis (hulha), produtos químicos (herbicidas) e automóveis.

**Tabela 17 - Principais produtos exportados pela África do Sul para o Brasil - 2000/2014**

Produtos	Grau de Intensidade Tecnológica	Exportações (milhões de US\$)		Ranking		Participação (%)	
		2000	2014	2000	2014	2000	2014
Hulha antracita, não aglomerada	Primário	7,6	91,7	8°	1°	3,34	12,53
Herbicidas, inibidores de germinação e reguladores de crescimento para plantas	Médio-Alto	0,0	78,3	460°	2°	0,00	10,70
Automóveis de passageiros, incluídos os veículos de uso misto ( <i>station wagons</i> ) e os automóveis de corrida, com motor de pistão alternativo, de ignição por centelha, de cilindrada > 1.500 cm <sup>3</sup> e <= 3.000 cm <sup>3</sup>	Médio-Alto	0,0	43,3	461°	3°	0,00	5,92
Polipropileno, em forma primária	Médio-Alto	0,0	39,2	177°	4°	0,02	5,36
Paládio em formas brutas ou em pó	Médio-Baixo	0,3	35,4	79°	5°	0,14	4,84
Chapas e tiras, de ligas alumínio, de espessura > 0,2 mm, de forma quadrada ou retangular	Médio-Baixo	13,3	34,4	6°	6°	5,85	4,70
Outros hidrocarbonetos acíclicos não saturados	Médio-Alto	2,2	31,9	21°	7°	0,96	4,36
Outras ligas de ferromanganês	Médio-Baixo	0,8	31,4	43°	8°	0,35	4,29
Copolímeros de propileno, em formas primárias	Médio-Alto	0,0	19,1	462°	9°	0,00	2,62
Produtos laminados planos, de aços inoxidáveis, laminados a frio, de largura => 600 mm, de espessura > 1 mm e < 3 mms	Médio-Baixo	1,7	17,2	27°	10°	0,74	2,36
Outros	-	201,8	309,7	-	-	88,61	42,32
Total	-	227,8	731,9	-	-	100,00	100,00

Fonte: Elaborada pelos autores tendo como referência Brasil (2015a).

Muito semelhante à representatividade na pauta de exportação brasileira para este país, em 2014, os produtos de médio-alto grau de intensidade tecnológica representam 44,07% da pauta de exportações da África do Sul, no mesmo ano, com uma variação de 16,71 pontos percentuais no período 2010-2014 (Tabela 18). Produtos de médio-baixo grau de intensidade tecnológica, apesar da queda de 9,24 pontos percentuais, representaram 32,34% da pauta em 2014.

**Tabela 18 - Exportações da África do Sul para o Brasil por grau de intensidade, em milhões de US\$, e % do total - 2000-2014**

Setores	2000	2002	2004	2006	2008	2010	2012	2014	Varição 2000/2014 (% e p.p.)
Milhões de US\$									
Primário	44,1	36,6	47,9	62,8	173,3	126,5	185,1	146,3	232,03
Baixo	18,6	9,6	14,3	13,1	13,1	13,5	19,4	15,3	-17,54
Médio-Baixo	94,7	74,4	105,9	218,3	330,5	325,1	299,4	236,7	149,95
Médio-Alto	62,3	58,8	94,6	129,4	232,8	274,2	334,8	322,6	417,48
Alto	8,1	2,4	5,4	11,3	23,2	9,1	10,0	11,0	35,94
% do Total									
Primário	19,34	20,14	17,87	14,44	22,42	16,90	21,81	19,99	0,64
Baixo	8,15	5,29	5,35	3,00	1,69	1,81	2,28	2,09	-6,06
Médio-Baixo	41,58	40,93	39,48	50,19	42,76	43,43	35,28	32,34	-9,24
Médio-Alto	27,37	32,34	35,29	29,76	30,13	36,63	39,45	44,07	16,71
Alto	3,55	1,30	2,01	2,60	3,00	1,22	1,18	1,50	-2,05

Fonte: Elaborada pelos autores tendo como referência Brasil (2015a).

Nesta seção, observou-se que o Brasil é um importante parceiro comercial no fornecimento de *commodities* agrícolas, principalmente para a China. Os produtos primários e de baixa intensidade tecnológicas foram os mais comercializados pelo Brasil para os destinos analisados em 2014, enquanto produtos de médio-baixo, médio-alto e alto grau de intensidade tecnológica foram os mais destinados ao Brasil pelos demais integrantes do BRICS.

Esses resultados confirmam aqueles encontrados por Schünke e Azevedo (2016), Ferraz (2013) e Vilela (2012), que analisaram os impactos de um possível acordo comercial entre o Brasil e os demais países do BRICS, concluindo que a formação comercial resultaria no aprofundamento do processo de reprimarização das exportações brasileiras. Os acordos resultariam, para o Brasil, em aumento na produção de produtos primários e redução na produção de produtos com maior intensidade tecnológica (SCHÜNKE; AZEVEDO, 2016). Os piores resultados para a indústria, por sua vez, seriam observados em acordos com a Índia e a Rússia (FERRAZ, 2013). Por fim, haveria um maior ganho de bem-estar entre Brasil e China, pela complementaridade de comércio existente entre esses países, mas um acordo poderia gerar um efeito desfavorável na estrutura produtiva brasileira (VILELA, 2012).

## CONCLUSÕES

Neste artigo, identificou-se que é crescente o percentual da participação de produtos primários na pauta de exportação brasileira, principalmente para a China e a Índia. No período analisado, houve incremento no valor exportado de produtos primários de 4.630,89% para a China e de

10.389,93% para a Índia. Quanto à Rússia e à África do Sul, o crescimento foi menos expressivo, em comparação aos demais países do BRICS, representando 2.218,27% e 340,51%, respectivamente.

Observou-se, portanto, alteração na pauta exportadora brasileira, com o país concentrando seu comércio externo em produtos primários. Por meio da análise dos dados e para este recorte geográfico, seria possível evidenciar tendência de reprimarização da pauta exportadora brasileira no período 2000-2014. O aumento das exportações pode ser justificado pela expansão da demanda chinesa. O aumento participativo das exportações brasileiras de produtos primários para a China foi evidenciado por Libânio (2012), Avila (2012), Cepik *et al.* (2012) e Mortatti *et al.* (2011), que destacaram tendência de redução do conteúdo tecnológico dos produtos brasileiros rumo ao mercado chinês. Este cenário, segundo Cepik *et al.* (2012), estaria em conformidade com a política de internacionalização da economia chinesa adotada pelo país após sua entrada na Organização Mundial do Comércio (OMC) em 2001.

Por outro lado, o comportamento das exportações brasileiras de produtos primários tem sido seguido pela perda de competitividade do setor industrial, com destaque para os produtos mais intensivos em tecnologia, como se observou na relação comercial Brasil-China. Assim, considerando que o Brasil desponta como um importante parceiro comercial dos demais países do BRICS no fornecimento de produtos primários, sugerem-se, para estudos futuros, aprofundamento da análise da relação entre o processo de reprimarização das exportações brasileiras, caracterizado pela intensificação da exportação de produtos primários, e redução do comércio de produtos com maior grau de intensidade tecnológica.

## AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem as contribuições do Prof. Dr. André Filipe Zago de Azevedo (PPGE UNISINOS).

## REFERÊNCIAS

AGUIAR, D. R. D.; MATSUOKA, B. P. Mudanças na pauta de exportações e a primarização do complexo soja. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, n.1, p. 20-34, jan./fev./mar., 2016.

AVILA, R. I. “Efeito-China” no comércio externo brasileiro e gaúcho pós 2000. **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v. 39, n. 4, p.83-92, 2012.

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. MAPA. **Agrostat**. 2016. Disponível em: <<http://indicadores.agricultura.gov.br/agrostat/index.htm>>. Acesso em: 20 fev. 2016.

BRASIL. Ministério das Relações Exteriores (MRE). Departamento de Promoção Comercial e Investimentos (DPR). Divisão de Inteligência Comercial (DIC). **Comércio Exterior RÚSSIA**. Brasília, 2015b. Disponível em

<<http://www.brasilglobalnet.gov.br/ARQUIVOS/IndicadoresEconomicos/INDrussia.pdf>>. Acesso em: 9 dez. 2015.

BRASIL. Ministério das Relações Exteriores (MRE). Departamento de Promoção Comercial e Investimentos (DPR). Divisão de Inteligência Comercial (DIC). **Comércio Exterior ÍNDIA**. Brasília, 2015c. Disponível em:

<<http://www.brasilglobalnet.gov.br/ARQUIVOS/IndicadoresEconomicos/INDindia.pdf>>. Acesso em: 9 dez. 2015.

BRASIL. Ministério das Relações Exteriores (MRE). Departamento de Promoção Comercial e Investimentos (DPR). Divisão de Inteligência Comercial (DIC). **Comércio Exterior CHINA**. Brasília, 2015d. Disponível em:

<<http://www.brasilglobalnet.gov.br/ARQUIVOS/IndicadoresEconomicos/INDChina.pdf>>. Acesso em: 10 dez. 2015.

BRASIL. Ministério das Relações Exteriores (MRE). Departamento de Promoção Comercial e Investimentos (DPR). Divisão de Inteligência Comercial (DIC). **Comércio Exterior ÁFRICA DO SUL**. Brasília, 2015e. Disponível em:

<<http://www.brasilglobalnet.gov.br/ARQUIVOS/IndicadoresEconomicos/INDrussia.pdf>>. Acesso em: 19 dez. 2015.

BRASIL. Ministério de Desenvolvimento da Indústria e Comércio (MDIC). Secretaria de Comércio Exterior (SECEX). **Sistema de Análise das Informações de Comércio Exterior (ALICEWEB2)** Base de dados, Brasília, DF, 2015a. Disponível em: <<http://aliceweb.mdic.gov.br>>. Acesso em: 21 dez. 2015.

CASAGRANDE, D. L.; ILHA, A. S.; FÜRH, J. Comércio bilateral Rio Grande do Sul-China: uma análise de 2000-2010. In: ENCONTRO DE ECONOMIA GAÚCHA, 6, 2012, Porto Alegre (RS). **Anais...** FEE: PUCRS, 2012.

CEPIK, M. A. C.; JORNADA, H. L.; MACHADO, F.; BORBA, P. China: segurança, política externa e relações bilaterais com o Brasil. In: DATHEIN, R. (Org.). **Parceiros estratégicos para a inserção internacional do Brasil**. 1.ed. Porto Alegre: UFRGS, 2012. V.2. p. 13-29.

CUNHA, A. M.; LÈLIS, M. T. C.; SANTOS, C. C. R.; PRATES, D. A intensidade tecnológica das exportações brasileiras no ciclo recente de alta nos preços das commodities. **Indicador Econômico FEE**, Porto Alegre, v. 39, n. 3, p. 47-70, 2011.

FEISTEL, P. R.; MISSAGGIA, S. Z. O intercâmbio comercial Rio Grande do Sul – China: concentração, desempenho e perspectivas. In: ENCONTRO DE ECONOMIA CATARINENSE, 8, 2014, Rio do Sul (SC). **Anais...** APEC: Criciúma (SC), 2014.

FERRAZ, L. P. C. **Acordos bilaterais de comércio entre os BRICS: uma abordagem de equilíbrio geral**. Rio de Janeiro: IPEA/FGV, 2013.

FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS. FAO. *FAOSTAT*. Disponível em: <<http://faostat3.fao.org/home/E>>. Acesso em: 20 fev. 2016.

FURTADO, A. T.; CARVALHO, R. Q. Padrões de intensidade tecnológica da indústria brasileira. **São Paulo em Perspectiva**, São Paulo, v. 19, n. 1, p. 70-84. jan./mar. 2005.

INTERNATIONAL MONETARY FUND. IMF. **Data and Statistics**. Disponível em: <<http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2014/02/weodata/weoseladv.aspx>>. Acesso em: 5 abr. 2016.

LÓPEZ, A.; LAPLANE, M.; BITTENCOURT, G.; MAIS, F.; SARTI, F.; HIRATUKA, C; SABBATINI, S. **El boom de las inversiones extranjeras directas en el Mercosur**. Buenos Aires: Siglo XXI, 2001.

LIBÂNIO, G. Quem tem medo da China? Análise e implicações para os principais estados brasileiros. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 16, n. 2, ago. 2012.

MAGALHÃES, L. A. F.; CORREIA, J. B.; OLIVEIRA, G. L. P.; DELGADO, H. J. Impactos de barreiras não tarifárias em Mato Grosso: o caso da exportação de soja para a China. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 53, 2015, João Pessoa (PB). **Anais...** Piracicaba: SOBER, 2015.

MARASCHIN, R. V.; MASSUAQUETTI, A. O perfil da pauta exportadora do Brasil para o MERCOSUL, por intensidade tecnológica (2000-2014). **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, Curitiba, v. 9, n. 2, p. 129-149, 2015.

MARKWALD, R. O impacto da abertura comercial sobre a indústria brasileira: o balanço de uma década. **Revista Brasileira de Comércio Exterior**, Rio de Janeiro, v. 68, p. 4-25, 2004.

MASSUQUETTI, A.; CAMPETTI, P. H. M.; KOCH, J. L.; TAMIOSSO, R. L. O. As relações comerciais agrícolas entre Brasil e China no período 2000-2011: perspectivas para o agronegócio brasileiro. **Nexos Econômicos**, Salvador, v. 4, p. 131-147, 2013.

MORTATTI, C. M.; MIRANDA, S. H. G.; BACCHI, M. R. P. Determinantes do comércio Brasil-China de *commodities* e produtos industriais: uma

- aplicação de VECM. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 15, n. 2, p. 311-335, 2011.
- NASCIMENTO, F. **O perfil exportador brasileiro para o BRICS no período de 2000 a 2011**. 2013. 90 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade do Vale do Rio dos Sinos, São Leopoldo, 2013.
- POSSER, D. R.; MASSUQUETTI, A. The Brazilian export profile by technological intensity. **Revista Brasileira de Economia de Empresas**, Brasília, v. 2, p. 94-108, 2014.
- SAAB, A. A.; PAULA, R. A. Mercado da China - oportunidades para o agronegócio brasileiro. **Revista de Política Agrícola**, v. 16, n. 1, p. 31-42, 2007.
- SANTETTI, M.; AZEVEDO, A. Evolução das exportações da região sul e do Brasil nos anos 2000: competitividade e perfil tecnológico. **Revista Economia e Desenvolvimento**, Santa Maria (RS), v. 1, n. 25, p. 46-63, 2013.
- SCHÜNKE, J. C.; AZEVEDO, A. F. Z. Análise da integração Brasil-União Europeia-BRICS através de um modelo de equilíbrio geral. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, Curitiba, v. 10, n. 1, p. 1-20, 2016.
- SILVA, M. G.; LIMA, D. J. P.; XAVIER, C. L. Comércio internacional e especialização tecnológica do BRICS entre os anos de 2000-2010. **Revista Economia Ensaios**, Uberlândia, v. 25, n. 2. 2011.
- SILVA, O. M.; BATISTA, J. S.; DRUMOND, R. R. BRICS: conteúdo de renda e dis(similaridade) das exportações. **Revista Economia Ensaios**, Uberlândia, v. 25, n.2. 2011.
- SONAGLIO, C. M.; ZAMBERLAN, C. O.; LIMA, J. E.; CAMPOS, A. C. Evidências de desindustrialização no Brasil: uma análise com dados em painel. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 14, n. 4, p. 347-372, 2010.
- SOUZA, T. A.; VERÍSSIMO, M. P. O papel das commodities para o desempenho exportador brasileiro. **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v. 40, n. 2, p. 79-94, 2013.
- UNITED NATIONS. UN. **Annual Total Population at Mid-Year**. Disponível em: <<http://esa.un.org/unpd/wup/DataQuery/>>. Acesso em: 29 out. 2015.
- VILELA, L. G. **Relações comerciais entre Brasil e China**: uma análise de bem-estar com base em modelo de equilíbrio geral computável. 2012. 82 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2012.

VOGEL, G.; AZEVEDO, A. Intensidade tecnológica das exportações do Brasil e de estados selecionados (2000-2010). **Revista de Administração da UFSM**, Santa Maria, v. 8, p. 26-41, 2015.

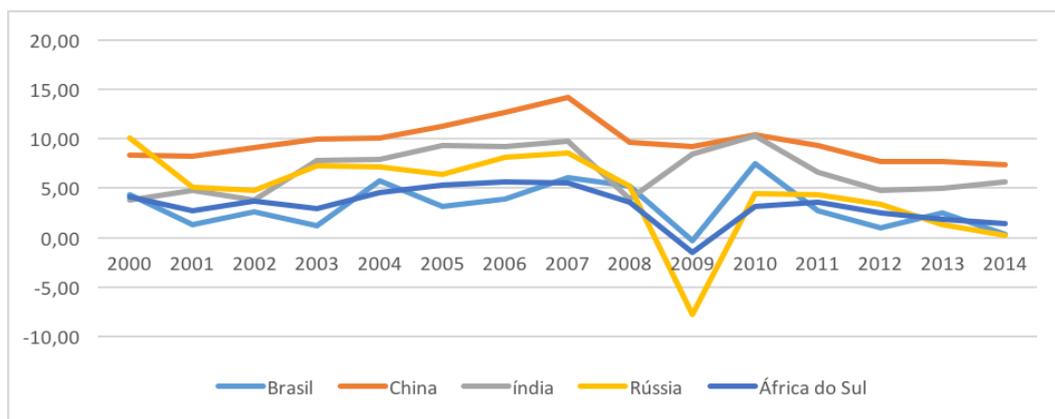
WORLD TRADE ORGANIZATION. WTO. **Estadísticas del comercio internacional 2014**. 2013. Disponível em: <[https://www.wto.org/spanish/res\\_s/statis\\_s/its2014\\_s/its14\\_toc\\_s.htm](https://www.wto.org/spanish/res_s/statis_s/its2014_s/its14_toc_s.htm)>. Acesso em: 7 abr. 2016.

## ANEXO

**Tabela A1 - População dos países integrantes do BRICS - 2000/2014**

BRICS	2000	2014	Participação na população mundial em 2014 (%)
Brasil	174.505	202.034	2,79
Rússia	146.763	142.468	1,97
Índia	1.042.262	1.267.402	17,50
China	1.280.429	1.393.784	19,24
África do Sul	44.846	53.140	0,73
Total	2.688.805	3.058.828	42,23
Mundo	6.127.700	7.243.784	100,00

Fonte: United Nations (2015).

**Figura A1 - Crescimento econômico dos países integrantes do BRICS, em % - 2000-2014**

Fonte: Elaborada pelos autores tendo como referência IMF (2016).

**Tabela A2 - Maiores exportadores e importadores de mercadorias no comércio mundial, em US\$ milhões de dólares, e % do total - 2014**

Ordem	Exportadores	Valor	Participação	Ordem	Importadores	Valor	Participação
1	China	2.342	12,3	1	Estados Unidos	2.413	12,6
2	Estados Unidos	1.621	8,5	2	China	1.959	10,3
3	Alemanha	1.508	7,9	3	Alemanha	1.216	6,4
4	Japão	684	3,6	4	Japão	822	4,3
5	Países Baixos	672	3,5	5	Reino Unido	684	3,6
6	França	583	3,1	6	França	678	3,5
7	Coreia	573	3,0	7	Hong Kong, China	601	3,1
8	Itália	529	2,8	8	Países Baixos	588	3,1
9	Hong Kong, China	524	2,8	9	Coreia	526	2,8
10	Reino Unido	506	2,7	10	Canadá	475	2,5
11	Rússia	498	2,6	11	Itália	472	2,5
12	Canadá	475	2,5	12	Índia	463	2,4
13	Bélgica	471	2,5	13	Bélgica	452	2,4
14	Cingapura	410	2,2	14	México	412	2,2
15	México	398	2,1	15	Cingapura	366	1,9
16	Emirados Árabes	360	1,9	16	Espanha	358	1,9
17	Arábia Saudita	354	1,9	17	Rússia	308	1,6
18	Espanha	325	1,7	18	Suíça	276	1,4
19	Índia	322	1,7	19	Taipei Chino	274	1,4
20	Taipei Chino	314	1,7	20	Emirados Árabes	262	1,4
21	Suíça	311	1,6	21	Turquia	242	1,3
22	Austrália	241	1,3	22	Brasil	239	1,3
23	Malásia	234	1,2	23	Austrália	237	1,2
24	Tailândia	228	1,2	24	Tailândia	228	1,2
25	Brasil	225	1,2	25	Polônia	220	1,2
26	Polônia	217	1,1	26	Malásia	209	1,1
27	Áustria	178	0,9	27	Áustria	182	1,0
28	Indonésia	176	0,9	28	Indonésia	178	0,9
29	República Checa	174	0,9	29	Arábia Saudita	163	0,9
30	Suécia	164	0,9	30	Suécia	163	0,9
31	Turquia	158	0,8	31	República Checa	152	0,8
32	Vietnã	150	0,8	32	Vietnã	149	0,8
33	Noruega	144	0,8	33	África do Sul	122	0,6
34	Qatar	132	0,7	34	Hungria	105	0,5
35	Irlanda	118	0,6	35	Dinamarca	99	0,5
36	Dinamarca	111	0,6	36	Noruega	89	0,5
37	Hungria	111	0,6	37	República Eslovaca	82	0,4
38	Kuwait	104	0,5	38	Portugal	78	0,4
39	Nigéria	97	0,5	39	Romênia	78	0,4
40	África do Sul	91	0,5	40	Finlândia	77	0,4
41	Irã	89	0,5	41	Israel	75	0,4
42	República Eslovaca	87	0,5	42	Chile	72	0,4
43	Iraque	85	0,4	43	Irlanda	71	0,4
44	Venezuela	80	0,4	44	Filipinas	68	0,4
45	Cazaquistão	78	0,4	45	Egito	67	0,4
46	Chile	76	0,4	46	Argentina	65	0,3
47	Finlândia	74	0,4	47	Colômbia	64	0,3
48	Argentina	72	0,4	48	Grécia	63	0,3
49	Romênia	70	0,4	49	Nigéria	60	0,3
50	Israel	68	0,4	50	Iraque	59	0,3
Total		17.608	93,00	Total		17.361	91,00
Mundo		19.002	100,00	Mundo		19.091	100,00

Fonte: WTO (2016).



Revista de Economia e Agronegócio - REA  
ISSN impresso: 1679-1614  
ISSN online: 2526-5539  
Vol. 15 | N. 1 | 2017

### Elano Ferreira Arruda

*Doutor em Economia, Professor do  
Departamento de Economia  
Aplicada, Universidade Federal do  
Ceará*  
E-mail: [elano@ufc.br](mailto:elano@ufc.br)

## DINÂMICA INTRARREGIONAL DA INDÚSTRIA DO SUDESTE BRASILEIRO

### RESUMO

Este estudo analisou as repercussões de curto e de longo prazo da indústria do sudeste brasileiro, utilizando dados mensais entre janeiro de 1995 e julho de 2013 e vetores de correção de erros (VEC). As elasticidades de longo prazo indicaram que os estados de São Paulo e do Rio de Janeiro apresentaram maiores efeitos de espraiamento sobre os estados de Minas Gerais e Espírito Santo e que estes também apresentaram efeitos positivos sobre crescimento industrial daqueles. Todavia, houve indícios de que existem mais efeitos de retardamento ou de rivalidade entre as indústrias de São Paulo e Rio de Janeiro e de Minas Gerais e Espírito Santo. Assim, mesmo com importantes repercussões sobre as demais regiões, o potencial de aglomeração e de efeitos de espraiamento da região Sudeste parece ainda não ter sido explorado em toda a sua extensão, uma vez que se percebe ainda certa desconexão entre os setores de atuação de alguns estados; ou seja, políticas voltadas para a expansão da indústria do Sudeste brasileiro devem considerar as evidências apresentadas nesse estudo, de modo a minimizar os efeitos de retardamento e potencializar as ações de espraiamento dentro da região, maximizando, assim, os ganhos de aglomeração e localização geográfica.

**Palavras-chave:** Dinâmica industrial; Região Sudeste; VEC.

### ABSTRACT

This paper analyzed the short and long-term relationships of the Brazilian Southeast industry by using monthly data from January 1995 to July 2013 and vector error correction models (VEC). The long-term elasticities indicated that São Paulo and Rio de Janeiro states had more spreading effects over Minas Gerais and Espírito Santo states, and they also have positive effects on industrial growth of those states. However, evidences of more backwash effect or rivalry among industries of São Paulo and Rio de Janeiro and of Minas Gerais and Espírito Santo were detected. Thus, even with a major repercussion on other regions, the potential for spillovers and spreading effects on the Brazilian Southeast region seems to have not yet been exploited in its entirety as certain disconnections between operating sectors of some states are still perceived. Thus, policies focused on Brazilian Southeast industry expansion should consider the evidences presented in this study in order to minimize the backwash effect and enhance the spreading effects within the region, so maximizing the agglomeration gains and geographic location.

**Keywords:** Industrial dynamics; Southeast region; VEC.

**JEL Code:** R10; R15; R19.

Recebido em: 14/07/2016  
Aceito em: 16/11/2016

## INTRODUÇÃO

As discussões sobre políticas de desenvolvimento em um contexto regional têm se pautado principalmente na busca pela correção dos chamados desequilíbrios regionais, pois autores como Myrdal (1963) e Willianson (1965) advertem que o crescimento regional pode ser convergente ou divergente; ou seja, existem efeitos antagônicos de retardamento, que reduzem a atividade econômica das regiões vizinhas, e de espraiamento, que promovem o crescimento de todas as economias vizinhas. A convergência ou divergência regional depende de qual efeito prevalece em longo prazo.

Nessas condições, mudanças econômicas ocasionadas por choques tecnológicos, alterações nos preços relativos, oscilações climáticas ou mudanças nas próprias políticas econômicas podem ocorrer em uma unidade econômica e afetar positiva ou negativamente as unidades vizinhas. O entendimento de como se dá a transmissão desses choques para as demais regiões/estados vizinhos é fundamental para o desenvolvimento regional, além de apontar o caminho para a correção de possíveis desequilíbrios inter e intrarregionais existentes.

O processo de industrialização no Brasil, iniciado na década de 1930, foi profundamente concentrado na região Sudeste, em virtude do seu dinamismo econômico, da flexibilidade do capital do setor cafeeiro e do maior mercado interno. Sobrinho e Azzoni (2015) mostram que o processo de desconcentração da indústria brasileira começou em 1970, tendo sido São Paulo e sua região metropolitana responsáveis por 48% e 34% do emprego industrial do país, respectivamente; em 2010, essas participações passaram a ser de, respectivamente, 30% e 14%. Crocco e Diniz (1996) destacam que, em 2010, as regiões Sul e Sudeste concentravam 76% do Valor Adicionado Bruto (VAB) da indústria, principalmente dentro dos municípios de São Paulo (SP), Belo Horizonte (MG), Uberlândia (MG), Maringá/Londrina (PR), Porto Alegre (RS), Florianópolis (SC) e São José dos Campos (SP). Para Sobrinho e Azzoni (2015), ainda que a participação relativa da região Sudeste tenha sido reduzida entre 1970 e 2010, o movimento espacial mais intenso foi na perspectiva intrarregional, produzindo a chamada “desconcentração concentrada”.

Crocco e Diniz (1996) argumentam ainda que as políticas de desenvolvimento regional, como as Superintendências do Desenvolvimento do Nordeste (Sudene) e da Amazônia (Sudam), as políticas de incentivo às exportações, as melhorias de infraestrutura, a maior integração dos mercados nacionais e a evolução tecnológica, foram as principais responsáveis por esse processo de desconcentração. Todavia, as mesmas forças que levaram a uma perda da participação relativa da região metropolitana de São Paulo na indústria brasileira canalizaram a maior parte das atividades para outras cidades também do eixo Sudeste e Sul, persistindo, assim, muitas disparidades regionais no Brasil. (SOBRINHO E AZZONI, 2015).

Diante do exposto, percebe-se a importância de serem estudadas as dinâmicas inter e intrarregionais de uma economia com dimensões continentais como o Brasil, uma vez que essa abordagem permite verificar o quanto a atividade econômica de uma região ou estado pode afetar as demais regiões ou os demais estados de uma unidade econômica. Nessa linha, Tatiwa e Arruda (2011) analisam a dinâmica inter-regional da indústria brasileira, numa análise de curto prazo, considerando as funções de impulso resposta (FIR) de um Vetor Autorregressivo (VAR) restrito. Os autores mostram que as regiões Sul e Sudeste são as que mais promovem efeitos de espraiamento no país, com a segunda se destacando por apresentar as maiores e mais persistentes repercussões sobre as demais, enquanto o Nordeste produz mais efeitos de retardamento.

Em seguida, de modo a aprofundar o exercício supracitado, Arruda e Tatiwa (2014) promovem outro estudo empírico dessas interações, agora em um contexto intrarregional. Os autores encontram uma predominância em curto prazo dos efeitos de rivalidade ou de retardamento na região Nordeste, entre Pernambuco e Ceará, e na Região Sudeste, entre Rio de Janeiro e São Paulo. Os resultados apontam ainda para a região Sul como a mais integrada em termos de repercussões da atividade industrial.

Apesar dos importantes avanços nessa abordagem, percebe-se certa limitação nessas evidências, uma vez que esses resultados se concentram apenas nas repercussões de curto prazo dos choques na indústria. Diante disso, Arruda e Damasceno (2015) e Alencar (2016) promovem exercícios econométricos mais amplos, pela aplicação de vetores de correção de erros (VEC), para as regiões Nordeste e Sul do Brasil, respectivamente. Nessa abordagem, podem ser analisadas as elasticidades de longo prazo e verificar se as evidências anteriores permanecem nesse contexto. Arruda e Damasceno (2015) observam que o Estado da Bahia produz os maiores efeitos de espraiamento para a região Nordeste, enquanto Ceará e Pernambuco parecem rivalizar entre si. Alencar (2016) observa que o Estado do Rio Grande do Sul produz maiores efeitos de espraiamento para a região Sul, enquanto Paraná e Santa Catarina rivalizam entre si.

O presente estudo pretende contribuir nessa linha ao promover um exame mais aprofundado dessas relações para a indústria do Sudeste do Brasil, estimando um vetor de correção de erros (VEC), em que se pode examinar, no mesmo sistema, as relações de curto prazo, via FIR e decomposição da variância dos erros de previsão (DV), e de longo prazo, em que se pode estimar a magnitude das elasticidades das repercussões intrarregionais dessa região; ou seja, os efeitos supracitados permanecem no longo prazo, ou apenas indicam a existência de uma assimetria no ciclo da atividade industrial da região em curto prazo? O exercício para a região Sudeste se reveste de importância, tanto por ser a região economicamente mais importante do país como pelo fato de apresentar as maiores e mais persistentes repercussões sobre as demais (TATIWA e ARRUDA, 2011).

Para tal, serão utilizados dados do índice de produção industrial, disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), para São Paulo, Rio de Janeiro, Minas Gerais e Espírito Santo, entre janeiro de 1995 e julho de 2013, e vetores de correção de erros (VEC). Além disso, serão utilizadas informações da Secretaria de Comércio Exterior do Ministério de Desenvolvimento Indústria e Comércio (SECEX/MDIC) para traçar um perfil das atividades industriais desses estados e identificar suas inter-relações.

A principal contribuição do presente estudo está em promover uma investigação da dinâmica industrial intrarregional do Sudeste Brasileiro, que possibilite a quantificação do tamanho de suas interdependências/elasticidades de longo prazo, exercício ainda não realizado, além de confirmar as evidências anteriores sobre suas relações de curto prazo, adicionando a elas os resultados da decomposição de variância do erro de previsão.

Além dessa introdução, o presente estudo tem mais quatro seções. A próxima seção se reserva a apresentar aspectos teóricos e as principais evidências empíricas que versem sobre desenvolvimento regional e aplicações para as regiões brasileiras. Em seguida, são apresentados os aspectos metodológicos, quais sejam, a descrição e a análise do banco de dados e da estratégia econométrica. A seção quatro expõe e discute os resultados e, por fim, são tecidas as considerações finais do trabalho.

## REVISÃO DE LITERATURA

### Literatura teórica

A discussão acerca do desenvolvimento econômico regional é ampla na literatura, mas ainda está longe de um consenso na teoria econômica. Em relação ao estudo sobre a teoria da localização e concentração da atividade econômica no espaço, Marshall (1890) foi o pioneiro na pesquisa e observou, considerando as zonas industriais da Inglaterra no final do século XIX, presença de externalidades que causavam vantagens competitivas que não poderiam ser obtidas, caso cada produtor atuasse individualmente. O autor declarou que, entre as principais causas do que ficou conhecido como externalidades Marshallianas, podem ser citadas a existência de condições naturais, como disponibilidade de matéria-prima, fontes de energia, custos de transporte reduzidos, e a existência prévia de demanda na região. A conjugação desses fatores propicia retornos crescentes de escala para as unidades econômicas da região.

Posteriormente, surgiram teorias antagônicas em relação ao crescimento econômico regional. A primeira linha de pensamento, defendida por autores como Myrdal (1963) e Hirschman (1975), apoia a visão divergente

do crescimento econômico regional. Por outro lado, Williamson (1965) defende que o crescimento regional é convergente.

Myrdal (1963) e Hirschman (1975) justificam suas teorias através dos fundamentos denominados “efeitos de retardamento” (*backwash effects*) e “efeitos de espraiamento” (*spread effects*). O efeito de retardamento é observado após a implementação de um incentivo à região mais industrializada. Observa-se um processo de migração da mão de obra mais qualificada das regiões vizinhas menos desenvolvidas, da população mais jovem e com maior capital humano; além disso, há também maior realocação de capital oriundo das novas oportunidades na região mais incentivada, propiciando, assim, melhorias de infraestrutura para a região mais desenvolvida. A conjugação de todos esses fatores amplia a distância entre a região mais incentivada e a menos desenvolvida. Na direção oposta, os efeitos de espraiamento referem-se às vantagens criadas pelo desenvolvimento industrial da região vizinha que foi incentivada, como, por exemplo, aumento na demanda de insumos industriais que podem ser supridos pelas localidades desfavorecidas e, ainda, os avanços tecnológicos, que beneficiam ambas as localidades. Para os autores, os efeitos de retardamento tendem a ser maiores que os de espraiamento, tornando o crescimento regional divergente.

Na linha de raciocínio oposta à supracitada, Williamson (1965) advoga em favor de uma visão convergente, na qual o crescimento econômico reduz a desigualdade. O autor argumenta que, no longo prazo, as forças de mercado eliminam as desigualdades regionais. Segundo o autor, os níveis de desigualdades tendem a ser crescentes apenas no curto prazo, todavia, após esse período, há uma reversão dos efeitos, e as desigualdades diminuem. Portanto, no curto prazo, prevalece a hipótese de divergência, ou de predominância dos efeitos de retardamento, mas em longo prazo, as ações de espraiamento tendem a ser maiores, produzindo crescimento regional convergente.

Posteriormente, surgiram modelos de crescimento regional tendo como referência a demanda por exportações. Kaldor (1970) utiliza argumentos levando em consideração a demanda agregada para explicar as diferenças na dinâmica de crescimento dos países. Para o autor, existe uma relação positiva entre o crescimento da indústria e o crescimento do produto agregado, identificando a indústria como agente propulsor do crescimento econômico. Em seguida, o autor destaca que o crescimento da indústria de transformação promove aumento na produtividade do trabalho, relação conhecida como lei de Kaldor-Verdoorn. Por fim, surgem uma terceira e uma quarta lei formuladas por Kaldor (1970), que, posteriormente, foram revisadas por Dixon e Thirlwall (1975), que atestam que, quanto maior a taxa de crescimento das exportações, maior será o crescimento do produto e, ainda, que o crescimento econômico em longo prazo não é restringido pela oferta, mas pela demanda, tornando o crescimento das exportações fundamental para o crescimento regional.

Podem ser citados, similarmente, como modelos de crescimento regional, os modelos de aglomeração e economias de escala, teorias da dependência espacial e os modelos da nova geografia econômica, que se diferenciam por incorporar a dependência espacial. Os modelos de aglomeração e economias de escala tratam do efeito de transbordamento de conhecimento e tecnologia, assim como o menor custo de transporte e transações entre regiões vizinhas, sendo Marshall (1890), Arrow (1962) e Romer (1986) os principais defensores dessa teoria. A Nova Geografia Econômica, inicialmente apresentada por Krugman (1991), tem como foco o modelo centro-periferia, que foi revisado por Krugman e Venables (1990, 1995), Venables (1996) e Fujita, Krugman e Venables (1999), em que os custos de transportes e mobilidade de fatores desempenham papel fundamental na intensidade das aglomerações industriais.

Portanto, o presente estudo se pautará na investigação do grau de integração industrial entre os estados da região Sudeste do Brasil. De acordo com as teorias econômicas revisadas, podem ser observados diversos resultados que dependem basicamente do tipo de bens produzidos e comercializados por esses estados. As interdependências entre os estados podem apontar para uma relação de abastecimento, em que os efeitos complementares ou de espraiamento industrial são superiores, ou para efeitos de rivalidade ou de retardamento, que se traduzem em crescimento regional divergente.

### **Literatura empírica**

Diversos estudos foram desenvolvidos para produzir evidências sobre a dinâmica do crescimento das regiões. Glaeser *et al.* (1992) utilizam dados de cidades e indústrias americanas, entre 1956 e 1987, para examinar as hipóteses de *knowledge spillovers* e explicar as tendências de aglomerações. A base de dados incorpora informações sobre empregos, salários e localização das companhias, e a estimação foi feita pelos modelos *cross-section* de cidade-indústria, incluindo variáveis explicativas de especialização e competição. Os resultados indicam que as externalidades de conhecimento ocorrem com maior intensidade entre indústrias diversas do que dentro do mesmo setor.

Com o intuito de investigar a dispersão geográfica do parque industrial brasileiro, Crocco e Diniz (1996) utilizam censos industriais do IBGE de 1970 a 1985, além de dados da Relação Anual de Informações Sociais – RAIS (Ministério do Trabalho) e PIB industrial, estimado pela Fundação de Economia e Estatística (FEE). Tendo como respaldo a análise das aglomerações industriais relevantes (AIRs<sup>1</sup>) em 1980, os autores observam efeitos de espraiamento da indústria espalhados pelo país, aumentando a participação do Nordeste e diminuindo a do Sudeste e a do Sul em termos

---

<sup>1</sup> IBGE: microrregiões homogêneas que, segundo os Censos Demográficos de 1970, 1980 e 1991, tinham dez mil ou mais pessoas ocupadas nas indústrias.

de AIRs. O Censo de 1991 apontou ainda para a existência de um intenso polígono industrial, com fronteiras entre Belo Horizonte (MG), Uberlândia (MG), Maringá (PR), São José dos Campos (SP), Porto Alegre (RS) e Florianópolis (SC). Os autores argumentam que o processo de desconcentração geográfica da indústria entre 1970 e 1991 não avançou nos primeiros anos da década de 1990, permanecendo inalterada a participação do polígono industrial no total do emprego industrial. Todavia, no interior do polígono, observou-se continuidade do processo de desconcentração, que se deu principalmente pela redução dos postos de trabalho em áreas industriais tradicionais.

Haddad *et al.* (2002) estimaram a matriz interestadual de insumo-produto brasileira para ano de 1996, com detalhamento para oito setores, quais sejam, Agropecuária, Indústria de Transformação, Serviços Industriais de Utilidade Pública (SIUP), Construção, Comércio, Instituições Financeiras, Administração Pública e outros serviços. Analisando os setores industriais, os autores observaram que os vazamentos de renda dos estados localizados em regiões mais pobres destinam-se, majoritariamente, para as regiões ricas, não para os estados vizinhos; já os estados mais ricos tanto absorvem mais da renda oriunda de sua produção interna como os seus vazamentos se dão na direção de estados vizinhos. O Estado de São Paulo se destaca por apresentar a maior absorção da atividade industrial interna e por ser um dos principais receptores dos vazamentos de demanda de outros estados; ou seja, existe uma intensa concentração/polarização tanto no contexto inter-regional, no Sudeste e Sul do país, como na perspectiva intrarregional, em São Paulo.

Utilizando modelos inter-regionais de equilíbrio geral computável, Perobelli e Haddad (2006a) analisaram os fluxos de exportações internas à economia brasileira de modo a simular quais as prováveis implicações do crescimento das exportações internacionais estaduais para a estrutura de interações regionais brasileiras. Os autores encontraram, entre outros resultados que: i) nas simulações com o setor industrial, as regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste apresentam uma estrutura intrarregional muito incipiente, ou seja, sua contribuição se situa abaixo da média nacional; ii) ainda considerando a indústria, observa-se a importância dos estados do Sudeste, mais precisamente Minas Gerais e São Paulo, da região Sul e do Estado da Bahia, tanto para os fluxos inter-regionais como intrarregionais; e iii) na simulação do setor industrial com o Mercosul, observa-se grande influência de São Paulo sobre todas as macrorregiões. Os autores destacam ainda que o Estado de São Paulo contribui com mais de 50% da variação percentual das exportações das demais unidades da Federação.

Perobelli e Haddad (2006b) utilizaram dados dos fluxos de comércio inter-regional (CONFAZ e IBGE) entre as 27 unidades federativas entre 1985 e 1997 para identificar a existência de *clusters* de alto comércio e de baixo comércio, numa perspectiva regional. Os autores observaram intensa heterogeneidade espacial no comércio interestadual, com o *cluster* de alto comércio localizado na porção centro-sul do país, com destaque para o estado de São Paulo; na região Norte, observou-se *cluster* de baixo

comércio; por fim, a análise intertemporal revelou que esse padrão não se modificou ao longo do período analisado, o que poderia sinalizar para um aumento das disparidades regionais no Brasil.

Perobelli, Haddad e Domingues (2006) utilizaram a matriz de insumo-produto inter-regional das 27 unidades da federação para o ano de 1996, estimada em Haddad *et al.* (2002). Os autores mostram que é possível dividir as macrorregiões brasileiras em dois grupos, quais sejam, as regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste e as regiões Sudeste e Sul. O primeiro grupo apresenta uma baixa interação inter e intrarregional, com uma profunda dependência em relação à região Sudeste; o segundo grupo é caracterizado por um alto grau de interdependência inter e intrarregionais, com destaque para São Paulo, Rio de Janeiro e Minas Gerais, no Sudeste, e Paraná e Rio Grande do Sul, no Sul; atestando, portanto, que maiores níveis de desenvolvimento podem estar relacionados com maiores níveis de interações comerciais, sobretudo no contexto intra-indústria.

Promovendo um exame de insumo-produto da distribuição interestadual de renda no Brasil, Santos e Haddad (2007) utilizaram o modelo Leontief-Miyazawa Inter-regional para a matriz interestadual brasileira de 1996. Os autores observaram forte desequilíbrio na geração de renda, em que os estados do Norte e Nordeste, por serem mais intensivos em mão de obra, são capazes de criar, por unidade monetária de demanda final, mais renda do que os do Sudeste e Sul; todavia, estes estados recebem mais renda do que aqueles pela elevada dependência para trás e para frente dos primeiros em relação a eles. Os resultados também mostram que o Estado de São Paulo é o principal destino dos vazamentos de todos os Estados, atestando seu caráter polarizador nas perspectivas inter/intrarregionais. O segundo principal receptor desses vazamentos é o Estado de Minas Gerais, enquanto o Espírito Santo se mostrou o Estado mais isolado da região Sudeste em termos de vazamentos/recepção de renda.

Marques e Fochezatto (2012) desenvolveram um estudo empírico para os estados brasileiros, com o objetivo de investigar se as disparidades regionais têm diminuído no Brasil nos últimos quarenta anos. Pela análise de *clusters*, os autores destacam que as macrorregiões Norte-Nordeste e Sul-Sudeste estão convergindo individualmente, todavia o agregado das regiões apresenta crescimento regional divergente. A região Sul se mostrou a mais integrada no estudo, uma vez que apenas os estados dessa região se mantiveram no mesmo grupo de *clusters* nos diferentes períodos analisados.

Para investigar a localização espacial da indústria de transformação brasileira, em seus aspectos de *clusterização* e concentração entre 1994 e 2009, Rezende, Campolina e Paixão (2012) utilizaram dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) e a Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE/1995). Os autores confirmam existência de uma intensa concentração da indústria nas regiões Sudeste e Sul do Brasil e aumento da formação de *clusters* no Nordeste e no Estado de

Goiás. As maiores *clusterizações* foram observadas nos estados de São Paulo, Paraná, Santa Catarina, Rio Grande do Sul e Minas Gerais.

Analisando as modificações no padrão das aglomerações industriais no Brasil entre 2003 e 2011, Saboia, Kubrusly e Barros (2014) agruparam os dados em quatro grupos, quais sejam, *commodities*, indústrias difusoras, bens duráveis e tradicionais. Os autores verificam que o emprego cresceu 54%, considerando o conjunto de indústrias de *commodities*, com destaque para a extração de minerais não metálicos (184%), seguido da extração de petróleo e serviços correlacionados (139%). As atividades industriais classificadas como difusoras/duráveis apresentaram forte crescimento do emprego no período considerado. No seu conjunto, o crescimento foi de 84%, com maior participação do setor de fabricação de máquinas de escritório e equipamentos de informática (130%) e fabricação de outros equipamentos de transportes (122%). As indústrias tradicionais são as maiores geradoras de empregos, mas no seu conjunto, foram as que obtiveram o menor crescimento no período (41%), com destaque para a fabricação de produtos de metal, exceto máquinas e equipamentos, (71%) e para a fabricação de produtos alimentícios e bebidas, (54%).

Em um amplo estudo para identificar e analisar as principais aglomerações industriais relevantes (AIRs) no Brasil, Sobrinho e Azzoni (2015) mostraram que, em 2010, a concentração industrial no Brasil ainda era muito intensa, com apenas 17 AIRs, sendo que 11 delas se encontravam nas regiões Sudeste e Sul, que concentravam 59% da produção industrial do país. Analisando a região Sudeste, os autores destacam o fato de que a aglomeração de São Paulo é responsável por 29% da produção industrial nacional, bem acima da segunda maior AIR da região, o Rio de Janeiro, com apenas 6%. A estrutura produtiva dessa região se mostrou mais diversificada e com maior intensidade tecnológica, atuando, por exemplo, na “fabricação de veículos automotores, reboques e carrocerias” em São Paulo, com 10,6% dos empregados formais da aglomeração em 2010, e Belo Horizonte (12%). A AIR de Campos dos Goytacazes destacou-se nos setores de “extração de petróleo e gás natural” e “atividades de apoio à extração de minerais”, com participações de 14,3% e 13,6%, respectivamente. Já o Rio de Janeiro se destacou em “confecções de artigos do vestuário e acessórios” (12,8%), “fabricação de produtos alimentícios” (10,5%), “fabricação de produtos de metal, exceto máquinas e equipamentos” (7,3%), e “metalurgia” (5,9%).

Os autores destacam ainda a AIR de Uberlândia, integrada à fronteira agrícola e ao agronegócio, o que pode ser visto na sua composição setorial, em que “fabricação de produtos alimentícios” ocupou 40,2% dos empregados formais, a maior em todas as AIRs, além de “fabricação de produtos químicos” (5,7%), voltada especialmente para adubos e fertilizantes, e “fabricação de coque, de produtos derivados do petróleo e de biocombustíveis” (5,6%), voltada para o biocombustível. Já a AIR de Vitória apresentou maiores características de aglomeração pura, com uma indústria bem diversificada, com “fabricação de produtos alimentícios

(15,45%), “fabricação de produtos de metal (13,16%) e fabricação de produtos de minerais não metálicos (10,28%).

No intuito de atestar aspectos teóricos macroeconômicos e regionais através de recursos estatísticos, surgiram os modelos macroeconômicos. Esses modelos inicialmente desenvolvidos seguiam a tradicional abordagem da *Cowles Commission*, e tal sistema era fundamentado por centenas de equações e distinções entre variáveis endógenas e exógenas, era estimado por mínimos quadrados ou por variáveis instrumentais. Todavia, sérias críticas foram levantadas em relação aos modelos de equações simultâneas, principalmente a crítica de Lucas, e com o surgimento de modelos vetoriais autorregressivos (VAR) de Sims (1980), aqueles recursos passaram a ser menos utilizados.

Rickman (2010) argumenta que, no que se refere aos modelos regionais, eles são construídos com base em seus congêneres nacionais e, até o presente momento, a metodologia macroeconômica tem sido subutilizada por pesquisadores da área de economia regional. Portanto, o tratamento macroeconômico, com base nos modelos DSGE e VAR/VEC globais ou VAR/VEC restritos, pode contribuir com respostas e evidências empíricas sobre os problemas inerentes a essa área.

Nesse sentido, Cromwell (1992) utiliza um modelo VAR para analisar a interação entre o estado da Califórnia e seus estados vizinhos, utilizando dados trimestrais entre 1947 e 1991. Os resultados mostraram que o estado da Califórnia tem repercussões importantes nos demais estados, sobretudo naqueles geograficamente mais próximos, e esses efeitos se mostram mais intensos no mercado de trabalho e na indústria.

Para o Brasil, o estudo de Tatiwa e Arruda (2011) apresentou pioneirismo na aplicação de modelos macroeconômicos numa perspectiva regional. O trabalho investiga a dinâmica industrial inter-regional, considerando funções de impulso-resposta extraídas de um VAR com restrições nos parâmetros. Os resultados apontam para as regiões Sudeste e Sul como as propulsoras do crescimento industrial do país, enquanto o Nordeste produz maiores efeitos de retardamento sobre as demais regiões do Brasil.

Posteriormente, visando a entender melhor a dinâmica regional brasileira, Arruda e Tatiwa (2014) analisaram a dinâmica industrial brasileira numa perspectiva intrarregional. As evidências encontradas sugerem predominância em curto prazo dos efeitos de rivalidade entre os estados do Ceará e de Pernambuco, no Nordeste, e entre os estados do Rio de Janeiro e de São Paulo, no Sudeste. Os autores desatacam ainda o Sul brasileiro como a região industrialmente mais integrada.

Buscando investigar se os efeitos de rivalidade em curto prazo observados por Arruda e Tatiwa (2014) permanecem em longo prazo, Arruda e Damasceno (2015) e Alencar (2016) utilizaram os vetores de correção de erro para examinar as dinâmicas industriais do Nordeste e Sul, respectivamente. Alencar (2016) encontrou evidências de longo prazo que

apontam para o estado do Rio Grande do Sul como o produtor de maiores efeitos de aglomeração para a região Sul, enquanto Santa Catarina parece rivalizar com o Estado do Paraná. Já Arruda e Damasceno (2015) indicam que o Estado da Bahia parece produzir os maiores efeitos positivos sobre o Nordeste, enquanto Ceará e Pernambuco apresentam maiores efeitos de retardamento entre si.

Assim, o presente estudo pretende contribuir com a literatura supramencionada, utilizando um vetor de correção de erros (VEC), de modo a examinar, além das relações de curto prazo, as elasticidades de longo prazo para a dinâmica industrial entre os estados de São Paulo, Rio de Janeiro, Minas Gerais e Espírito Santo.

## **METODOLOGIA**

### **Base de Dados**

Para o exame das repercussões de curto e longo prazo da dinâmica industrial intrarregional do Sudeste brasileiro, serão usadas informações do Índice de Produção Industrial – Indústria Geral – (IPI) em nível estadual, entre janeiro de 1995 e julho de 2013, calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), e vetores de correção de erros (VEC). As variáveis utilizadas foram:

1. LN\_IPI\_SP: Logaritmo natural do índice de produção industrial do Estado de São Paulo.
2. LN\_IPI\_RJ: Logaritmo natural do índice de produção industrial do Estado do Rio de Janeiro.
3. LN\_IPI\_MG: Logaritmo natural do índice de produção industrial do Estado de Minas Gerais.
4. LN\_IPI\_ES: Logaritmo natural do índice de produção industrial do Estado do Espírito Santo.

Com vistas a subsidiar a análise econométrica e levantar informações que possam contribuir para análises qualitativas dos resultados do modelo proposto neste estudo, procedeu-se a uma análise descritiva intrarregional da região Sudeste do Brasil sob a ótica das exportações e importações. Inicialmente, analisou-se a composição das exportações e importações do Sudeste brasileiro pela definição de fator agregado. Nesse conceito, o produto é classificado como básico ou industrializado, sendo este último grupo subdividido em semimanufaturado e manufaturado<sup>2</sup>.

---

<sup>2</sup> Os básicos são aqueles que guardam suas características próximas ao estado em que são encontrados na natureza, ou seja, com um baixo grau de elaboração. São exemplos desse

Em termos gerais, pode-se destacar a participação majoritária dos produtos industrializados na composição das importações em todos os estados que representam, em sua maioria, insumos industriais. Nas mesmas condições, considerando as exportações, percebe-se que apenas São Paulo e Minas Gerais apresentaram participações médias maiores para bens industrializados. Ao analisar a taxa de crescimento média ao ano dessas participações, percebe-se uma retração na participação de produtos da indústria nas exportações de todos os estados, com Rio de Janeiro e Espírito Santo apresentando as maiores quedas, 5,7% a.a e 4,4% a.a, respectivamente.

Em seguida, analisou-se a participação das exportações e importações por setores de contas nacionais, quais sejam: bens de capital, bens intermediários, bens de consumo e combustíveis e lubrificantes<sup>3</sup>. As informações estão sintetizadas na Tabela 2.

O Estado de São Paulo se destacou por apresentar a maior participação média de exportações de bens de capital e de equipamentos de transporte e uso industrial, 15,73% e 11,51%, respectivamente. Esses valores representam principalmente as participações das indústrias aeronáuticas e automobilísticas. Suas importações se concentram principalmente em bens de capital e insumos industriais, 32,16% e 31,10%, respectivamente, representadas principalmente por máquinas e equipamentos e combustíveis e derivados.

Considerando o Rio de Janeiro, observa-se uma participação majoritária dos combustíveis e lubrificantes tanto nas exportações como nas importações, 69,9% e 30,78%, seguida pelos insumos industriais 12,54% das exportações e 23,66% das importações.

Por fim, os estados de Minas Gerais e Espírito Santo apresentaram maiores participações de insumos industriais em sua composição de exportações, 68,52% e 86,38%, respectivamente; e de importações, 32,23% e 28,87%, respectivamente.

---

grupo minérios, produtos agrícolas (café em grão, soja em grão, carne in natura, milho em grão, trigo em grão etc.). Os produtos semimanufaturados são aqueles que ainda não estão em sua forma definitiva de uso, quer final quer intermediário, pois deverão passar por outro processo produtivo para se transformar em produto Manufaturado (ex.: açúcar em bruto ⇒ açúcar refinado; óleo de soja em bruto ⇒ óleo de soja em refinado; produtos semimanufaturados de ferro/aço ⇒ laminados planos; celulose ⇒ papel, etc.). A Tabela 1 sintetiza essas informações.

<sup>3</sup> Participação percentual em relação ao total de exportações e importações de cada estado. Utilizou-se a média dos anos 2006 a 2013.

**Tabela 1 - Evolução da composição de exportações e importações por fator agregado nos estados do Sudeste (%)**

Ano	São Paulo				Rio de Janeiro				Minas Gerais				Espírito Santo			
	Exportações		Importações		Exportações		Importações		Exportações		Importações		Exportações		Importações	
	Básicos	Indus.	Básicos	Indus.	Básicos	Indus.	Básicos	Indus.	Básicos	Indus.	Básicos	Indus.	Básicos	Indus.	Básicos	Indus.
1999	6,58	93,42	6,88	93,12	1,02	98,98	26,09	73,91	45,53	54,47	12,08	87,92	40,90	59,10	8,86	91,14
2000	5,34	94,66	6,48	93,52	10,87	89,13	29,87	70,13	42,82	57,18	15,23	84,77	34,67	65,33	10,02	89,98
2001	5,72	94,28	7,13	92,87	33,71	66,29	26,55	73,45	44,87	55,13	14,13	85,87	35,22	64,78	9,75	90,25
2002	6,75	93,25	9,56	90,44	48,63	51,37	27,90	72,10	44,93	55,07	18,35	81,65	35,95	64,05	10,35	89,65
2003	7,31	92,69	11,82	88,18	43,84	56,16	32,81	67,19	39,16	60,84	21,36	78,64	41,29	58,71	11,42	88,58
2004	9,08	90,92	13,79	86,21	35,08	64,92	44,75	55,25	38,24	61,76	22,20	77,80	45,41	54,59	8,79	91,21
2005	7,67	92,33	11,92	88,08	48,55	51,45	42,09	57,91	41,81	58,19	24,77	75,23	53,15	46,85	10,22	89,78
2006	6,24	93,76	14,19	85,81	61,67	38,33	30,10	69,90	42,75	57,25	24,58	75,42	52,41	47,59	9,60	90,40
2007	7,05	92,95	13,99	86,01	61,48	38,52	31,69	68,31	45,01	54,99	18,75	81,25	51,92	48,08	10,25	89,75
2008	8,26	91,74	11,80	88,20	70,56	29,44	34,43	65,57	46,37	53,63	21,11	78,89	54,13	45,87	16,57	83,43
2009	7,15	92,85	9,78	90,22	69,53	30,47	26,40	73,60	55,85	44,15	12,99	87,01	48,52	51,48	14,55	85,45
2010	7,82	92,18	8,27	91,73	77,02	22,98	25,71	74,29	61,44	38,56	14,40	85,60	67,24	32,76	14,22	85,78
2011	7,95	92,05	10,27	89,73	69,71	30,29	32,10	67,90	65,31	34,69	13,73	86,27	74,17	25,83	15,85	84,15
2012	8,44	91,56	8,96	91,04	67,07	32,93	28,91	71,09	60,90	39,10	12,11	87,89	71,06	28,94	11,51	88,49
2013	9,74	90,26	12,06	87,94	58,10	41,90	21,48	78,52	64,89	35,11	11,45	88,55	69,68	30,32	10,34	89,66
Média	7,41	92,59	10,46	89,54	50,46	49,54	30,73	69,27	49,32	50,68	17,15	82,85	51,72	48,28	11,49	88,51
Δ% a.a.*	2,62	-0,23	3,74	-0,38	26,96	-5,73	-1,30	0,40	2,36	-2,93	-0,36	0,05	3,55	-4,45	1,03	-0,11

Nota: \* Δ% a.a. refere-se a □ taxa de crescimento médio anual da participação do referido setor entre 1999-2013 definida por:  $\frac{[\ln(tf) - \ln(t0)]}{T} \cdot 100$ , em que  $t0$  e  $tf$  indicam a participação do setor no primeiro e u□ltimo período da amostra, respectivamente, e  $T = 15$ .

Fonte: Elaboração □o pro□pria tendo como referência dados do MDIC/Secex.

**Tabela 2 - Participação das exportações e importações dos estados do Sudeste por setores de contas nacionais (%) (média 2006–2013)**

		São Paulo		Rio de Janeiro		Minas Gerais		Espírito Santo	
		EXP	IMP	EXP	IMP	EXP	IMP	EXP	IMP
BENS DE CAPITAL	Bens de Capital	15,73	32,16	5,99	17,61	1,92	25,24	0,34	24,91
	Equipamentos de Transporte de uso industrial	11,51	0,59	1,56	2,48	1,33	6,02	0,00	5,90
BENS INTERMEDIÁRIOS	Alimentos e Bebidas destinadas à indústria	9,90	1,13	0,05	1,60	16,86	1,15	4,82	2,71
	Insumos Industriais	23,98	31,10	12,54	23,66	68,52	32,23	86,38	28,87
	Peças e Acessórios de Equipamentos de Transporte	11,08	10,74	2,27	9,45	2,81	11,66	0,02	4,65
	Bens Diversos	0,22	0,03	0,04	0,32	0,02	0,15	0,00	0,01
BENS DE CONSUMO	Bens de consumo duráveis	4,21	2,38	1,69	5,43	3,53	9,33	0,03	11,91
	Bens de Consumo não duráveis	17,32	9,65	1,86	8,67	4,88	4,18	2,26	9,95
COMBUSTÍVEIS	Combustíveis e Lubrificantes	2,62	12,23	69,93	30,78	0,08	10,10	4,62	11,10

Fonte: Elaboração própria tendo como referência dados da SECEX/MDIC

## Estratégia econométrica

Para a análise das repercussões de curto e de longo prazo de um choque na atividade industrial num contexto intrarregional para o Sudeste do Brasil, será usada a análise de cointegração multivariada nos moldes propostos por Johansen (1988).

Sob a ótica das relações econômicas, duas ou mais séries são ditas cointegradas se apresentarem um comovimento ao longo do tempo e se suas diferenças forem estacionárias, ainda que cada série em particular seja não estacionária. Noutros termos, a cointegração aponta para a existência de um equilíbrio em longo prazo da relação entre essas variáveis. Portanto, a análise de cointegração é uma ferramenta adequada para o exame das relações investigadas nesse estudo. Do lado operacional, duas ou mais séries que são, por exemplo, integradas de ordem 1,  $I(1)$ , e, portanto, não estacionárias, são consideradas cointegradas se existir uma combinação linear delas que seja estacionária,  $I(0)$ , sendo o vetor que propicia essa série  $I(0)$  chamado de vetor de cointegração.

Portanto, quando as variáveis não são  $I(0)$ , o vetor de resíduos pode não ser estacionário e a estimação por mínimos quadrados pode levar a resultados espúrios. Assim, é necessário certificar-se de que os resíduos do sistema de equações a estimar são estacionários ou, ainda, se podem ser estacionarizados, de modo a tornar possível a estimação. Logo, se um vetor de variáveis  $Y_t$  apresentar um equilíbrio de longo prazo<sup>4</sup>, é possível encontrar uma combinação linear entre esse vetor e um vetor  $\beta$ , denominado vetor de cointegração, de modo que os resíduos do sistema sejam estacionários. Em resumo, a cointegração existe se for possível encontrar variáveis  $Z_t = \beta' Y_t$  tal que  $Z_t$  seja  $I(0)$ .

Em se verificando a cointegração entre as variáveis, faz-se uso de uma versão aprimorada dos vetores autorregressivos (VAR) de modo que os desvios de longo prazo sejam corrigidos a uma velocidade adequada, representada pelo vetor correção de erros  $\alpha$ ; daí a razão pela qual o método ficou conhecido como vetores de correção de erros (VEC), representado pela equação 1. Com essa técnica, é possível analisar as dinâmicas de curto e de longo prazo das variáveis do sistema. O comportamento de longo prazo é representado pela matriz  $\Pi$ , que é uma combinação linear do vetor de correção de erros e do vetor de cointegração<sup>5</sup>, isto é,  $\Pi = \alpha\beta'$ , e a dinâmica curto prazo é representada pela matriz  $\Gamma$ . Assim, nos moldes de Lütkepohl e Krätzig (2004), um VEC(p) pode ser representado por:

---

<sup>4</sup> São cointegradas.

<sup>5</sup> Vale destacar que, nos resultados, têm-se os vetores de cointegração estimados e normalizados para a variável de produção industrial do estado em análise. Portanto, é importante destacar que os sinais das relações de longo prazo devem ser interpretados de forma inversa.

$$\Delta Y_t = v_0 + \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (1)$$

em que o vetor  $Y_t$  inclui as variáveis de produção industrial, em logaritmos, dos estados de São Paulo (LN\_IPI\_SP), Rio de Janeiro (LN\_IPI\_RJ), Minas Gerais (LN\_IPI\_MG) e Espírito Santo (LN\_IPI\_ES).

Portanto, a estratégia econométrica inicial consiste na análise da ordem de integração das séries. Para tal, serão usados os testes de Dickey-Fuller aumentado (ADF) e de Phillips e Perron (PP), que têm a presença de raiz unitária como hipótese nula e, de modo a complementar esses resultados e fornecer evidências robustas, também será utilizado o teste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS), cuja hipótese nula é a de estacionariedade. Caso as séries sejam não estacionárias, procede-se à análise de cointegração sugerida por Johansen (1988), utilizando-se dos testes do traço e do máximo autovalor, que indicam a existência de relação de longo prazo entre as variáveis e a quantidade de vetores de cointegração. Após a identificação dos vetores de cointegração, procede-se à estimação do VEC.

A análise das relações de curto prazo será feita considerando o exame da decomposição da variância dos erros de previsão (DV) e das funções de impulso resposta (FIR) do modelo VAR estimado, em sua versão generalizada. A principal justificativa para o uso deste recurso é o fato de a FIR generalizada não variar se houver reordenação de variáveis no VAR. Lütkepohl (1991) argumenta que o método tradicional para a análise das FIR aplica a “hipótese da ortogonalidade”, o que, conseqüentemente, faz com que o resultado dependa da ordenação das séries no VAR. Koop, Pesaran e Potter (1996) e Pesaran e Shin (1998) desenvolveram a função impulso-resposta generalizada como forma de eliminar o problema de ordenação das variáveis no VAR. Para Ewing (2003), as principais vantagens potenciais na aplicação desse método são: (i) a FIR generalizada fornece resultados mais robustos do que o método ortogonalizado; e (ii) devido ao fato de a ortogonalidade não ser imposta, a FIR generalizada permite uma interpretação mais acurada da resposta inicial a cada choque causado por uma variável sobre as demais. Já as relações de longo prazo serão extraídas da análise dos vetores de cointegração, que são estimativas das elasticidades de longo prazo.

Em suma, a estratégia econométrica empregada nesse estudo pode ser assim resumida: após uma criteriosa análise da ordem de integração das séries e a verificação de existência de cointegração entre as variáveis em estudo, proceder-se-á à estimação de um VEC, de onde serão extraídas as repercussões de curto e de longo prazo examinadas nesse trabalho.

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

Para investigar as interações de curto e de longo prazo da atividade industrial do sudeste brasileiro, inicialmente procedeu-se a uma análise da

ordem de integração das séries, com vistas a examinar a aplicabilidade do procedimento de Johansen (1988). Os testes ADF, Phillips-Perron (PP) e KPSS foram aplicados em nível e em primeira diferença e seus resultados estão na Tabela 3.

**Tabela 3 - Resultados dos testes de raiz unitária**

VARIÁVEL		ADF	PP	KPSS
LN_IPI_SP	Nível	-1,08 [-2,87]	-2,15 [-2,87]	2,18 [0,46]
	Primeira diferença	-5,54* [-2,87]	-25,02* [-2,87]	0,07* [0,46]
LN_IPI_RJ	Nível	-1,28 [-2,87]	-1,85 [-2,87]	2,10 [0,46]
	Primeira diferença	-8,04* [-2,87]	-41,02* [-2,87]	0,12* [0,46]
LN_IPI_MG	Nível	-1,20 [-2,87]	-2,44 [-2,87]	2,08 [0,46]
	Primeira diferença	-4,80* [-2,87]	-23,86* [-2,87]	0,06* [0,46]
LN_IPI_ES	Nível	-0,91 [-2,87]	-1,64 [-2,87]	2,13 [0,46]
	Primeira diferença	-5,33* [-2,87]	-21,97* [-2,87]	0,05* [0,46]

Notas: Valor crítico do teste ao nível de significância 5% entre colchetes. Vale ressaltar que a hipótese nula dos testes ADF e PP é a de que as séries têm raiz unitária, enquanto no KPSS é a de que as séries são estacionárias. \*Estacionária aos níveis usuais.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Os resultados indicam que todas variáveis utilizadas no presente estudo são integradas de ordem um,  $I(1)$ . Após essa constatação, procedeu-se à análise dos testes de traço e de máximo autovalor para verificar a existência de cointegração entre essas variáveis. Os resultados estão sintetizados na Tabela 4 e apontam para a existência de um vetor de cointegração, ou relação de longo prazo, entre as variáveis propostas. Além disso, o critério de Schwarz indicou três como o número ótimo de defasagens do VAR. As subseções seguintes apresentam e discutem os resultados para as dinâmicas de longo e de curto prazos.

**Tabela 4 - Testes de traço e de máximo autovalor**

N. de vetores de cointegração	Autovalor	Estatística Teste do Traço	Valor crítico Teste do Traço	Valor-p
Nenhum	0,15	63,49	47,86	0,00
No máximo 1	0,03	17,83	29,80	0,57
No máximo 2	0,02	8,34	15,49	0,42
N. de vetores de cointegração	Autovalor	Estatística Máximo Autovalor	Valor crítico Máximo Autovalor	Valor-p
Nenhum	0,15	45,66	27,58	0,00
No máximo 1	0,03	9,48	21,13	0,79
No máximo 2	0,02	6,60	14,26	0,53

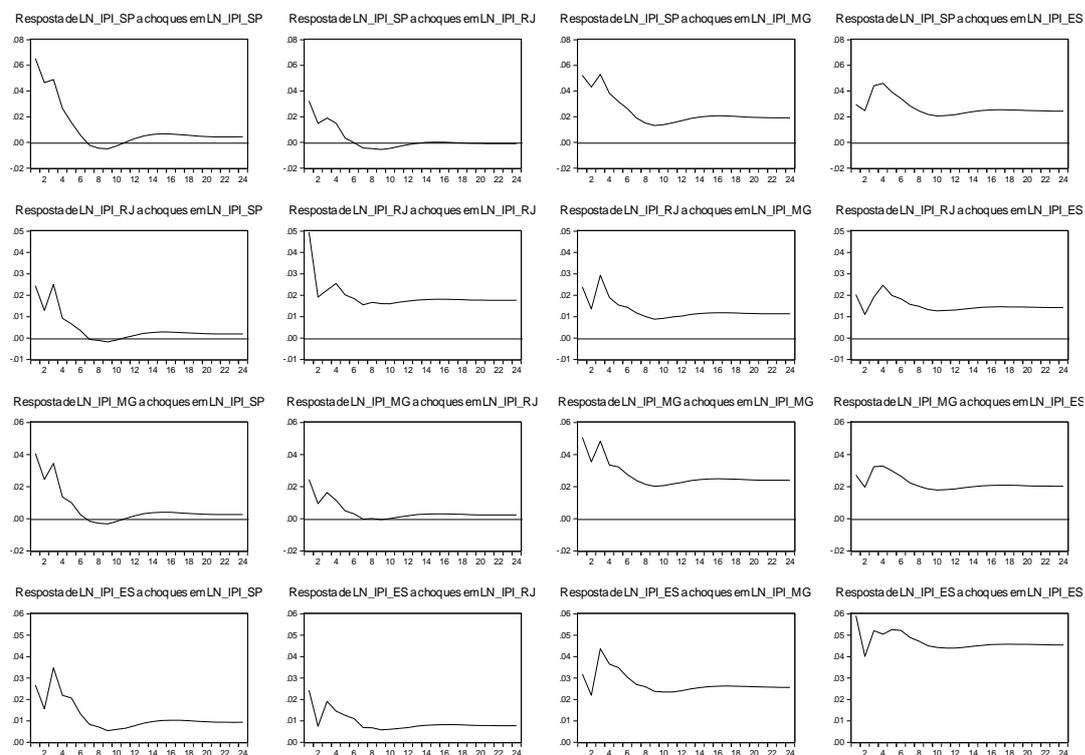
Fonte: Resultados da pesquisa.

### Dinâmica de curto prazo

As repercussões de curto prazo da atividade industrial da região Sudeste do Brasil serão examinadas através da análise das funções de impulso resposta (FIR) e da decomposição de variância do erro de previsão (DV). Vale lembrar que, com vistas a eliminar o problema de ordenação de variáveis no VAR, será utilizada a FIR generalizada.

Vale destacar, à luz do levantamento teórico realizado, que se a resposta das FIR for positiva, há indícios de que os efeitos de espraiamento (ou de dinâmica industrial complementar) se sobrepõem aos de retardamento (ou de rivalidade), produzindo crescimento regional convergente, nos moldes de Willianson (1965); por outro lado, em caso de resposta negativa, os efeitos de retardamento são superiores e há divergência no crescimento da região (MYRDAL, 1963; HIRSCHMAN, 1975). Todavia, como destacado anteriormente, as FIR representam evidências de curto prazo; ou seja, seus resultados devem ser examinados com cautela. Em seguida, as relações de longo prazo atestarão, ou não, esses achados.

A Figura 1 apresenta uma síntese dos gráficos das FIR. A primeira coluna de gráficos representa as respostas da indústria de SP, RJ, MG e ES a choques na atividade industrial de São Paulo. A segunda apresenta resultados semelhantes para impulsos no Rio de Janeiro. A coluna seguinte descreve tais repercussões considerando os choques em Minas Gerais e, por fim, a última coluna reflete essas evidências para choques no Estado do Espírito Santo.



**Figura 1 - Funções de impulso resposta generalizadas**

Fonte: Resultados da pesquisa.

Os gráficos revelam que um choque na atividade industrial do Estado de São Paulo repercute de forma positiva sobre todos os demais estados da região, com Minas Gerais apresentando a maior resposta inicial. Essas evidências confirmam os resultados observados por Haddad *et al.* (2002), Perobelli e Haddad (2006a), Santos e Haddad (2007) e Sobrinho e Azzoni (2015), que destacam o caráter polarizador das repercussões intrarregionais da região Sudeste no Estado de São Paulo. A maior resposta de Minas Gerais pode estar associada à sua forte ligação na fabricação de veículos automotores, reboques e carrocerias, juntamente com o Estado de São Paulo; ou seja, consequência de maiores economias de aglomeração em *clusters* de alto valor agregado (SOBRINHO e AZZONI, 2015).

Nas mesmas condições, se o choque ocorresse no Rio de Janeiro, as repercussões também seriam inicialmente positivas para todos os estados. Vale destacar que, apesar de responder de forma positiva num primeiro momento, a resposta do Estado de São Paulo se torna negativa após o quinto mês e permanece assim até que o efeito se dissipe. Autores como Perobelli, Haddad e Domingues (2006) e Sobrinho e Azzoni (2015) destacam que o Rio de Janeiro é a segunda maior fonte de produção industrial da região, destacando-se mais em setores como extração de petróleo e gás natural, atividades de apoio à extração de minerais, confecções de artigos do vestuário e acessórios e fabricação de produtos alimentícios e, portanto, sem maiores interdependências com o Estado de

São Paulo. Além disso, Arruda e Tatiwa (2014) também encontram FIR com respostas negativas entre as indústrias de São Paulo e Rio de Janeiro.

Por fim, choques na dinâmica industrial de Minas Gerais e Espírito Santo repercutem positivamente sobre todos os estados da região, com o Estado de São Paulo recebendo a maior repercussão em ambos os choques. O estado de Minas Gerais só apresentou impactos iniciais inferiores aos de São Paulo, evidência que, nos moldes expostos por Santos e Haddad (2007), pode ser explicada pelo fato de esse Estado ser o segundo mais importante em termos de recepção de vazamentos de demanda do Brasil. O estado do Espírito Santo se mostrou o que menos interfere, em termos de magnitude da resposta na indústria, no Sudeste brasileiro. Autores como Santos e Haddad (2007) e Sobrinho e Azzoni (2015) advertem para o caráter periférico da indústria desse Estado em termos de relações intrarregionais.

Em suma, as FIR parecem indicar a existência de efeitos iniciais positivos na interação da indústria nos estados do Sudeste brasileiro. Entretanto, a partir do quinto mês, os gráficos parecem indicar certa rivalidade ou concorrência entre São Paulo e Rio de Janeiro ou, ainda, uma assimetria nos ciclos industriais desses estados. Vale destacar que Arruda e Tatiwa (2014) encontraram evidências que também apontam para a existência desse efeito concorrência, rivalidade ou retardamento, entre São Paulo e Rio de Janeiro. As relações de longo prazo discutidas na subseção seguinte poderão confirmar se esse efeito permanece no longo prazo. Do ponto de vista teórico, a existência de efeitos de rivalidade superiores aos de espraiamento intrarregional reflete um modelo de desenvolvimento regional concentrador/polarizador, que produz um crescimento regional divergente e, como mostram Haddad *et al.* (2002), Tatiwa e Arruda (2011) e Sobrinho e Azzoni (2015), a região Sudeste é a que apresenta as maiores repercussões inter-regionais, todavia essa rivalidade interna pode minimizar os ganhos das demais regiões, uma vez que a potencialidade das economias de aglomeração do Sudeste pode não estar sendo plenamente explorada.

Ainda numa perspectiva de curto prazo, procedeu-se a análise da Decomposição de Variância do Erro de Previsão (DV). A Tabela 5 apresenta a DV para o Estado de São Paulo. Os resultados indicam que, para previsões de 5 períodos à frente, a variância de seu erro de previsão é explicada em cerca de 18% pela dinâmica industrial de Minas Gerais e em 15,4% pela do Espírito Santo, e essas participações majoritárias permanecem para previsões de 24 períodos à frente com 46,6% e 26%, respectivamente; ou seja, as oscilações da atividade industrial paulista estão fortemente relacionadas com os movimentos da indústria de Minas Gerais e Espírito Santo. Autores como Rezende, Campolina e Paixão (2012) observam que as maiores *clusterizações* dessa região são observadas em São Paulo e Minas Gerais e, ainda, Sobrinho e Azzoni (2015) destacam que a forte diversificação da indústria no Espírito Santo favorece sua interação com o Estado de São Paulo.

**Tabela 5 - Decomposição de variância - São Paulo (%)**

Variáveis	LN_IPI_SP			
	LN_IPI_SP	LN_IPI_RJ	LN_IPI_MG	LN_IPI_ES
5	65,49	1,03	18,06	15,42
10	42,68	0,93	34,88	21,51
15	35,37	0,99	40,27	23,37
24	26,35	1,02	46,64	25,99

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nas mesmas condições, a DV para o Rio de Janeiro mostra que, para previsões de 5 períodos à frente, 27% e 11,1% de suas variações são explicadas, respectivamente, pela produção industrial de São Paulo e Minas Gerais (Tabela 6). Entretanto, a partir de um horizonte de 10 períodos à frente, a maior participação passa a ser de Minas Gerais, sendo que, para 24 períodos adiante, a variância do erro de previsão da atividade industrial do Rio de Janeiro passa a ser explicada em cerca de 24,21% e 9,3% por variações em Minas Gerais e São Paulo, respectivamente. Portanto, a dinâmica da indústria do Rio de Janeiro parece receber influências maiores da atividade industrial de Minas Gerais e de São Paulo. A maior participação de Minas Gerais na DV do Rio de Janeiro pode ser explicada pela sua importante atuação na extração de petróleo e gás natural, em atividades de apoio à extração de minerais e na fabricação de produtos alimentícios e derivados do petróleo/biocombustíveis (SOBRINHO e AZZONI, 2015).

**Tabela 6 - Decomposição de variância - Rio de Janeiro (%)**

Variáveis	LN_IPI_RJ			
	LN_IPI_SP	LN_IPI_RJ	LN_IPI_MG	LN_IPI_ES
5	27,07	56,23	11,10	5,60
10	17,07	55,44	20,07	7,42
15	13,12	57,55	21,96	7,37
24	9,29	58,85	24,21	7,65

Fonte: Resultados da pesquisa.

A Tabela 7 destaca os resultados da DV para o Estado de Minas Gerais. As evidências indicam que, num horizonte de 5 períodos à frente, as

oscilações de sua produção industrial são explicadas em cerca de 35,45% pela dinâmica industrial de São Paulo e em 7,26% pela dinâmica do Espírito Santo e esses estados permanecem com maiores repercussões para previsões de 24 períodos à frente, com 9,7% e 8,3%, respectivamente. Os resultados mostram maior independência desse estado, com participação importante apenas do Estado de São Paulo, aquele que, conforme Haddad *et al.* (2002), Perobelli e Haddad (2006a) e Santos e Haddad (2007), se destaca como o maior difusor e canalizador da atividade industrial dentro da região.

**Tabela 7 - Decomposição de variância - Minas Gerais (%)**

Variáveis	LN_IPI_MG			
	LN_IPI_SP	LN_IPI_RJ	LN_IPI_MG	LN_IPI_ES
5	35,45	0,64	56,64	7,26
10	19,32	0,40	71,77	8,51
15	14,38	0,32	77,06	8,24
24	9,75	0,25	81,70	8,30

Fonte: Resultados da pesquisa.

Por fim, analisou-se a DV para o Estado do Espírito Santo. Os resultados estão sintetizados na Tabela 8.

**Tabela 8 - Decomposição de variância - Espírito Santo (%)**

Variáveis	LN_IPI_ES			
	LN_IPI_SP	LN_IPI_RJ	LN_IPI_MG	LN_IPI_ES
5	21,26	1,33	21,56	55,85
10	11,84	0,93	29,13	58,10
15	9,22	0,81	31,02	58,95
24	7,23	0,70	32,55	59,52

Fonte: Resultados da pesquisa.

As evidências apontam para uma maior participação da atividade industrial de Minas Gerais e de São Paulo, respectivamente, sobre a indústria do Espírito Santo (Tabela 8). Para previsões de 5 e 24 períodos à

frente, a variância de seu erro de previsão é explicada em 21,56% e 32,55%, respectivamente, por Minas Gerais, e 21,26% e 7,23% pelo Estado de São Paulo. Assim, as variações de curto prazo na indústria do Espírito Santo parecem estar mais associadas a variações da produção industrial de Minas Gerais e São Paulo, respectivamente; ou seja, os estados que, de acordo com Rezende, Campolina e Paixão (2012), apresentaram as maiores *clusterizações* dentro dessa região.

Em suma, os resultados de curto prazo fornecidos pelas FIR e pela DV parecem indicar que: i) a produção industrial de São Paulo parece estar mais ligada à de Minas Gerais e Espírito Santo; ii) a indústria do Estado do Rio de Janeiro se mostra mais afetada por São Paulo e Minas Gerais; iii) a dinâmica industrial de Minas Gerais parece mais interligada com a do Estado de São Paulo; e iv) a produção industrial do Espírito Santo recebe maiores repercussões dos estados de Minas Gerais e São Paulo. Assim, pode-se concluir que o modelo de desenvolvimento da indústria do Sudeste brasileiro apresenta um caráter concentrador/polarizador nos estados de São Paulo e Minas Gerais, enquanto o Estado do Espírito Santo apresenta um papel periférico/coadjuvante na distribuição da atividade industrial, num contexto intrarregional. Essas evidências confirmam os achados de Arruda e Tatiwa (2014) e Perobelli *et al.* (2010), além de ratificar a hipótese de desconcentração concentrada de Crocco e Diniz (1996) e Sobrinho e Azzoni (2015).

### Dinâmica de longo prazo

As relações de longo prazo entre as produções industriais dos estados do Sudeste brasileiro serão examinadas com base no vetor de cointegração estimado. Os resultados estão sintetizados na Tabela 9.

**Tabela 9 - Relações de longo prazo**

Variáveis	LN_IPI_SP	LN_IPI_RJ	LN_IPI_MG	LN_IPI_ES
LN_IPI_SP	1,00 [-]	0,29 [2,90]	-0,52 [-4,45]	-0,40 [-3,96]
LN_IPI_RJ	3,41 [7,63]	1,00 [-]	-1,76 [-2,97]	-1,37 [-5,19]
LN_IPI_MG	-1,94 [-11,34]	-0,57 [-2,87]	1,00 [-]	0,77 [4,31]
LN_IPI_ES	-2,50 [-7,38]	-0,73 [-3,67]	1,29 [3,15]	1,00 [-]

Nota: Relações de longo prazo para as variáveis descritas nas linhas da tabela. Estatística t entre colchetes.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Deve-se observar que os valores dos coeficientes estimados estão normalizados para a variável em questão, indicada pela linha da Tabela 6, e que seus sinais devem ser interpretados de forma inversa. Em termos gerais, todos os coeficientes estimados foram estatisticamente significantes aos níveis usuais.

As repercussões de longo prazo indicam que aumentos de 1% na produção industrial de Minas Gerais e do Espírito Santo repercutem, respectivamente, em incrementos de 0,5% e 0,4% na atividade industrial do Estado de São Paulo. Todavia, majorando em 1% a produção industrial do Rio de Janeiro, tem-se um impacto negativo na indústria de São Paulo da ordem 0,29%.

Para o Estado do Rio de Janeiro, as repercussões de longo prazo de aumentos de 1% na produção industrial de Minas Gerais e Espírito Santo foram positivas e elásticas na ordem de 1,76% e 1,37%, respectivamente. Nas mesmas condições, se o incremento ocorrer na atividade industrial de São Paulo, a produção industrial do Rio de Janeiro é reduzida em 3,41%.

As relações de longo prazo indicam ainda que incrementos de 1% na produção industrial dos estados de São Paulo e Rio de Janeiro apresentam impactos positivos da ordem de 1,94% e 0,57%, respectivamente, sobre a indústria de Minas Gerais. Essa repercussão é negativa em 0,77% ao majorar em 1% a produção industrial do Estado do Espírito Santo.

Por fim, aumentos de 1% na produção da indústria dos estados de São Paulo e do Rio de Janeiro apresentam repercussões positivas da ordem de 2,5% e 0,73%, respectivamente, sobre a atividade industrial do Espírito Santo. Nas mesmas condições, se o aumento ocorrer na indústria de Minas Gerais, a produção industrial do Espírito Santo é reduzida em 1,29%.

Portanto, as evidências de longo prazo confirmam que a indústria do Estado de São Paulo apresenta as repercussões mais elásticas sobre as indústrias dos demais estados. Esse resultado pode ser justificado pela Tabela 1, que revela ser este o Estado com maior participação de bens industrializados em sua pauta de exportações; e pela Tabela 2, que mostra que São Paulo detém a maior concentração de bens de capital em sua indústria, revelando sua atuação em setores de maior valor agregado. Haddad *et al.* (2002), Perobelli, Haddad e Domingues (2006) e Sobrinho e Azzoni (2015) argumentam a existência de forte concentração/polarização da atividade industrial da região Sudeste no Estado de São Paulo, atribuindo a este Estado o papel de locomotiva do crescimento da região.

Os resultados parecem confirmar também a existência de um efeito rivalidade ou concorrência entre a indústria dos estados de São Paulo e Rio de Janeiro. Esta evidência confirma os resultados de Arruda e Tatiwa (2014), que argumentam que as ações de retardamento superam os efeitos de espraiamento na relação entre as indústrias desses estados. E, ainda, apesar de os indícios de curto prazo desse trabalho apontarem para transbordamentos positivos entre as indústrias de Minas Gerais e Espírito

Santo, a relação de longo prazo mostra que esse efeito se dá apenas no curto prazo, uma vez que esta relação indica repercussões negativas entre esses estados no longo prazo. De fato, as Tabelas 1 e 2 mostram que esses estados atuam em setores semelhantes, sendo, portanto, concorrentes entre si; ou seja, um aumento na atividade industrial de um deles pode representar uma redução da demanda por insumos do outro, promovendo, assim, uma retração na atividade industrial do vizinho.

Nesse sentido, uma vez que Crocco e Diniz (1996), Haddad *et al.* (2002), Tatiwa e Arruda (2011) e Sobrinho e Azzoni (2015) advertem que a região Sudeste é a locomotiva da atividade econômica do país e a responsável pelas maiores repercussões inter-regionais, essa aparente rivalidade entre São Paulo e Rio de Janeiro e entre Minas Gerais e Espírito Santo pode estar contribuindo para um crescimento intrarregional divergente nessa região, nos moldes de Myrdal (1963) e Hirschman (1975), e, portanto, o potencial das repercussões dessa região na atividade industrial do país pode estar sendo subutilizado; ou seja, ainda há margem para aumentar a integração industrial do Sudeste brasileiro e potencializar seus transbordamentos regionais.

## CONCLUSÕES

O presente estudo analisa a dinâmica intrarregional da indústria no Sudeste brasileiro, pela utilização de informações entre janeiro de 1995 e julho de 2013 e de vetores de correção de erros (VEC), com vistas a examinar o grau de interdependência de seus estados e se o crescimento dessa região tem sido convergente, no sentido de que as repercussões de espraiamento sejam superiores às de rivalidade, nos moldes de Williamson (1965); ou se os efeitos de retardamento superam os efeitos de espraiamento, produzindo crescimento regional divergente como em Myrdal (1963) e Hirschman (1975).

Em termos gerais, os resultados das FIR confirmam que o Estado de São Paulo apresenta as maiores e mais persistentes repercussões sobre os demais estados da região, confirmando as evidências apresentadas por Haddad *et al.* (2002), Perobelli, Haddad e Domingues (2006) e Sobrinho e Azzoni (2015) de que esse Estado pode ser considerado a locomotiva da atividade industrial da região e de que há uma intensa polarização/centralização da indústria do Sudeste no Estado de São Paulo. O Estado de Minas Gerais também se destacou em termos de repercussões intrarregionais, se mostrando o segundo estado mais importante na dinâmica industrial da região. Santos e Haddad (2007) também destacam a participação de Minas Gerais nas interações inter e intrarregionais. E, ainda, as evidências também apontam para o caráter periférico do Estado do Espírito Santo na dinâmica industrial dessa região, confirmando interpretações de Crocco e Diniz (1996) e Sobrinho e Azzoni (2015).

As evidências da DV mostram que a indústria paulista está mais interligada às indústrias de Minas Gerais e Espírito Santo. Rezende, Campolina e Paixão (2012) destacam as fortes interdependências entre São Paulo e Minas Gerais em termos de *clusterização*. E, ainda, Sobrinho e Azzoni (2015) mostram que a indústria no Espírito Santo se mostra bem diversificada, o que favorece suas relações com São Paulo. A DV da dinâmica industrial de Minas Gerais revela que esse Estado apresenta maior independência em relação aos demais, estando mais conectado apenas com o Estado de São Paulo. Conforme Haddad *et al.* (2002) e Perobelli e Haddad (2006a), essa relação se dá mais pelo protagonismo de São Paulo na região, uma vez que ele se apresenta como o maior difusor e canalizador da atividade industrial dentro da região.

Ainda em termos de DV, a produção industrial do Espírito Santo recebe maiores influências dos estados de Minas Gerais e São Paulo. Crocco e Diniz (1996) e Sobrinho e Azzoni (2015) destacam o caráter coadjuvante desse estado em termos de crescimento regional, mais dependente daqueles com maiores repercussões intrarregionais. Por fim, a produção industrial do Estado do Rio de Janeiro é mais afetada por Minas Gerais. Conforme Sobrinho e Azzoni (2015), a atuação destacada desses estados em setores como extração de petróleo e gás natural e atividades de apoio à extração de minerais revela certa complementaridade entre suas indústrias.

As evidências de longo prazo confirmam que o Estado de São Paulo apresenta as maiores elasticidades, seguido de Minas Gerais; ou seja, esses estados são os protagonistas das maiores repercussões intrarregionais no Sudeste brasileiro. Santos e Haddad (2007), Rezende, Campolina e Paixão (2012) e Sobrinho e Azzoni (2015) também apresentam evidências nessa direção. Entretanto, há indícios de maiores efeitos de retardamento entre as indústrias de São Paulo e Rio de Janeiro e entre as de Minas Gerais e Espírito Santo. Arruda e Tatiwa (2014) encontram evidências que confirmam a existência de maiores efeitos de rivalidade entre esses estados; ou seja, nos moldes de Myrdal (1963) e Hirschman (1975), essas elasticidades negativas podem contribuir para um crescimento intrarregional divergente no Sudeste brasileiro.

Assim, pode-se concluir que, apesar de Crocco e Diniz (1996), Haddad *et al.* (2002), Tatiwa e Arruda (2011) e Sobrinho e Azzoni (2015) apontarem para a região Sudeste como a grande propulsora da atividade econômica no contexto inter-regional do país, a existência de efeitos de rivalidade no contexto intrarregional pode ser um indicativo de que seu potencial de aglomeração e de espraiamento está subutilizado. Noutros termos, ainda há espaço para aumentar as relações intrarregionais no Sudeste brasileiro, de modo a potencializar seus transbordamentos inter-regionais.

## REFERÊNCIAS

- ALENCAR, A. P. **Dinâmicas de Curto e de Longo Prazo na Indústria da Região Sul do Brasil**. Monografia (Graduação em Ciências Econômicas) - Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade, Universidade Federal do Ceará - Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2016.
- ARROW, K. J. The economic implications of learning by doing. **Review of Economic Studies**, v. 29, n. 3, p. 155-173, 1962.
- ARRUDA, E. F.; DAMASCENO, V. C. Relações de Curto e Longo Prazo na Indústria do Nordeste Brasileiro. **Revista Ciências Administrativas**, v. 21, n. 1, 2015.
- ARRUDA, E. F.; TATIWA, R. Dinâmica Intrarregional do Brasil: Quem dirige o crescimento industrial das regiões brasileiras? **Economia Aplicada**, v. 18, n. 2, p. 243-270, 2014.
- CROMWELL, B. A. Does California Drive the West? An Econometric Investigation of Regional Spillovers. **Economics Review Federal Reserve of San Francisco**, n. 2, p. 12-23, 1992.
- CROCCO, M. A.; DINIZ, C. C. Reestruturação econômica e impacto regional: o novo mapa da indústria brasileira. **Nova Economia**, v. 6, n. 1, p. 77-103, 1996.
- DIXON, R.; TRILWALL, A. A. Model of Regional Growth-Rate Differences on Kaldorian Lines. **Oxford Economic Papers**, v. 21, n. 2, July 1975.
- EWING, B. T. The response of the default risk premium to macroeconomic shocks. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, v. 43, n. 2, p. 261-272, 2003.
- FUJITA, M.; KRUGMAN, P. R.; VENABLES, A. J. **The Spatial Economy, Cities, Region and International Trade**, MIT Press, Cambridge, MA, 1999
- GLAESER, E. L.; KALLAL, H.; SHEINKMAN, J.; SCHLEIFER, A. Growth in cities. **Journal of Political Economy**, v. 100, p. 1126-1152, 1992.
- HADDAD, E., AZZONI, C.; DOMINGUES, E.; PEROBELLI, F. Macroeconomia dos Estados e Matriz Interestadual de Insumo-Produto. **Economia Aplicada**, vol. 6, n. 4, p. 875-895, out/dez, 2002.
- HIRSCHMAN, A. **The Strategy of Economic Development**. Yale University Press, 1975.
- JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, 1988.
- KALDOR, N. The Case for Regional Policies. **Scottish Journal of Political Economy**. v. 17, n. 3, p. 337-348, Nov, 1970.

KOOP, G.; PESARAN, M. H.; POTTER, S. M. Impulse response analysis in non-linear multivariate models. **Journal of Econometrics**, v. 74, n. 1, p. 119-147, 1996.

KRUGMAN, P. **Geography and Trade**. MIT Press, Cambridge, MA, 1991.

KRUGMAN, P. R.; VENABLES, A. J. Integration and the competitiveness of peripheral industry. **Centre for Economic Policy Research Discussion Paper Series**, 363, 1990.

\_\_\_\_\_ Globalization and the inequality of nations. **Quarterly Journal of Economics**. v. 110, p. 857-880, 1995.

LÜTKEPOHL, H. **Introduction to multiple time series analysis**. Berlin: Springer, 1991.

LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG. **Applied Time Series Econometrics**. New York: Cambridge University Press, 2004.

MARQUES, A. M; FOCHEZATTO, A. Desenvolvimento convergente ou divergente entre os estados brasileiros? Uma análise multidimensional, 1970-2000. In: **XV Encontro de Economia da Região Sul**. Porto Alegre. ANPEC SUL, 2012.

MARSHALL, A. **Principles of Economic**. Macmillan, London, 1890.

MYRDAL, G. **Economic Theory and Underdeveloped Regions**. London: Methuen, 1963

PEROBELLI, F. S.; HADDAD, E. A. Exportações Internacionais e Interações Regionais: Uma análise de equilíbrio geral. **Estudos Econômicos**, v. 36, n. 4, p. 833-866, 2006a.

\_\_\_\_\_ Padrões de Comércio Interestadual no Brasil, 1985 e 1997. **Revista Econômica Contemporânea**, v. 10, n. 1, p. 61-88, 2006b.

PEROBELLI, F. S.; HADDAD, E. A.; DOMINGUES; E. P. Interdependência entre os estados brasileiros: uma análise de insumo-produto. **Revista Economia Selecta**, v. 7, n. 4, p. 123-142, 2006.

PEROBELLI, F. S.; HADDAD, E. A.; MOTA, G. P.; FARINAZZO, R. A. Estrutura de interdependência inter-regional no Brasil: Uma análise espacial de insumo-produto para os anos de 1996 e 2002. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 40, n. 2, p. 281-325, 2010.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. **Economic Letters**, v. 58, n. 1, p. 17-29, 1998.

REZENDE, A. C.; CAMPOLINA, B.; PAIXÃO, A. N. Clusterização e Localização da Indústria de Transformação no Brasil entre 1994 e 2009. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 43, n. 4, 2012.

RICKMAN, D. S. Modern macroeconomics and regional economic modeling. **Journal of Regional Science**, v. 50, n. 1, p. 23-41, 2010.

ROMER, P. Increasing returns and long-run growth. **Journal of Political Economy**, v. 94, n. 5, p. 1002-1037, 1986.

SABOIA, J. KUBRUSLY, L. S.; BARROS, A. C. Caracterização e Modificações no Padrão regional industrial no Brasil no período 2003-2011. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 44, n. 3, 2014.

SANTOS, R. A. C.; HADDAD, E. A. Uma análise de Insumo-Produto da distribuição interestadual da renda no Brasil. **Economia**, v. 8, n. 1, p. 121-138, 2007.

SIMS, C. Macroeconomics and Reality. **Econometrica**, v. 48, p. 1-48, 1980.

SOBRINHO, E. M. G.; AZZONI, C. R. Aglomerações Industriais Relevantes do Brasil em 2010. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 9, n. 1, p. 1-18, 2015.

TATIWA, R. F.; ARRUDA, E. F. Dinâmica da Atividade Industrial Brasileira e seus *Spillovers* Regionais e Externos. In: **XXXIX Encontro Nacional de Economia**, Foz do Iguaçu, 2011.

VENABLES A. J. Equilibrium locations of vertically linked industries. **International Economic Review**, v. 37, n. 2, p. 341-359, 1996.

WILLIAMSON, J. Regional inequality and the process of national development. **Economic Development and Cultural Change**. v. 14, p. 3-45, 1965.



Revista de Economia e Agronegócio - REA  
ISSN impresso: 1679-1614  
ISSN online: 2526-5539  
Vol. 15 | N. 1 | 2017

**Amanda Massaneira de Souza Schuntzemberger**

*Doutora em Desenvolvimento Econômico pela Universidade Federal do Paraná. Professora do Departamento de Zootecnia da Universidade Estadual de Londrina*  
E-mail: [amandamss@uel.br](mailto:amandamss@uel.br)

**Armando Vaz Sampaio**

*Doutor em Economia Aplicada pela Universidade de São Paulo. Professor do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico da Universidade Federal do Paraná.*  
E-mail: [avsampaio@ufpr.br](mailto:avsampaio@ufpr.br)

# DETERMINANTES DO ACESSO AO CRÉDITO RURAL OFERTADO POR COOPERATIVAS DE CRÉDITO: UMA ANÁLISE DO CENSO AGROPECUÁRIO 2006

## RESUMO

O presente analisou os fatores determinantes do acesso ao crédito rural via cooperativas de crédito e via bancos, em relação aos estabelecimentos agropecuários que não acessaram crédito. Considerou-se no modelo características observáveis tanto dos estabelecimentos como de seus responsáveis. Os resultados sugerem que os estabelecimentos que tiveram acesso à assistência técnica e cujo responsável participava de cooperativas e, ou, outras entidades de classe tinham mais chances de acessar crédito via cooperativas de crédito e bancos do que sofrer restrição de crédito. Estabelecimentos situados na região Sul apresentaram maior probabilidade de acessar crédito rural. Pode-se considerar que os esforços das políticas públicas direcionadas à agropecuária devem se voltar para a redução das restrições de crédito e também para a melhoria do acesso à assistência técnica e estímulo à participação dos produtores rurais em cooperativas e, ou, entidades de classe. Fortalecer o cooperativismo de crédito nas regiões fora do eixo Sul-Sudeste também parece importante.

**Palavras-chave:** Cooperativas de crédito; Crédito rural; Estabelecimentos agropecuários; Logit multinomial.

## ABSTRACT

This paper aimed to analyze the determinants of access to rural credit, through credit unions and banks compared to agricultural establishments that did not accessed rural credit. Observable characteristics of both agricultural establishments and their person in charge were included in the multinomial logit model model. The results suggest that establishments which had access to technical assistance and whose person in charge participated in cooperatives and/or other class entities were more likely to access rural credit through cooperatives and banks than to undergo credit restrictions. Establishments located in the South region were more likely to access rural credit, both through credit unions and banks. Thus, it can be considered that public policy efforts directed at agricultural sector should be focused on reducing credit restriction, improving access to technical assistance and on encouraging the participation of farmers in cooperatives and/or other class entities. Strengthen credit union in regions outside the South-Southeast axis also seems to be important.

**Keywords:** Credit union; Rural credit; Agricultural establishments; Multinomial logit.

**JEL Code:** C35, Q12, Q13.

Recebido em: 27/09/2016  
Aceito em: 09/03/2017

## INTRODUÇÃO

Na literatura sobre desenvolvimento econômico, a análise das políticas de crédito rural tem se destacado, e um dos principais pilares dessa literatura trata da questão de que as famílias rurais pobres, que muitas vezes têm a agropecuária como a principal fonte de renda, não conseguem obter tanto crédito quanto necessitam – ou até mesmo não obtêm crédito algum – permanecendo, portanto, racionadas em crédito, sobretudo pelas fontes formais (PETRICK, 2005). Assim sendo, uma questão central nesse debate avança sobre a forma de melhorar o desempenho dos mercados de crédito rural ineficientes. Nesse contexto, estruturas organizacionais que permitem reduzir as ineficiências desse mercado merecem atenção.

De acordo com Besley (1994), os mercados de crédito rural são considerados mercados imperfeitos, caracterizados pela falta de garantias (especialmente entre os mais pobres); por instituições complementares não desenvolvidas (baixo nível de educação, população numerosa, falta de mercado de seguros); pelos riscos de covariância e mercado segmentado; pela assimetria de informações e seleção adversa; pela dificuldade de gerenciamento dos riscos; pelos altos custos de transação; e pelo longo período de gestação dos projetos, o que demanda empréstimos de médio e longo prazo.

Tais características levam ao racionamento (restrição) de crédito por parte dos agentes financeiros, conforme preconizado por Stiglitz e Weiss (1981). Segundo esses autores, pela possibilidade de inadimplência e pela falta de mecanismos eficazes para fazer cumprir os contratos, os credores têm incentivos adicionais para restringir a oferta de crédito, mesmo quando eles têm mais do que o suficiente para atender a uma determinada demanda ou quando o mutuário está disposto a pagar uma taxa de juros mais alta (STIGLITZ e WEIS, 1981).

Conforme Cazella e Búrigo (2009), a maioria das redes financeiras brasileiras, principalmente os bancos, ainda não prioriza as regiões periféricas, sobretudo no meio rural, perpetuando-se as limitações no acesso ao crédito. Como consequência, não só os produtores e os empreendimentos rurais estão sujeitos ao não acesso ao crédito, mas também a maioria da população rural pode não ter acesso às mais básicas estruturas e serviços financeiros.

De acordo com dados do Banco Central do Brasil (BCB), em dezembro de 2016, 36% dos municípios brasileiros eram desprovidos de agência bancária, o que deixa uma parcela da população carente de crédito, ou pelo menos com seu acesso dificultado. No mesmo período, considerando os municípios sem disponibilidade bancária, ou seja, aqueles que não possuem agência bancária, posto de atendimento bancário e nem posto de atendimento eletrônico, cerca de 6,3% dos municípios ainda estavam nesta condição (BCB, 2017).

Diante desse cenário, conforme Bittencourt (2003), a busca por alternativas aos agentes financeiros tradicionais para operar com produtores rurais

mais pobres e com contratos de pequeno valor passa a ser uma necessidade em função da dificuldade em atingir o público alvo e dos elevados custos bancários. Uma forma alternativa que pode suprir essa carência é a instituição de cooperativas de crédito. Segundo dados do BCB (2017), em dezembro de 2016, existiam duas confederações, 35 cooperativas centrais e 1.041 cooperativas singulares de crédito, constituídas no Brasil, entre as quais cerca de 14% eram cooperativas de crédito de produtores rurais.

As cooperativas de crédito diferem das demais instituições financeiras por serem regidas por princípios cooperativistas: adesão livre e voluntária; gestão democrática; participação econômica dos membros; autonomia e independência; educação, formação e informação; e intercooperação e interesse pela comunidade (BCB, 2011). Por conta disso e pelo fato de serem consideradas sociedade de pessoas, não de capital, distinguindo-se assim dos bancos tradicionais, as cooperativas de crédito podem ajudar a resolver algumas das imperfeições de mercado que existem no setor de crédito rural, uma vez que podem reduzir os custos de transação e a assimetria de informações entre os agentes, podendo ser visualizadas como instrumento de crescimento de economias regionais mais estagnadas e de inclusão financeira de parcelas da população que estejam desassistidas pela rede bancária tradicional (BARHAM *et al.*, 1996; CAZELLA e BÚRIGO, 2009).

Segundo Ferrary (2003), as relações de proximidade nas cooperativas de crédito são construídas com base nas relações de confiança estabelecidas entre os agentes envolvidos, sendo que esta confiança serve como um catalisador das operações de crédito, influenciando em seu acesso ou sua restrição. Conforme o autor, para que os laços de confiança sejam mantidos é de suma importância a proximidade geográfica dos agentes envolvidos no contrato, bem como a existência de uma relação pessoal, não apenas profissional, entre eles e a temporalidade das relações de troca. Nisso reside o importante caráter local das cooperativas de crédito, muito maior do que o do tradicional sistema bancário.

Nesse aspecto, para Bittencourt (2003), as cooperativas de crédito, pelo maior conhecimento da realidade local e das pessoas com quem atuam, têm condições de desenvolver mecanismos mais adequados e baratos que os bancos para operar com agricultores pobres. Estas instituições podem utilizar, de forma mais eficiente, os instrumentos voltados a reduzir os problemas clássicos que dificultam o acesso ao crédito e aos demais serviços financeiros a este segmento da população, como assimetria de informação, seleção adversa, necessidade de garantias reais, contratos de pequeno valor e falta de titulação de propriedades entre os agricultores familiares. Além disso, por conta de suas relações de proximidade, podem fortalecer a poupança local e propiciar políticas de assistência técnica e capacitação, contribuindo para o desenvolvimento local.

Diante deste cenário, tendo em vista as diferenças existentes entre as cooperativas de crédito e os bancos tradicionais e que as cooperativas de crédito, por questões de proximidade, podem, no geral, ser mais eficazes

no que diz respeito à coleta de informações e ao acompanhamento da execução dos projetos dos seus tomadores de crédito, é interessante analisar que fatores determinantes levam o produtor rural a tomar crédito emprestado via cooperativas de crédito, bem como via bancos, em relação aos produtores rurais que apresentam restrições de crédito. Sendo assim, usando microdados do Censo Agropecuário 2006 do IBGE, este estudo buscou estabelecer os fatores determinantes do acesso ao crédito rural, via diferentes canais de acesso, por meio de um modelo *logit* multinomial.

Dessa forma, além desta introdução, o artigo está dividido em mais três seções. A seção 2 exibe a metodologia empregada no estudo, a seção 3 apresenta os principais resultados obtidos, enquanto na seção 4 são apresentadas as considerações finais.

## METODOLOGIA

### *Logit* Multinomial

Segundo Wooldridge (2002), o modelo *logit* multinomial representa uma extensão ao modelo *logit* binomial, de modo que, no modelo multinomial, a variável dependente apresenta mais que duas categorias, sendo o conjunto de categorias representado por  $Y = 0, 1, 2, \dots, k$ , em que  $k$  representa o total de categorias disponíveis. A cada categoria diferentes probabilidades estão associadas. Uma das categorias é escolhida como base o que implica que os coeficientes associados às outras categorias são medidos em relação à essa base, devendo ser estimadas  $k-1$  equações. Assim, na regressão logística multinomial, os coeficientes são os logaritmos da probabilidade das categorias restantes, divididos pela probabilidade da categoria base, no caso, a  $k$ -ésima categoria, conforme a equação 1:

$$g_i(x) = \ln \left[ \frac{\text{Prob}(Y = y_i | x)}{\text{Prob}(Y = y_k | x)} \right] = \beta_{i0} + \beta_{i1}x_1 + \dots + \beta_{ip}x_p, \text{ para } 1 \leq i \leq k-1 \quad (1)$$

em que  $P$  representa as diferentes probabilidades das categorias consideradas;  $x$ , o vetor das  $p$  variáveis explicativas; e  $\beta$ , o vetor de parâmetros a serem estimados. Aplicando a função exponencial na equação (1), tem-se:

$$e^{g_i(x)} = \left[ \frac{\text{Prob}(Y = y_i | x)}{\text{Prob}(Y = y_k | x)} \right] = e^{\beta_{i0} + \beta_{i1}x_1 + \dots + \beta_{ip}x_p}, \text{ para } 1 \leq i \leq k-1 \quad (2)$$

Dessa forma, um incremento de uma unidade na variável  $x_p$  causará um aumento de  $e^{\beta_{ip}}$  unidades na razão entre as probabilidades de uma observação pertencer à classe  $y_i$  em relação à classe  $y_k$ . Portanto, quando  $x_p$

aumenta em uma unidade, a classe  $y_i$  torna-se  $e^{\beta_{ip}}$  vezes mais provável que  $y_k$ .

Isto posto, para verificar quais e como as características dos estabelecimentos agropecuários bem como dos responsáveis pela sua direção determinam o *status* do estabelecimento em relação ao acesso ao crédito rural, a variável dependente ( $Y_i$ ) assume 3 (três) categorias diferentes, que representam as principais condições dos estabelecimentos quanto ao acesso ou não ao crédito e às principais fontes/canais formais de financiamento adotadas, conforme a seguir:

- $Y_i = 0$ ; se o estabelecimento agropecuário não obteve crédito de nenhuma fonte, excluindo aqueles que não obtiveram porque alegaram não precisar;
- $Y_i = 1$ ; se acessou crédito exclusivamente via cooperativas de crédito;
- $Y_i = 2$ ; se acessou crédito exclusivamente via bancos ou outras instituições financeiras, exceto as cooperativas de crédito.

Em estudos anteriores sobre crédito rural, diversos autores constataram que características observáveis dos indivíduos responsáveis pela direção dos estabelecimentos rurais, produtores ou não, como sexo, idade, escolaridade, entre outros, bem como características dos estabelecimentos agropecuários influenciam tanto o acesso ao crédito quanto a escolha da fonte de financiamento (JAPPELLI, 1990; ZELLER, 1994; CHEN e CHIVAKUL, 2008; EUSÉBIO e TONETO JR., 2012; CARRER *et al.*, 2013; SANTOS e BRAGA, 2013; AFOLABI *et al.*, 2014). Com base nessas variáveis, e considerando as diferentes categorias mencionadas anteriormente, a equação *logit* multinomial utilizada no presente estudo é representada na equação (3):

$$\begin{aligned}
 Y_{ik} = & \beta_0 + \beta_1 \text{sexo}_i + \beta_2 \text{idade}_i + \beta_3 \text{idade2}_i + \beta_4 \exp10_i + \beta_5 \text{educinf}_i + \\
 & \beta_6 \text{internet}_i + \beta_7 \text{asstec}_i + \beta_8 \text{associado}_i + \beta_9 \text{praticas}_i + \beta_{10} \text{prepsol}_i + \\
 & \beta_{11} \ln \text{areatot}_i + \beta_{12} \ln \text{areatot2}_i + \beta_{13} \ln \text{valorbens2}_i + \beta_{13} \ln \text{vprod2}_i + \\
 & \beta_{15} d\_N_i + \beta_{16} d\_NE_i + \beta_{17} d\_SE_i + \beta_{18} d\_S_i + u_i
 \end{aligned} \quad (3)$$

em que  $Y_{ik}$  denota a  $k$ -ésima condição do  $i$ -ésimo estabelecimento agropecuário em relação ao acesso ao crédito rural,  $\beta$ 's são os parâmetros estimados e  $u_i$  é o termo de erro aleatório. As variáveis consideradas no modelo são explicitadas a seguir.

O efeito do sexo do responsável pela direção do estabelecimento no acesso ao crédito rural foi verificado pela variável *dummy* *sexo*, tendo valor "1" se do sexo masculino e valor "0", se feminino. Para captar os efeitos da idade no acesso ao crédito rural e verificar se essa relação é não linear, foram incluídos os dois termos, linear (*idade*) e quadrático (*idade2*), da idade, em anos, do responsável pela direção do estabelecimento.

Santos e Braga (2013) consideram o nível de experiência do dirigente do estabelecimento agropecuário um dos determinantes do acesso ao crédito rural, com a premissa de que quanto maior a experiência com o estabelecimento, maior é a probabilidade de acessar o crédito. Nessa perspectiva, foi utilizada a variável dummy *exp10*, que indica se o tempo em que o responsável pelo estabelecimento rural esteve à frente dos trabalhos do mesmo é igual ou maior que 10 anos (=1) ou caso contrário (=0).

Para Carrer *et al.* (2013), parece plausível admitir que um maior nível de instrução entre os produtores rurais pode aumentar sua capacidade cognitiva e reduzir significativamente a assimetria de informações existente no mercado de crédito rural, aumentando o conhecimento destes produtores quanto à oferta de linhas de crédito e dos procedimentos necessários à sua obtenção. Entretanto, como a maioria dos responsáveis não tem ensino superior, a medida de escolaridade utilizada foi uma medida de baixa escolaridade (*educinf*). Esta variável assume valor "1" se o dirigente tinha alfabetização de adultos, ensino fundamental incompleto ou completo ou mesmo nenhuma formação, mas sabia ler e escrever; e valor "0" nos casos contrários.

Com a premissa de que as probabilidades de acesso ao crédito rural são maiores para aqueles estabelecimentos cujo responsável é adepto a alguma forma de associativismo (EUSÉBIO e TONETO JR., 2012), considerou-se a variável dummy *associado*, que indica se o dirigente era associado, em 2006, a alguma cooperativa e/ou entidade de classe, como sindicatos, associações, movimentos de produtores. A variável assumiu valor "1" caso o dirigente fosse associado e "0", caso contrário.

Segundo Goyal e González-Velosa (2013), as tecnologias de informação e comunicação, como é o caso da internet, podem auxiliar a desenvolver, reforçar e diversificar as atividades na zona rural, pois possibilitam o acesso a informações e assistência na atividade agropecuária, dados econômicos, aproximação a novos mercados e aprimoramento do serviço a clientes. Assim sendo, para medir o fluxo de informações que o produtor rural tem em sua propriedade, foi usada a variável dummy, que identifica se os estabelecimentos agropecuários têm acesso à internet (*internet*). Tal variável assumiu valor "1" caso o estabelecimento tivesse o serviço em questão e "0", caso contrário.

Em relação à assistência técnica, acredita-se que os produtores rurais que recebam assistência técnica têm maior probabilidade de obter acesso ao crédito rural (EUSÉBIO e TONETO JR., 2012). Para verificar esse possível efeito, incluiu-se a variável dummy *asstec*, que indica se o estabelecimento recebia algum tipo de orientação técnica, assumindo valor "1" caso sim e "0", caso contrário.

Para captar o efeito da adoção de novas tecnologias no acesso ao crédito rural, foram incluídas variáveis *dummies* que indicam se foi utilizada alguma prática agrícola, como plantio em curva de nível, rotação de culturas, descanso do solo (*praticas*) e/ou se foi feita preparação do solo

(*prepsol*), com a premissa de que nos estabelecimentos onde estas práticas são realizadas, portanto, naqueles considerados tecnologicamente mais intensivos, há maior probabilidade de acesso ao crédito rural. Essas variáveis têm valor “1” se foram realizadas e “0”, caso contrário.

Conforme Tran *et al.* (2016), o capital físico pode reduzir a probabilidade de restrição de crédito, uma vez que pode ser usado como garantia de reembolso do empréstimo e como evidência da capacidade da produção do estabelecimento. Entre os indicadores utilizados para representar o capital físico, citam-se a área do estabelecimento e o valor dos bens, os quais foram incluídos no modelo como *proxies* do volume de riqueza, que pode ser usado como garantia, tendo papel fundamental em função do problema de assimetria de informação.

Quanto ao tamanho do estabelecimento agropecuário (*lnareatot*), em termos do logaritmo natural da sua área total, em hectares, considera-se que quanto maior o estabelecimento, maior a capacidade do produtor em ofertar garantias e, conseqüentemente, maior a probabilidade de obter acesso ao crédito rural, caso venha demandá-lo. Para verificar se o efeito do tamanho do estabelecimento é não linear, seu termo quadrático (*lnareatot2*) também foi incluído no modelo. Em relação ao valor dos bens (*lnvalorbens*), conforme Tran *et al.* (2016), espera-se que os estabelecimentos agropecuários que tenham maiores valores dos bens sejam mais propensos a acessar crédito. Os valores de *lnvalorbens* para estabelecimentos sem bens declarados foram considerados iguais a zero.

Visto que a capacidade do tomador oferecer garantias afeta a probabilidade de obter crédito, pressupõe-se que quanto maior a produção, maiores deverão ser o patrimônio e a renda do estabelecimento e, conseqüentemente, as alternativas de garantias que poderão ser oferecidas ao credor (LIMA e SHIROTA, 2005). Nessa premissa, o logaritmo do valor da produção do estabelecimento agropecuário no ano de 2006 (*lnvprod*) também foi incluído no modelo. Os valores de *lnvprod* para propriedades que não declararam valor da produção foram considerados iguais a zero.

Ressalta-se que foi estimado um modelo para o Brasil, considerando variáveis *dummies* “região” (*N*, *NE*, *SE*, *S*), que indicam se os estabelecimentos agropecuários estão (=1) ou não (=0) localizados em cada uma das cinco grandes regiões brasileiras.

Levando em conta que o número de categorias consideradas é igual a três, o modelo logístico multinomial considerado tem duas funções *logit*: a razão entre  $Y_i = 1$  e  $Y_i = 0$  e a razão entre  $Y_i = 2$  e  $Y_i = 0$ , visto que a categoria  $Y_i = 0$  foi assumida como base e, portanto,  $g_0(x)=0$ . As demais funções são representadas por:

$$g_1(x) = \ln \left[ \frac{\text{Prob}(Y_i = 1)}{\text{Prob}(Y_i = 0)} \right] = \beta_{10} + \beta_{11}x_i + \dots + \beta_{1p}x_p \quad (4)$$

$$g_2(x) = \ln \left[ \frac{\text{Prob}(Y_i = 2)}{\text{Prob}(Y_i = 0)} \right] = \beta_{20} + \beta_{21}x_i + \dots + \beta_{2p}x_p \quad (5)$$

em que os  $\beta$ 's são os coeficientes das regressões, conforme o modelo considerado. Tendo como base essas funções lineares  $g_i(x)$ , cujos parâmetros são estimados por máxima verossimilhança, podem ser calculadas as probabilidades condicionais de ocorrência de cada categoria da variável dependente  $Y$ , dado um vetor de observações  $x$ , conforme segue:

$$\text{Prob}(Y = 0|x) = \frac{1}{1 + e^{g_1(x)} + e^{g_2(x)}} \quad (6)$$

$$\text{Prob}(Y = 1|x) = \frac{e^{g_1(x)}}{1 + e^{g_1(x)} + e^{g_2(x)}} \quad (7)$$

$$\text{Prob}(Y = 2|x) = \frac{e^{g_2(x)}}{1 + e^{g_1(x)} + e^{g_2(x)}} \quad (8)$$

A probabilidade de ocorrência de cada resposta, conforme o modelo estimado, pode variar entre os estabelecimentos agropecuários tendo em conta os diferentes valores das variáveis independentes consideradas. Como a estimação é feita por máxima verossimilhança, a suposição de normalidade se torna desnecessária.

Alguns testes de significância devem ser feitos para verificar a viabilidade da estimação do *logit* multinomial. Entre esses testes, foi feito o teste da Razão de Verossimilhança, no qual é testada a hipótese nula de que todos os coeficientes  $\beta$  das duas regressões estimadas no modelo são iguais a zero (LONG e FREESE, 2006). Esse teste compara o valor da função de verossimilhança para o modelo contendo apenas os interceptos e a verossimilhança do modelo final com todos os parâmetros estimados. A estatística do teste da razão de verossimilhança ( $D$ ) se aproxima de uma distribuição qui-quadrado, com graus de liberdades iguais ao número de modelos estimados ( $k - 1$ ) multiplicado pelo número de variáveis independentes ( $p$ ), sendo calculada por:

$$D = -2 \ln \left( \frac{l(\beta_0)}{l(x, \beta)} \right) = -2(\ln l(\beta_0) - \ln l(x, \beta)) \sim \chi_{(k-1)p}^2 \quad (9)$$

em que  $l(\beta_0)$  é o valor da função de verossimilhança apenas com os interceptos;  $l(x, \beta)$  é o valor da função de verossimilhança para o modelo com as variáveis independentes;  $k$  é o número de categorias; e  $p$  é o número de variáveis independentes incluídas no modelo.

Outra importante estatística para avaliar a significância do modelo *logit* multinomial é o teste de Wald, comumente utilizado para testar a significância individual dos coeficientes estimados de cada variável independente do modelo. Neste teste, a hipótese nula a ser testada é a de

que o coeficiente associado a uma variável particular é igual a zero (LONG e FREESE, 2006). Quando os coeficientes são significativos, diz-se que as variáveis associadas podem ser utilizadas para identificar as relações que afetam as probabilidades previstas. A estatística do teste segue uma distribuição qui-quadrado, com um único grau de liberdade, e é dada por:

$$W = \frac{\hat{\beta}_1}{DP(\hat{\beta}_1)} \sim \chi_1^2 \quad (10)$$

em que  $\hat{\beta}_i$  e  $DP(\hat{\beta}_i)$  são, respectivamente, o coeficiente e o desvio padrão estimados.

O teste de Wald também pode ser utilizado para verificar se faz sentido combinar algumas categorias de Y. As categorias podem ser combinadas se todas as variáveis independentes não se diferenciarem entre as duas categorias analisadas. Nesse caso, a hipótese nula considera que todos os coeficientes, exceto os interceptos, associados com um dado par de categorias, são iguais a zero (LONG; FREESE, 2006).

A independência das alternativas irrelevantes (IIA - *Independence of Irrelevant Alternatives*) é uma propriedade dos modelos *logit* multinomiais, que assume que as chances de escolha de uma categoria sobre outra são independentes das outras categorias existentes. Para verificar se a hipótese de IIA é válida, foi utilizado o teste de Hausman, proposto por Hausman e McFadden (1984), cuja hipótese nula afirma que as chances de ocorrência de uma determinada alternativa são independentes das outras alternativas existentes. O teste tem por base a eliminação de uma ou mais alternativas do conjunto de escolha para verificar se o comportamento de escolha subjacente obedece à propriedade de IIA. Valores significativos para o teste indicam que a suposição foi violada.

### Fonte e tratamento dos dados

A base de dados utilizada foi construída pelos microdados do Censo Agropecuário 2006 do IBGE. Na medida em que as análises verificam os efeitos do acesso ao crédito no meio rural, foram excluídos os estabelecimentos localizados na área urbana, bem como os estabelecimentos dos setores especiais (favelas, quartéis, embarcações etc), mantendo-se apenas os estabelecimentos do setor normal.

Também não foram incluídos os estabelecimentos pertencentes a assentamentos e os classificados como agroindústrias, pois, segundo Santos e Braga (2013), aqueles têm um aglomerado muito peculiar, existindo geralmente um conjunto de famílias assentadas, o que não estaria representando, de certa forma, um único estabelecimento, mas um conjunto deles, e estes podem representar problemas de *outliers* na amostra.

Além disso, a amostra incluiu apenas os estabelecimentos cuja propriedade era de um produtor individual, não sendo considerados aqueles classificados como condomínio, consórcio ou sociedade de pessoas, cooperativa<sup>1</sup>, sociedade anônima ou por cotas de responsabilidade limitada, instituição de utilidade pública, governo ou outra condição e aqueles em que os dirigentes são produtores (no caso de explorações comunitárias), pois, por mais que as características definam um único responsável por esses estabelecimentos, na prática, eles têm múltiplos proprietários. Também foram excluídos os estabelecimentos sem declaração de área e aqueles cujo tipo do produtor não é identificado.

De forma análoga a Santos e Braga (2013), para o modelo *logit* multinomial, foram excluídos da amostra os estabelecimentos que declararam não precisar de crédito rural em 2006, uma vez que, pelo fato de não demandarem crédito, parecem não ser afetados pelos problemas oriundos da restrição de crédito.

Após os recortes efetuados, foram consideradas tanto variáveis relativas às características dos responsáveis pela direção dos estabelecimentos como variáveis que denotam aspectos dos estabelecimentos. Destaca-se que todas as agregações, dados gerados e análises foram feitas utilizando o software STATA<sup>®</sup>.

## RESULTADOS

Para auxiliar a interpretação dos resultados, foram feitas estatísticas descritivas dos microdados utilizados, em função dos status de acesso ao crédito considerado. Assim como no artigo de Jappelli (1990), não há certeza de que os produtores rurais analisados tendo como referência os microdados do Censo Agropecuário 2006 tenham restrição de crédito. O que se identifica são os motivos que levaram esses produtores a ter o crédito rejeitado ou os motivos que desencorajaram os produtores a procurar o crédito. Assim, seguindo o autor, não era necessário que o produtor procurasse o crédito, mas, se pelo simples medo de contrair dívidas ele não procurasse formas de obter o crédito, ele já era considerado como tendo restrição de crédito. À primeira vista pode parecer suspeita a validade de inserir na amostra pessoas que sequer tentaram obter o crédito por medo ou receio de não conseguir aprovação do financiamento. Entretanto, omitir esses consumidores tende a levar a estimativas viesadas da probabilidade de os consumidores terem restrição de crédito (JAPPELLI, 1990).

A Tabela 1 apresenta, por status de acesso ao crédito, as estatísticas descritivas (média e desvio padrão) das variáveis consideradas no modelo *logit* multinomial estimado.

---

<sup>1</sup> A exclusão das cooperativas não significa exclusão dos seus cooperados, pois estes foram considerados caso tivessem estabelecimentos agropecuários na condição de produtores individuais.

**Tabela 1 – Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nas diferentes análises, por status de acesso ao crédito rural**

Variáveis	Não acessou crédito (n=1.409.230)		Acessou via cooperativa crédito (n=36.587)		Acessou via banco (n=576.399)		Total (n=2.022.216)	
	Média	Desvio- padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio- padrão	Média	Desvio- padrão
sexo (%)	0,864	0,343	0,942	0,234	0,911	0,286	0,879	0,326
idade (anos)	49,48	14,85	48,68	12,56	49,62	13,74	49,51	14,51
exp10 (%)	0,616	0,486	0,719	0,449	0,698	0,459	0,641	0,48
educinf (%)	0,494	0,5	0,732	0,443	0,625	0,484	0,536	0,499
internet (%)	0,0062	0,078	0,0298	0,17	0,0181	0,133	0,01	0,099
asstec (%)	0,133	0,339	0,595	0,491	0,389	0,488	0,214	0,41
associado (%)	0,385	0,487	0,805	0,396	0,601	0,49	0,454	0,498
praticas (%)	0,564	0,496	0,792	0,406	0,704	0,457	0,608	0,488
prepsol (%)	0,416	0,493	0,789	0,408	0,639	0,48	0,486	0,499
areatot (ha)	47,93	360,7	47,4	197,51	59,81	361,84	51,31	358,78
valorbens (R\$)	123420	1,33e+06	340101	1,15e+06	312526	2,31e+06	181242	1,67e+06
vprod (R\$)	14062	222995	59830	1,24e+06	48883	1,23e+06	24816	704917

Fonte: Resultados da pesquisa

Destaca-se que o valor do desvio padrão relativamente grande para algumas variáveis reflete a heterogeneidade existente na amostra, o que se justifica pelo fato de o Brasil ter grande diversidade de condições edafoclimáticas, bem como históricas e culturais.

No tocante ao sexo e à idade, observou-se que, em todos os grupos, a maior parte dos responsáveis pelos estabelecimentos agropecuários eram homens com idade média em torno de 49 anos. Em relação ao tempo de experiência, cerca de 70% dos responsáveis pela direção dos estabelecimentos que acessaram crédito, seja via cooperativas de crédito ou via bancos, tinham 10 ou mais anos de experiência no estabelecimento. Entre os que não acessaram crédito, esse percentual foi menor, alcançando 61,6% dos dirigentes.

No que se refere à escolaridade, verifica-se que a maior parte dos dirigentes tinha baixo grau de escolaridade (até o primeiro grau completo), correspondendo a cerca de 49%, 62% e 73% dos dirigentes dos estabelecimentos que, respectivamente, não acessaram crédito rural, acessaram via bancos e acessaram via cooperativas de crédito.

A despeito do acesso à internet, verificou-se que os estabelecimentos agropecuários da amostra se utilizavam muito pouco de tal tecnologia, visto que os percentuais alcançaram apenas 2,98%, 1,81% e 0,62% dos estabelecimentos que acessaram crédito via cooperativas, acessaram via bancos e não acessaram crédito rural. Em relação à assistência técnica, apenas 13,3% dos estabelecimentos que não acessaram crédito rural utilizavam esse serviço no ano de 2006. Para os estabelecimentos que obtiveram financiamentos via bancos, esse percentual sobe para 39%, mas é nos estabelecimentos que acessaram crédito via cooperativas de crédito que ele alcança mais da metade (59%) das propriedades amostradas.

Observou-se grande discrepância entre os grupos quanto à participação em cooperativas, associações e/ou outras entidades de classe (associado), sendo a menor participação observada nos estabelecimentos que não acessaram crédito (38%), enquanto no grupo que acessou crédito via cooperativas de crédito chega a mais de 80% dos estabelecimentos. Por não ser possível, via dados do Censo Agropecuário 2006, identificar de qual ramo do cooperativismo o dirigente participa, pode-se considerar que as cooperativas de crédito, assim como as agropecuárias, estão entre aquelas com mais cooperados no meio rural.

Notou-se que cerca de 80% dos estabelecimentos que acessaram crédito rural via cooperativas de crédito realizaram algum tipo de prática agrícola, como plantio em curva de nível, rotação de culturas, descanso do solo, e também fizeram preparação do solo. Dos que acessaram crédito via bancos, 70% realizaram práticas agrícolas e 64% fizeram preparação do solo. Entre os que não acessaram crédito, essas percentagens caem para 56% e 42%. Esses números sugerem que os estabelecimentos que acessaram crédito via cooperativas de crédito tinham um nível tecnológico maior que os estabelecimentos que acessaram via banco, os quais, por sua

vez, tinham um nível tecnológico superior ao dos que não acessaram crédito.

Em relação à área total, verificou-se que os estabelecimentos que não acessaram crédito têm área total média de cerca de 47,9 ha, sendo bastante próxima à área média dos estabelecimentos que acessaram crédito via cooperativas de crédito (47,4 ha). Por outro lado, os estabelecimentos que acessaram crédito via bancos têm área total em torno de 60 ha, o que corresponde a uma área cerca de 27% maior do que os outros dois grupos.

As estimativas para os parâmetros do modelo *logit* multinomial, bem como as *Odds Ratio*, são apresentadas na Tabela 2. Pelo teste da Razão de Verossimilhança, constata-se que a hipótese nula de que todos os coeficientes são simultaneamente iguais a zero pode ser rejeitada, pois o teste foi altamente significativo, indicando que o modelo estimado pode ser útil na discriminação dos *status* em relação ao crédito.

De acordo com o teste de Wald para significância individual dos coeficientes, somente os parâmetros *idade*, *internet* e *d\_NE* não foram significativos ao nível de 5%, sendo que apenas um deles (*internet*) não foi significativo em ambas as equações estimadas.

Os coeficientes estimados, apesar de não descreverem os efeitos marginais, refletem, por meio dos seus sinais, o impacto de mudanças nas variáveis independentes consideradas sobre as probabilidades de os estabelecimentos agropecuários acessarem crédito via cooperativas de crédito e via bancos. Assim, variáveis com sinal positivo indicam aumento destas probabilidades, enquanto variáveis com sinal negativo indicam sua redução em relação à categoria base, no caso o não acesso ao crédito.

No que diz respeito às características dos responsáveis pelos estabelecimentos, os resultados evidenciam que homens tinham maior probabilidade de acessar crédito via cooperativas de crédito, bem como via bancos, visto o sinal positivo dos coeficientes. Conforme Jappelli (1990), uma vez que haja evidências que mulheres acessam menos crédito quando comparadas aos homens, este resultado pode ser interpretado como apontando para a presença de discriminação nos mercados de crédito.

Quanto à idade, quanto mais velho fosse o responsável, menor era a sua chance de acessar crédito via banco, sendo que este efeito foi não linear, visto que o termo quadrático (*idade*<sup>2</sup>) era positivo e significativo. Essa relação negativa entre idade e crédito também foi encontrada por outros autores como Barslund e Tarp (2008), que, estudando a demanda de crédito por produtores rurais no Vietnã, verificaram que quanto maior a idade dos produtores menor a probabilidade de eles demandarem crédito, o que se deve aos fatos de os produtores mais velhos serem mais conservadores, terem maior aversão ao risco e menor propensão a tomar iniciativas que demandem maior volume de capital.

No caso do acesso via cooperativas de crédito, a relação se inverteu e ganhou a forma de U invertido, pois o termo quadrático foi negativo e significativo (Tabela 2). Tal resultado corrobora a afirmação de Chen e Chivakul (2008) de que a relação entre a probabilidade de emprestar e a idade é uma função que tem a forma de U invertido, sendo os emprestadores mais susceptíveis a favorecer os mutuários mais velhos, uma vez que sua capacidade de pagamento, em geral, é maior.

**Tabela 2 - Coeficientes e Odds Ratio do modelo Logit Multinomial estimado**

		Observações	2,022,215	
		Loglikelihood	-1.164e+06	
		LR chi2(19)	410.799	
Variáveis	Coeficientes	Coeficientes	Odds Ratio	Odds Ratio
	P(1)/P(0)	P(2)/P(0)	P(1)/P(0)	P(2)/P(0)
sexo	0,191***	0,0989***	1,211***	1,104***
idade	0,0028	-0,0059***	1,003	0,994***
idade2	-0,0001***	0,000029***	1,000***	1,000***
exp10	0,206***	0,207***	1,228***	1,230***
educinf	0,0891***	0,109***	1,093***	1,116***
internet	0,0298	-0,0033	1,030	0,997
asstec	0,635***	0,521***	1,886***	1,683***
associado	1,272***	0,529***	3,569***	1,697***
praticas	0,141***	0,150***	1,152***	1,161***
prepsol	0,318***	0,213***	1,375***	1,237***
lnareatot	0,0246**	-0,0217***	1,025**	0,979***
lnareatot2	-0,0251***	-0,0095***	0,975***	0,991***
lnvalorbens	0,2005***	0,131***	1,222***	1,140***
lnvprod	0,126***	0,113***	1,134***	1,119***
d_N	-0,836***	-0,492***	0,433***	0,611***
d_NE	-0,356***	-0,0108	0,701***	0,989
d_SE	0,664***	0,108***	1,942***	1,114***
d_S	1,825***	0,908***	6,205***	2,479***
constante	-8,702***	-3,787***	0,00017***	0,0227***

Nota: P(0) = Não acessou crédito; P(1) = Acessou via cooperativa de crédito; P(2) = Acessou via banco; \*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1

Fonte: Resultados da pesquisa.

Em relação à experiência dos produtores, os resultados evidenciam que homens que tinham mais de 10 anos de experiência à frente do estabelecimento tinham maior probabilidade de acessar crédito tanto via cooperativas de crédito como via bancos. Afolabi *et al.* (2014) também consideram o nível de experiência do dirigente do estabelecimento como um dos determinantes do acesso ao crédito rural e também verificaram efeitos positivos e significativos dessa variável. Em contrapartida, Santos e Braga (2013) verificaram efeito negativo do tempo de experiência à frente do estabelecimento.

No que diz respeito à escolaridade, contrariando as expectativas iniciais, dirigentes que tinham até o ensino fundamental completo, ou seja, aqueles que tinham somente alfabetização de adultos, ensino fundamental incompleto ou completo ou até mesmo nenhuma formação escolar, mas sabiam ler e escrever (*educinf*), tiveram mais chances de acessar crédito via cooperativas de crédito e via bancos do que ter restrição ao crédito. Como a variável representa um indicador de baixa escolaridade, esperava-se um sinal negativo para ela nas duas equações estimadas.

Entretanto, Zeller (1994) enfatiza que dois efeitos podem explicar esse resultado contraintuitivo. Primeiramente, os credores podem não considerar o grau de escolaridade como um forte indicador da capacidade de reembolso de um empréstimo. Em segundo lugar, solicitantes com um nível superior de escolaridade podem exigir montantes de empréstimos maiores do que os indivíduos com menor escolaridade. Uma vez que os credores podem considerar que o risco de inadimplência aumenta com o aumento da quantidade a ser emprestada, eles podem racionar as demandas desses indivíduos com maior frequência.

Quanto à internet, nota-se que o acesso a esse serviço não foi determinante para o acesso ao crédito por nenhuma das duas fontes, visto que o coeficiente não foi significativo em nenhuma das duas equações. Assim, esse resultado sugere que ter acesso a essa tecnologia de comunicação e informação não influencia o acesso ao crédito pelas fontes analisadas. Tal resultado diverge do obtido por Santos e Braga (2013), que verificaram que os estabelecimentos brasileiros que tinham internet tinham maior probabilidade de acesso ao crédito rural.

Por outro lado, estabelecimentos agropecuários que tinham acesso a serviços de assistência técnica tiveram maiores probabilidades de acesso ao crédito, tanto via cooperativas de crédito como via bancos, dado o sinal positivo e significativo dos coeficientes. Esse fato evidencia a importância da assistência técnica no acesso ao crédito rural, corroborando outros trabalhos como o de Azevedo e Shikida (2004). Conforme esses autores, a assistência técnica pode ser considerada um mecanismo de incentivo para a utilização do crédito rural, tanto por reduzir os riscos para as instituições financeiras como também por aumentar a probabilidade da adoção de novas tecnologias de produção e de ganhos de produtividade, o que pode ser impulsionado e/ou possibilitado pela utilização do crédito (AZEVEDO e SHIKIDA, 2004). Em relação às *Odds Ratio*, verifica-se que o acesso ao serviço de assistência técnica aumenta 1,9 vezes as chances de

um estabelecimentos agropecuário acessar crédito via cooperativas de crédito e 1,7 vezes suas chances de acessar crédito via bancos, quando comparados aos estabelecimentos que não acessaram crédito rural.

Da mesma forma que os achados de Eusébio e Toneto Jr. (2012), o fato de o responsável pelo estabelecimento agropecuário estar associado a alguma cooperativa e/ou entidade de classe como sindicatos, associações, movimentos de produtores (*associado*) contribuiu significativamente para a obtenção de crédito rural via bancos e, principalmente, via cooperativas de crédito. No que se refere às *Odds Ratio*, ser associado a alguma cooperativa e/ou entidade de classe aumenta cerca de 3,6 vezes as chances de acessar crédito via cooperativas de crédito e 1,7 vezes as chances de acessar crédito via bancos.

Isso se justifica porque, segundo Baron (2007), a participação em organizações associativas aumenta o conhecimento dos produtores rurais, bem como o acesso e o compartilhamento de informações importantes, possibilitando ampliar o conhecimento dos produtores sobre a oferta de linhas de crédito rural e sobre os procedimentos necessários para sua obtenção. Além disso, é possível que os produtores associados tenham maior acesso à informação, tecnologia e serviços de extensão rural, contribuindo para o acesso ao crédito rural. Para Tran *et al.* (2016), a participação em grupos sociais reduz a probabilidade de rejeição de crédito pelas instituições financeiras, uma vez que diminui o custo de transação para rastrear a capacidade de o tomador pagar pelo empréstimo.

Em relação às variáveis associadas à adoção de tecnologia pelos estabelecimentos agropecuários, como a realização de prática agrícolas (*praticas*) e ações de preparação do solo (*prepsol*), verifica-se que essas práticas e ações afetaram positivamente as probabilidades de acesso ao crédito via cooperativas de crédito e via bancos. Nesse contexto, outros estudos, como o de Carrer *et al.* (2013) também constataram que produtores rurais cujos estabelecimentos são caracterizados pela adoção de tecnologias têm vantagens no acesso ao crédito rural.

Uma relação positiva e significativa também foi encontrada entre o acesso ao crédito via cooperativas de crédito e a área total dos estabelecimentos agropecuários ( $Lnareatot$ ). O termo quadrático ( $Lnareatot^2$ ) também foi estatisticamente significativo, mas negativo, sugerindo existência de uma relação não linear entre o tamanho da propriedade e o acesso ao crédito via cooperativas de crédito. Isso significa dizer que um aumento na área dos estabelecimentos estaria diretamente associado a um maior acesso ao crédito via essa fonte, entretanto, a partir de um determinado tamanho, essa relação se tornaria negativa.

Por outro lado, observa-se que o acesso ao crédito via bancos foi negativamente afetado pela área total do estabelecimento agropecuário. Ou seja, nesse caso, quanto maiores eram as áreas dos estabelecimentos agropecuários, menores eram as chances de acesso ao crédito via bancos. Diferentemente do acesso via cooperativas de crédito, a relação entre a

área total e o acesso ao crédito rural parece ter efeito linear, pois, no caso dos bancos, o termo quadrático também foi negativo e significativo. Esse resultado negativo corrobora o estudo de Santos e Braga (2013), que também encontraram efeito negativo sobre a probabilidade de obtenção de crédito para estabelecimentos com áreas maiores.

Considerando que os bancos públicos eram, em 2006, os maiores operadores de crédito rural do PRONAF, essa relação negativa entre área total e acesso ao crédito rural via bancos é bastante contundente, pois o PRONAF, conforme a definição do público alvo do programa, é destinado a fortalecer a agricultura familiar, cujos estabelecimentos não devem ter, entre outras características, área maior do que quatro módulos fiscais.

Também foram observadas relações positivas para as variáveis *Lnvalorbens* e *Lnvprod*, evidenciando que quanto maior a riqueza do estabelecimento, maior seria a probabilidade de acesso ao crédito, tanto via cooperativas de crédito como via bancos. Tais evidências são similares às encontradas em outros estudos (CHEN e CHIVAKUL, 2008; SANTOS e BRAGA, 2013) e também corroboram a afirmação de Lima e Shirota (2005) de que a capacidade de o tomador oferecer garantias afeta a probabilidade de obter crédito.

Em relação às variáveis regionais, tendo por referência (para comparação interregional) a região Centro-Oeste, verifica-se que o acesso ao crédito via cooperativas de crédito, bem como via bancos, é pró-eixo Sudeste-Sul, corroborando os achados de Santos e Braga (2013). Destaca-se que nessas regiões a economia é mais dinâmica, produzindo a maior parte do PIB brasileiro, além de ser onde a maior parte da população brasileira está concentrada. Além disso, é nesse eixo que se concentra o maior número de cooperativas de crédito e de postos de atendimento cooperativos, bem como de agências e postos de atendimento bancário existentes no Brasil, justificando as relações positivas observadas. Conforme dados do BCB (2017), em 2006, havia no país 1.452 cooperativas de crédito, estando a maior parte situada na região Sudeste (49,59%), seguida das regiões Sul (26,17%), Nordeste (10,47%), Centro-Oeste (8,40%) e Norte (5,37%). Para Chaves (2011), as disparidades do grau de desenvolvimento econômico regional, o nível de renda da população, a carência de visão associativista e as raízes históricas e culturais são as causas mais relevantes da imperfeita distribuição espacial do cooperativismo de crédito no país.

Ainda no tocante às variáveis regionais, observando as *Odds Ratio*, destaca-se que o fato de o estabelecimento agropecuário estar localizado na região Sul do país aumenta 6,2 vezes a probabilidade de acessar crédito via cooperativas de crédito e 2,5 vezes a probabilidade de acessar crédito via bancos, em relação à probabilidade de não acessar crédito. Esses dados são condizentes com o fato de que na região Sul prevalece a cultura cooperativista oriunda da sua colonização por etnias de origem germânica, como relatado por Chaves (2011).

A elevada participação da região Sul na probabilidade de acesso ao crédito rural também pode ser atribuída a fatores como: a) a assistência técnica estatal, que, apesar de enfrentar diversos problemas estruturais, ainda tem forte presença e atuação entre os produtores rurais nos três estados do Sul; b) o grande número de cooperativas de crédito, sediando os principais sistemas de crédito cooperativo do Brasil com atuação rural do Brasil – SICREDI, SICOOB e CRESOL; c) a presença de muitas agências bancárias na região, especialmente do Banco do Brasil; e d) a grande concentração de agroindústrias (aves, suinocultura e sericicultura) que mantêm contratos de integração com muitos produtores rurais, facilitando e intermediando o acesso ao crédito (BITTENCOURT, 2003).

No tocante aos testes pós-estimação, os resultados do teste de Wald realizado para testar a possibilidade de combinação de categorias sugerem que a hipótese nula pode ser rejeitada, com um nível de significância de 1%, pois, em todos os pares analisados, as diferenças dos coeficientes não foram nulas. Em outras palavras, o teste evidencia que as categorias não podem ser combinadas entre si (Tabela A1, Anexo). Ademais, observa-se que os resultados do teste de Hausman foram negativos e, portanto, não atendem seus pressupostos assintóticos (Tabela A2, Anexo). Entretanto, Hausman e McFadden (1984) observaram que os resultados desse teste podem ser negativos e insinuaram que isso pode evidenciar a validade da hipótese de IIA. Nesse aspecto, Cheng e Long (2007) mencionam que Hausman e McFadden (1984) sugerem que os valores negativos do qui-quadrado sejam registrados como 0 e o seu p-valor associado como 1. Assim, com respaldo nesses autores, considerou-se que a hipótese de IIA seja válida.

Resumidamente, os resultados do modelo *logit* multinomial estimado parecem indicar que os estabelecimentos mais ricos, com áreas maiores, com maior adoção de tecnologia, com acesso a serviços de assistência técnica e cujo responsável era associado a cooperativas, associações e/ou entidades de classe, tinham prioridade no acesso ao crédito rural via cooperativas de crédito. Já o acesso ao crédito rural via bancos era mais provável de ocorrer pelos estabelecimentos com essas mesmas características, com exceção de terem áreas totais menores. Ou seja, pode-se dizer que os estabelecimentos que tinham maior probabilidade de acessar crédito rural via bancos eram os mais abastados entre os menores estabelecimentos.

## CONCLUSÕES

De modo geral, os principais resultados do modelo *logit* multinomial sugerem que, entre as variáveis consideradas, dada a magnitude dos coeficientes, os estabelecimentos que tinham acesso à assistência técnica e cujo responsável participava de cooperativas e/ou outras entidade de classe tinham mais chances de acessar crédito rural via cooperativas de crédito e via bancos do que sofrer restrição de crédito. Além disso,

estabelecimentos situados na região Sul tinham maior probabilidade de acessar crédito rural, tanto via cooperativas de crédito como via bancos.

Dessa forma, pode-se considerar que os esforços das políticas públicas direcionadas à agropecuária devem se voltar não apenas para a redução das restrições de crédito, mas também para a melhoria do acesso à assistência técnica, pois é muito difícil que apenas as políticas de crédito rural, ainda que nas suas diversas modalidades, sejam capazes de melhorar a atividade agropecuária. Estimular a participação dos produtores rurais em cooperativas e/ou entidades de classe como associações ou movimentos de produtores também parece importante.

Nesse contexto, as cooperativas de crédito podem ser uma alternativa mais interessante do que os bancos, pois, pelas suas características organizacionais e de proximidade, seu papel vai bem mais além do que a participação no mercado de crédito. Funções de cunho social associadas à lógica de sustentabilidade podem fazer com que as cooperativas de crédito forneçam, além do crédito, serviços relacionados à assistência técnica e extensão rural, numa intensidade maior do que os bancos. Nesse sentido, fortalecer o cooperativismo de crédito nas regiões fora do eixo Sul-Sudeste se faz necessário.

É importante apontar algumas limitações do estudo. Assim, destaca-se que a base de dados utilizada não permite identificar o racionamento parcial dos produtores rurais, visto que não há no questionário do Censo Agropecuário 2006 uma pergunta que questione se o produtor recebeu a quantidade de financiamento de que precisava. Considerando este raciocínio, os efeitos da restrição de crédito observados podem estar subestimados. Além disso, a base de dados utilizada não possibilita identificar em qual sistema cooperativo o crédito rural foi acessado. Como o mundo cooperativo de crédito é bastante heterogêneo, as análises podem ser viesadas. Nesse aspecto, alguns autores relatam grandes discrepâncias entre os sistemas cooperativos, como é o caso das diferenças entre o SICRED e o SICOOB, em relação a cooperativas de crédito rural solidárias. Em alguns casos, inclusive, dizem que as cooperativas dos sistemas SICRED e SICOOB chegam a ter atuação muito similar aos bancos tradicionais (BÚRIGO, 2007; FREITAS *et al.*, 2010). Entretanto, apesar da existência de limitações, acredita-se que esse estudo contribua com a geração de informações relevantes para a discussão sobre o mercado de crédito rural brasileiro.

## REFERÊNCIAS

AFOLABI, O. I.; ADEGBITE, D. A.; AKINBODE, S. O.; ASHAOLU, O. F.; SHITTU, A. M. Credit Constraints: Its Existence and Determinants among Poultry (Egg) Farmers in Nigeria. **British Journal of Economics, Management & Trade**, v.4, n.12, p. 1834-1848, 2014.

AZEVEDO, C. M.; SHIKIDA, P. F. A. Assimetria de informação e o crédito agropecuário: o caso dos cooperados da Coamo-Toledo (PR). **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 42, n. 2, p. 267-292, 2004.

BARHAM, B. L.; BOUCHER, S.; CARTER, M. R. Credit constraints, credit unions, and small-scale producers in Guatemala. **World Development**, v. 24, n. 5, p. 793-806, 1996.

BARON, R. A. Behavioral and cognitive factors in entrepreneurship: Entrepreneurs as the active element in new venture creation. **Strategic Entrepreneurship Journal**, v. 1, n. 1-2, p. 167-182, 2007.

BARSLUND, M.; TARP, F. Formal and informal rural credit in four provinces of Vietnam. **The Journal of Development Studies**, v. 44, n. 4, p. 485-503, 2008.

BCB (BANCO CENTRAL DO BRASIL). **Relatório de inclusão financeira**. Brasília, 2011.

BCB (BANCO CENTRAL DO BRASIL). **Composição e evolução do SFN**. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/?SFNATUALMES>>. Acesso em: 14/02/2017.

BESLEY, T. How do market failures justify interventions in rural credit markets? **The World Bank Research Observer**, v. 9, n. 1, p. 27-47, 1994.

BITTENCOURT, G. A. **Abrindo a caixa preta: o financiamento da agricultura familiar no Brasil**. 2003. 227f. Dissertação (Mestrado) – Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2003.

BÚRIGO, F. L. **Cooperativa de crédito rural: agente de desenvolvimento local ou banco comercial de pequeno porte?** Chapecó: Argos, 2007.

CARRER, M. J.; SOUZA FILHO, H. M.; VINHOLIS, M. M. B. Determinantes da demanda de crédito rural por pecuaristas de corte no estado de São Paulo. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 51, n. 3, p. 455-478, set. 2013.

CAZELLA, A. A.; BÚRIGO, F. L. Inclusão financeira e desenvolvimento rural: a importância das organizações territoriais. **Política & Sociedade**, v. 8, n. 14, p. 301-334, 2009.

CHAVES, S. S. O cooperativismo de crédito no Brasil: evolução e perspectivas. In: DODL, A. B.; BARROS, J. R. N.; LEITÃO, M. (Ed.). **Desafios do Sistema Financeiro Nacional: o que falta para colher os benefícios da estabilidade conquistada**. Rio de Janeiro: Elsevier-Campus, 2011. p. 69-97.

CHEN, K.; CHIVAKUL, M. What Drives Household Borrowing and Credit Constraints? Evidence from Bosnia and Herzegovina. **IMF Working Papers**, p. 1-34, 2008.

CHENG, S.; LONG, J. S. Testing for *iaa* in the multinomial logit model. **Sociological Methods & Research**, v. 35, n. 4, p. 583–600, 2007.

EUSÉBIO, G. S.; TONETO JR. Uma análise do acesso ao crédito rural para as unidades produtivas agropecuárias do estado de São Paulo: um estudo a partir do LUPA. **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 38, p. 133 – 152, 2012.

FERRARY, M. Trust and social capital in the regulation of lending activities. **Journal of Socio-Economics**, n. 31, p. 673–699, 2003.

FREITAS, A. F.; FREITAS, A. F.; AMODEO, N. B. P.; BRAGA, M. J. Entre a cruz e a espada: análise de um dilema do cooperativismo de crédito rural solidário. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 48., 2010. Campo Grande. **Anais...** Campo Grande: SOBER, 2010.

GOYAL, A.; GONZÁLEZ-VELOSA, C. Improving agricultural productivity and market efficiency in Latin America and the Caribbean: How icts can make a difference? **Journal of Reviews on Global Economics**, v. 2, p. 172–182, 2013.

HAUSMAN, J.; MCFADDEN, D. Specification tests for the multinomial logit model. **Econometrica**, v. 52, n. 5, p. 1219–1240, 1984.

JAPPELLI, T. Who is credit constrained in the US economy? **The Quarterly Journal of Economics**, v.105, n.1, p. 219–234, 1990.

LIMA, R. A. S.; SHIROTA, R. Influência do capital social no mercado de crédito rural. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 43, n. 1, p. 63–80, mar. 2005.

LONG, J. S.; FREESE, J. **Regression models for categorical dependent variables using Stata**. 2. ed. [S.l.]: Stata press, 2006.

PETRICK, M. Empirical measurement of credit rationing in agriculture: A methodological survey. **Agricultural Economics**, v. 33, n. 2, p. 191–203, 2005.

SANTOS, R. B. N.; BRAGA, M. J. Impactos do crédito rural na produtividade da terra e do trabalho nas Regiões Brasileiras. **Economia Aplicada**, v. 17, n. 3, p. 299–324, set. 2013.

STIGLITZ, J.; WEISS, A. Credit Rationing in Markets with Imperfect Information. **The American Economic Review**, v. 71, n. 3, p. 393–410, 1981.

TRAN, M. C.; GAN, C.E.C; HU, B. Credit constraints and impact on farm household welfare: Evidence from Vietnam's North Central Coast region. **International Journal of Social Economics**, v. 43, n. 8, p.782–803, 2016.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. Cambridge, MA: MIT Press, 2002.

ZELLER, M. Determinants of credit rationing: a study of informal lenders and formal credit groups in Madagascar. **FCND Discussion Paper**, Washington, n. 2, 1994.

## ANEXO

**Tabela A1 - Teste de Wald para combinação das alternativas**

Combinação de Categorias	$\chi^2$	Graus de liberdade	$P > \chi^2$
1-2	2,15e+06	18	0,000***
1-0	1,13e+06	18	0,000***
2-0	5,20e+06	18	0,000***

Notas: 0 = não obteve crédito de nenhuma fonte; 1 = acessou crédito exclusivamente via cooperativas de crédito; 2 = acessou crédito exclusivamente via bancos ou outras IF, exceto cooperativas de crédito. \*\*\*Resultados significativos a 1%.

Fonte: Resultados da pesquisa.

**Tabela A2 - Teste de Hausman para a hipótese de IIA**

Categorias Omitidas	$\chi^2$	g.l.	$P > \chi^2$
1	-1,716	18	—
2	-924,439	18	—

Notas: 1 = acessou crédito exclusivamente via cooperativas de crédito; 2 = acessou crédito exclusivamente via bancos ou IF, exceto cooperativas de crédito. Se  $\chi^2 < 0$ , o modelo estimado não satisfaz as hipóteses assintóticas do teste.

Fonte: Resultados da pesquisa.



Revista de Economia e Agronegócio - REA  
ISSN impresso: 1679-1614  
ISSN online: 2526-5539  
Vol. 15 | N. 1 | 2017

**Eduardo Rodrigues  
Sanguinet**

*Doutorando em Economia do  
Desenvolvimento na Pontifícia  
Universidade Católica do Rio  
Grande do Sul (PUCRS)*

*E-mail:*

[eduardorodriguessanguinet@gmail.com](mailto:eduardorodriguessanguinet@gmail.com)

**Leonardo Xavier da Silva**

*Doutor em Economia pela  
Universidade Federal do Rio Grande  
do Sul (UFRGS). Professor  
Associado do Departamento de  
Economia e Relações Internacionais  
(UFRGS).*

*E-mail: [leonardo.xavier@ufrgs.br](mailto:leonardo.xavier@ufrgs.br)*

## CONSUMO E CERTIFICAÇÃO DE MAÇÃS: PERFIL DO CONSUMIDOR E DISPOSIÇÃO A PAGAR

---

### RESUMO

Este artigo apresenta a análise do comportamento do consumidor diante dos processos de certificação de maçãs. O estudo foi realizado na cidade de Santa Maria (Rio Grande do Sul, Brasil). Aplicou-se o modelo de regressão logística para avaliar o perfil do consumidor e sua disposição a pagar por maçãs certificadas. Os resultados mostram que os consumidores não valoram, em sua maioria, os atributos da fruta que se relacionam à qualidade e à segurança do alimento no momento da compra. Verificou-se, também, que o conjunto de características socioeconômicas dos consumidores não possibilita que se trace uma tipologia do indivíduo que valora e que esteja disposto a pagar mais para comprar maçãs certificadas.

**Palavras-chave:** Consumo; Maçãs; Disposição a pagar; Certificação.

---

### ABSTRACT

This article presents the analysis of consumer behavior in the process of apples' certification. The study was carried out in the city of Santa Maria (Rio Grande do Sul, Brazil). The logistic regression model was applied to evaluate the profile of the consumer and his willingness to pay for certified apples. The results showed that the most part of the consumers do not value the fruit attributes related to the quality and safety of the food at the time of purchase. It was also verified that the set of socioeconomic characteristics of the consumers did not allow to draw a typology of the individual who values and who is willing to pay more to buy certified apples.

**Keywords:** Consumption; Apples; Willingness to pay; Certification.

**JEL Code:** C19; D12.

## INTRODUÇÃO

A discussão sobre segurança e qualidade de frutas engloba distintos aspectos como, por exemplo, os relacionados à garantia e à aplicação de determinados parâmetros de qualidade diante dos processos produtivos. Para o caso de produtos agroalimentares consumidos *in natura*, como as frutas, esta discussão requer um olhar mais minucioso, uma vez que a saúde dos consumidores é afetada diretamente. A definição da qualidade desses alimentos demanda a consideração de todos os procedimentos envolvidos nas várias etapas do processo de produção, que inclui desde as atividades agrícolas, o processamento, a industrialização e os serviços até a comercialização (OLIVEIRA, 2005).

No Brasil, a maçã é uma fruta que apresenta grande importância econômica e potencialidade no mercado nacional e mundial. Em relação ao consumo doméstico, está entre as preferidas pelo consumidor, e em termos comerciais, é uma das mais exportadas. De acordo com o Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA, 2013), o consumo aparente da maçã no Brasil, em 2012, foi de 5,78 kg/habitante/ano, estando atrás apenas da banana. A produção acumulada em 2014 foi de 1,3 milhão de toneladas, com cerca de 10% sendo destinadas para exportações, estando atrás somente das bananas, mangas, melões e laranjas e seus derivados (FAOSTAT, 2017). Na América do Sul, o país é o terceiro maior produtor da fruta (atrás de Chile e Argentina) e mundialmente é responsável por cerca de 3% de toda a produção.

A participação econômica da produção macieira no mercado externo requer que internamente existam normatizações específicas que visem ao controle e à adequação, e que contribuam para a construção de um novo padrão para a produção, comercialização e consumo da fruta. Tais regramentos permitem a maior confiabilidade em relação à produção brasileira, o que é favorável para competitividade do país frente a outros produtores. Para Fornasier e Waquil (2010), uma das bases para assegurar tal garantia se dá a partir dos sistemas de certificação, que funcionam como mecanismos de garantia das características de determinado produto ou processo.

Os sistemas de certificação induzem a mudanças nos aspectos produtivos das maçãs, onde o condicionamento a tal sistema implica em mudanças que afetam a disponibilidade da fruta frente ao consumidor brasileiro, uma vez que afetam todas as etapas da produção. O apelo em relação à saúde do consumidor é um ponto fundamental que norteia a normatização dos sistemas agroalimentares, principalmente nos quesitos relacionados à qualidade e à segurança do alimento. Rothenback (2013) afirma que, aliado à diversidade de tipos de maçã que proporciona variação das possibilidades de escolha conforme a preferência do consumidor, somado ao destaque produtivo da região sul brasileira no

ímpeto da cadeia produtiva da fruta, o setor macieiro e suas características tornam-se interessantes para estudos mais aprofundados.

Diante disto, este estudo objetiva compreender o comportamento do consumidor doméstico diante da certificação das maçãs e traçar o perfil de consumidor que se mostre disposto a pagar mais para comprar maçãs certificadas. Para tal, parte-se de uma análise empírica com consumidores e adota-se a análise da valoração contingente como ferramenta analítica para mensurar a valoração atribuída pelos consumidores para as maçãs certificadas.

O artigo está estruturado em cinco seções, a contar esta introdutória. Na segunda, discute-se o processo de certificação nos mercados frutícolas, com destaque para o setor macieiro. A terceira apresenta aspectos teóricos relacionados ao comportamento do consumidor e sua disposição a pagar. A quarta detalha as etapas metodológicas do estudo, enquanto a quinta mostra os principais resultados. A sexta, e última, sintetiza as considerações finais do estudo.

## MERCADO DE MAÇÃS NO BRASIL E O PAPEL DA CERTIFICAÇÃO

A maçã está inserida em uma cadeia produtiva já consolidada no país, em que os processos de certificação incidem sobre seus distintos elos<sup>1</sup>. Em sentido mais amplo, a certificação é um procedimento reconhecido oficialmente por organizações e instituições, que assegura aos alimentos e, ou, a seus sistemas agroalimentares, normatização e regulação de uma gama de requerimentos que minimizam riscos, garantam a segurança e sustentabilidade do processo de produção até a disponibilização para o consumidor final (CODEX ALIMENTARIUS, 2007; ANVISA, 2013).

Atualmente, existem vários tipos de selos de certificação que denotam aos produtos uma imagem de qualidade e segurança. Para Hatanaka, Bain e Busch (2005) e Mansfield (2004), as certificações e os seus selos incitam o disciplinamento das cadeias agroalimentares e a potencialidade dos selos em agregarem significados diversos. Sob este ponto de vista, Boström e Klintman (2008) sugerem que os selos são ferramentas de síntese, uma vez que aglutinam ideias e valores em um único emblema. Em função das exigências de rastreabilidade, os critérios internacionais para certificar a produção de maçã baseiam-se na análise de toda a cadeia (BNDES, 2010).

Para Ribeiro (2005), o Brasil vem desenvolvendo estratégias para comercialização de frutas no mercado externo e tem procurado adaptar-se às exigências de qualidade impostas por esses mercados, entre estas, a

---

<sup>1</sup> Para Denicol Júnior (2010), a cadeia produtiva da maçã é formada por um conjunto interativo composto por empresas de médio e grande porte, com alta produtividade, bons níveis tecnológicos nos pomares, nas câmaras de armazenamento (*packing house*), e elevada integração vertical, principalmente na embalagem e comercialização da fruta.

certificação da produção agrícola no sistema de Produção Integrada de Maçãs (PIM), que compõe um sistema maior que é o da Produção Integrada de Frutas (PIF). A produção de frutas dentro do sistema PIF é fundamental para a continuidade das exportações para a União Europeia (UE) que, pela Lei nº 178/2002, Artigo 18, a partir de 2005 dispõe sobre a rastreabilidade: “[...] a rastreabilidade será assegurada em todas as fases de produção, transformação e distribuição dos gêneros alimentícios, dos alimentos para animais, dos animais produtores de gêneros alimentícios [...]” (COMISSÃO EUROPEIA, 2002).

Fornasier e Waquil (2012) argumentam que os agentes envolvidos na cadeia produtiva da maçã, a partir da preocupação em relação às novas exigências do mercado externo quanto à segurança dos alimentos, principalmente da UE, procuraram o MAPA entre 1998 e 1999, por meio da Associação Brasileira de Produtores de Maçã (ABPM). A alegação centrava-se nas pressões comerciais sofridas na exportação de maçã, uma vez que a UE exigia maiores garantias sobre o processo produtivo da fruta. Assim, a cadeia necessitava de instrumentos que permitissem a orientação e a institucionalização de um sistema de produção que, ao mesmo tempo, atendesse às exigências dos mercados compradores e fosse factível à realidade brasileira. Levando em consideração a condição da credibilidade e da confiabilidade do sistema e dos trabalhos que seriam desenvolvidos no país, surgiram os trabalhos com a PIF no Brasil (ANDRIGUETO et al., 2008).

O processo de certificação envolve a decisão, por parte do produtor, em se adequar às exigências e também a de realizar as alterações necessárias na propriedade e no sistema de produção como um todo. Tal decisão envolve a possibilidade dos produtores integrarem-se a mercados mais complexos e rentáveis (DÖRR; MARQUES, 2006). Tais possibilidades e benefícios atingem as esferas econômica, ambiental e sanitária.

Na cadeia produtiva da maçã, assim como em qualquer outra, o objetivo principal é abastecer compradores e consumidores com produtos de qualidade e em quantidade compatíveis com suas necessidades e a preços competitivos. Assim, o agente comprador de maçãs possui muita influência sobre os demais componentes da cadeia, sendo importante conhecer e entender as demandas do mercado (ANDRIGUETO et al., 2008; AGAPOMI, 2014). Neste sentido, é importante frisar que os consumidores finais incluem os mercados externos e o mercado interno, onde os consumidores domésticos passam a contar com a oferta de maçãs certificadas.

Em relação aos produtores, estes, muitas vezes, são pressionados a implantar mecanismos para verificação da qualidade do processo produtivo que seja certificado por terceiros<sup>2</sup>. O uso da certificação

---

<sup>2</sup> Hatanaka, Bain e Busch (2005) discutem este tipo de certificação. O termo original, em inglês, utilizado pelos autores é *Third-party certification*.

realizada por uma terceira parte (privada) é um mecanismo institucional para o monitoramento e cumprimento de normas de qualidade e segurança do alimento.

Howard e Allen (2006) citam as principais funções dos selos de certificação na agricultura, destacando três: i) informam aos consumidores as características do produto que não são visíveis, aparentes ou capazes de serem verificadas no ato da compra; ii) podem servir como mecanismos para implementação de políticas públicas; iii) podem favorecer nichos de mercado, facilitando o crescimento das vendas para os produtores que seguem os processos certificados de cultivo. A certificação, assim, cumpriria os requisitos impostos pelas barreiras internacionais e serviria como diferencial aos compradores, que tenderiam a decidir, juntamente com aspectos qualitativos do fruto em si, a origem da produção, o preço, etc (BOSTRÖM; KLINTMAN, 2008). Souza e Amato Neto (2006) afirmam que, para a inserção nas cadeias produtivas, a certificação deve ser colocada como um pré-requisito necessário.

## COMPORTAMENTO DO CONSUMIDOR

A proposta deste estudo é compreender o comportamento do consumidor doméstico diante da certificação das maçãs, além de avaliar o perfil deste em relação a sua disposição a pagar mais para comprar maçãs certificadas. Esta seção busca apresentar, de forma breve, as principais características que envolvem o processo decisório de compra por parte do consumidor<sup>3</sup>.

O comportamento do consumidor de maçãs obedece a um elenco de fatores que o usuário elege objetiva e subjetivamente como prioridade para sua escolha de compra, de forma a considerar o que lhe proporcione mais satisfação, seja pela qualidade, pelo custo ou pelas informações que dispõe e que diferenciem o produto em relação aos demais. O importante nesse processo é que a probabilidade de escolha de compra de um bem em relação ao outro, como no caso deste estudo, da maçã certificada em relação a não certificada, possa estar condicionada a fatores intrínsecos da própria fruta.

O processo decisório é o principal aspecto a ser considerado pelo consumidor. Cavalcante (2002) apresenta a escolha do consumidor como um processo sequencial de tomada de decisão, em que o consumidor diante da necessidade ou desejo de adquirir algum produto coleta informações sobre as alternativas disponíveis e os valores dos atributos, adquirindo então conhecimento sobre as alternativas. De posse dessas

---

<sup>3</sup> É importante salientar que a teoria econômica apresenta ampla discussão em relação aos pressupostos que condicionam o comportamento do consumidor, em que se apresentam críticas direcionadas às premissas do comportamento utilitarista. Neste sentido, o presente estudo parte de pressupostos neoclássicos que visam à operacionalização do Método da Valoração Contingente (MVC), que é discutido na Metodologia.

informações, o consumidor compara as alternativas e seus atributos, formando a sua preferência individual. Depois disso, o consumidor escolhe sua alternativa e faz uma reavaliação da sua escolha, através da experiência da utilização dessa alternativa.

Ortúzar e Román (2003) afirmam que no processo de escolha os componentes que interferem no comportamento do consumidor podem ser divididos em elementos externos (características de bem-estar, restrições situacionais) ou internos (percepções e preferências). Os primeiros servem para promover e restringir o comportamento do mercado, e os últimos refletem a compreensão dos consumidores sobre as opções que influenciam sua decisão em estratégias particulares.

Nessa perspectiva em que os consumidores fazem suas escolhas no mercado tendo como base a sua satisfação e bem-estar, a teoria de bem-estar econômico apresenta algumas premissas que colocam o objetivo da atividade econômica como promotor do aumento do bem-estar dos indivíduos, e considera que cada indivíduo é o melhor julgador do nível do seu bem-estar. Para Mac-Knight (2008), o bem-estar individual pode ser inferido através das escolhas que os indivíduos fazem entre cestas alternativas de consumo. O consumidor procura escolher, dentre todas as cestas disponíveis e possíveis de consumo, aquelas que são as preferidas para maximizar sua satisfação; ou a utilidade.

A medida utilizada nesta pesquisa leva em consideração a disposição a pagar do consumidor santa-mariense por maçã certificada em relação a não certificada, de forma a possibilitar que se quantifique, bem como evidencie e se valore a certificação da maçã do ponto de vista do público consumidor. A partir da visão da microeconomia utilitarista, pretende-se avaliar o diferencial monetário de disposição a pagar entre dois bens, e o quanto os consumidores valoram um bem em relação ao outro: maçãs certificadas e maçãs sem certificação. Munene (2006) afirma que o bem-estar dos consumidores muda devido a alterações nos preços de bens, serviços e renda do consumidor. As medidas de bem-estar convencionais para mudanças de preços estão compensando as variações equivalentes, o que corresponde ao montante máximo que um indivíduo estaria disposto a pagar para garantir a mudança ou a quantidade mínima que ele estaria disposto a aceitar para prescindir dele (HANEMANN, 1989).

Desta forma, Disposição a Pagar (DAP) pode ser conceituada como uma medida de excedente *hicksiana* que pode ser expressa numericamente de formas distintas e equivalentes (LUSK;HUDSON, 2004). Uma das formas de expressar a DAP é considerar a maximização da utilidade ( $U_x$ ) de um consumidor, dada sua restrição orçamentária ( $R$ ), e outra é através da minimização das despesas (HANEMANN, 1989). Para avaliar a DAP por determinados bens, utiliza-se conceitos de excedente do consumidor e do valor monetário total que um indivíduo estaria disposto a pagar por uma dada quantidade de bens, além do seu custo. Curvas de demanda do consumidor mostram o desejo marginal de pagar por um bem, ou o máximo que este pagaria pela *n-ésima* unidade do bem, dado que *n-1*

unidades desse bem foram consumidas. A disposição a pagar total por  $n$  unidades é a soma das disposições para pagar marginais por todas as  $n$  unidades, ou seja, a área sob a curva de demanda. A disposição para pagar total é a medida dos benefícios brutos, enquanto o preço de compra é a medida de custos. Assim, o benefício líquido é igual ao excesso do benefício bruto sobre o custo, que é a disposição a pagar total menos o custo total.

## METODOLOGIA

Para compreender o comportamento do consumidor diante da certificação das maçãs e traçar o perfil de consumidor que se mostre disposto a pagar mais para comprar maçãs, foram analisados dados primários a partir do método da valoração contingente. Para tal, aplicaram-se dois modelos de regressão logística.

### Amostra e dados primários

A realidade empírica estudada abrangeu consumidores do município de Santa Maria que utilizam supermercados como canal de comercialização para a compra de maçã. O município é localizado na região central do Rio Grande do Sul, Brasil, sendo o mais populoso da região, apresentando uma área territorial de 1.788,121 km<sup>2</sup> e 261.031 habitantes em 2010 (IBGE CIDADES, 2014). Selecionou-se uma amostra representativa para esse universo, de acordo com a equação (1):

$$n = \frac{N \cdot \left( \frac{1}{E_0^2} \right)}{N + \left( \frac{1}{E_0^2} \right)} = \frac{261031 \cdot \left( \frac{1}{(0,10)^2} \right)}{261031 + \left( \frac{1}{(0,10)^2} \right)} = 99 \quad (1)$$

em que  $n$  representa o tamanho mínimo da amostra calculada,  $N$  o tamanho da população e  $E_0^2$  é o do erro amostral tolerável, onde admitiu-se como de 10%. Ao todo foram aplicados 155 formulários, número acima do mínimo calculado, nas entradas dos estabelecimentos de quatro das maiores redes supermercadistas presentes no município. Esse critério de seleção dos estabelecimentos levou em consideração o porte, de acordo com a disponibilidade ofertada e a área física.

Os consumidores foram entrevistados aleatoriamente, onde se buscou identificar distintos perfis de consumidores de maçã. A pesquisa foi realizada no segundo semestre de 2014. Formularam-se questões fechadas, agrupando informações de caráter socioeconômico, sobre conhecimento acerca da certificação, atrelado às questões sobre valoração e importâncias relativas a atributos das frutas. As perguntas foram de cunho qualitativo e

quantitativo, adotando-se escala do tipo *likert* (valores de 1 a 5) e também pela obtenção de valores brutos<sup>4</sup>.

### **Método da valoração contingente (MVC)**

A valorização atribuída por parte dos consumidores aos bens que adquirem no mercado depende de um conjunto de fatores baseado em dimensões cognitivas, valorativas e emotivas. O método da valoração contingente (MCV) avalia o impacto no nível de bem-estar dos indivíduos, resultante de uma variação quantitativa ou qualitativa dos atributos de um bem. Essa variação é transformada em valores monetários, a partir da atribuição declarada pelos consumidores. Assim, utilizando-se informações escritas, verbais e visuais, o método propõe a existência de um determinado mercado. A oferta é representada pelo entrevistador e a demanda pelo entrevistado. Para o entrevistado, o formulário constrói um mercado específico (MITCHELL; CARSON, 1993; RIERA, 1994; GONZÁLES, 2004).

O MVC capta através da construção de um mercado hipotético e de perguntas diretas o valor atribuído pelos consumidores às suas mudanças de bem-estar, produzidas por modificações nas condições de oferta de um bem transacionado ou não no mercado. No caso deste estudo, este bem é representado pela maçã certificada.

Para analisar o comportamento do consumidor, a pesquisa foi construída em duas etapas. Na primeira, buscou-se caracterizar o perfil do consumidor, considerando-se um conjunto de variáveis (Quadro 1). Na segunda, fez-se uso da análise da disposição a pagar (DAP), enquanto constructo analítico do MVC. Para ambas as etapas, foram analisados dois modelos de regressão logística, que apresentam a variável dependente como categórica dicotômica e as variáveis independentes (previsoras) como contínuas ou categóricas. Hair *et al.* (2006) afirmam que a regressão logística tem uma única variável estatística composta de coeficientes estimados para cada variável independente, assim como em regressões múltiplas. A regressão logística deriva seu nome da transformação *logit* usada com a variável dependente, criando diversas diferenças no processo de estimação. Utilizou-se o método de entrada forçada da regressão, em que todas as covariáveis são inseridas no modelo em um único bloco e as estimativas dos parâmetros calculadas para cada bloco.

Na regressão logística, em vez de se prever o valor da variável *Y* a partir de um ou mais previsores *X*, prevemos a probabilidade de *Y* ocorrer

---

<sup>4</sup> No Anexo A deste estudo encontra-se o questionário completo. Um conjunto de perguntas relacionadas aos atributos da fruta considerados no momento da compra foi feito junto aos consumidores, contudo, estes não foram analisados sob a forma de resultados no presente estudo.

conhecidos os valores de  $X$ . A estrutura padrão do modelo é expressa em (2):

$$P(Y) = \frac{1}{1 + e^{-(b_0 + b_1 X_1 + \dots + b_n X_n + u_i)}} \quad (2)$$

em que  $P(Y)$  é a probabilidade de  $Y$  ocorrer, assumindo valores de 0 e 1; e  $e$  é a base dos logaritmos naturais e os demais coeficientes da equação formam uma combinação entre múltiplos previsores (variáveis independentes). A utilização da base logarítmica garante a linearidade entre as variáveis independentes.

A avaliação da aderência do modelo de regressão logística se dá pela análise da verossimilhança-log, que é baseada na soma das probabilidades associadas com a saída real e a prevista (TABACHNICK; FIDELL, 2001), servindo como indicador de quanta informação não explicada ainda existe após o modelo ter sido ajustado. Quanto maiores forem os valores da estatística de verossimilhança-log, menos o modelo é explicativo. Também foram avaliadas as estatísticas de Cox e Snell, baseada na verossimilhança-log do modelo, e o Quadrado de Nagelkerke, com o sentido de fornecer medidas do grau de aderência do modelo.

Os valores dos parâmetros são estimados por máxima verossimilhança, que seleciona os coeficientes que tornam os valores observados mais prováveis de terem ocorrido. Os parâmetros nos modelos de regressão logística foram avaliados pelos valores de  $\exp(b)$ , que indicam as mudanças nas probabilidades resultantes da mudança de uma unidade na variável independente. Avaliou-se o teste de Hosmer e Lemeshow, que busca, a certo nível de significância, não rejeitar a hipótese de que não existem diferenças significativas entre os valores preditos e observados. A estatística de Wald informa se o coeficiente  $b$  de cada previsor é significativamente diferente de zero. Se isso ocorrer, pode-se assumir que o previsor está contribuindo de forma significativa para a previsão da variável dependente  $Y$ .

Utilizaram-se duas modelagens e em ambas a DAP foi considerada variável binária, registrando se os consumidores estão ou não dispostos a pagar mais pela maçã certificada em relação a não certificada. No primeiro modelo *logit* tentou-se verificar quais são os fatores (atributos socioeconômicos e da fruta em si) que aumentam a probabilidade dos consumidores saberem o que, de fato, representam os processos de certificação. Essa análise buscou evidenciar os fatores que aumentam a probabilidade de o consumidor ter conhecimento sobre o que é certificação. O segundo modelo é complementar ao primeiro, onde se buscou mostrar que fatores aumentam a probabilidade de os consumidores mostrarem-se dispostos a pagar mais por maçãs certificadas. O Quando 1 mostra as variáveis dos modelos.

**Quadro 1 - Modelos de regressão logísticos aplicados**

Modelo	Variável dependente binária	Variáveis independentes
Modelo 1	$P(y = 0   X_1, \dots, X_k)$ se y = consumidor não sabe o que é certificação; $P(y = 1   X_1, \dots, X_k)$ se y = consumidor sabe o que é certificação.	X <sub>1</sub> : Idade (expressa em anos). X <sub>2</sub> : Renda familiar (renda do proponente incluindo de terceiros). X <sub>2</sub> : Estado civil: para essa variável se considerou os valores 0, para solteiros (inclui viúvos e divorciados) e 1, para casados. X <sub>4</sub> : Escolaridade: é categorizada, assumindo os valores, de forma respectiva: 1 e 2, fundamental incompleto e completo; 3 e 4, médio incompleto e completo; 5 e 6, superior incompleto e completo; 7 e 8, pós-graduação incompleta e completa. X <sub>5</sub> : Sexo: é categórica, em que 0 representa as mulheres e 1 os homens. X <sub>6</sub> : Consumo semanal de maçãs: expresso em unidades da fruta consumidas na semana.
Modelo 2	$P(y = 0   X_1, \dots, X_k)$ se y = consumidor não está disposto a pagar a mais; $P(y = 1   X_1, \dots, X_k)$ se y = consumidor está disposto a pagar a mais.	X <sub>1</sub> : Idade (expressa em anos). X <sub>2</sub> : Renda familiar (renda do proponente incluindo de terceiros). X <sub>3</sub> : Estado civil: para essa variável se considerou os valores 0, para solteiros (inclui viúvos e divorciados) e 1, para casados. X <sub>4</sub> : Escolaridade: é categorizada, assumindo os valores, de forma respectiva: 1 e 2, fundamental incompleto e completo; 3 e 4, médio incompleto e completo; 5 e 6, superior incompleto e completo; 7 e 8, pós-graduação incompleta e completa. X <sub>5</sub> : Sexo: é categórica, em que 0 representa as mulheres e 1 os homens. X <sub>6</sub> : Consumo semanal de maçãs: expresso em unidades da fruta consumidas na semana. X <sub>7</sub> : conhecimento sobre certificação, em que 0 representa não conhecimento e 1, conhecimento.

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados estão organizados em duas partes. Na primeira, especificam-se as características dos consumidores da realidade empírica estudada. Na segunda, discutem-se os resultados da aplicação dos modelos de regressão logística.

### Perfil dos consumidores

Participaram da pesquisa consumidores com características socioeconômicas bastante diferenciadas. A Tabela 1 sumariza as principais estatísticas do conjunto amostral estudado.

**Tabela 1 - Estatísticas da amostra**

<b>Característica</b>	<b>Descrição</b>	<b>Medidas</b>
Idade	Média	39,43 anos
	Desvio-padrão	17,13 anos
	Coeficiente de variação	0,43
Gênero (sexo)	Homens	45%
	Mulheres	55%
Estado Civil	Casados	44,87%
	Solteiros	55,13%
Renda <sup>1</sup>	Média	R\$ 3.789,12 <sup>2</sup>
	Desvio-padrão	R\$ 4.904,89
	Coeficiente de variação	1,61
Escolaridade	Fundamental incompleto	10%
	Fundamental completo	10%
	Médio incompleto	6%
	Médio completo	29%
	Superior incompleto	19%
	Superior completo	20%
	Pós-graduação incompleta	1%
	Pós-graduação completa	5%

Nota: <sup>1</sup> Incluindo de terceiros; <sup>2</sup> Valor corrigido pelo IPCA (IBGE) para julho/2016.

Fonte: Resultados da pesquisa.

A idade dos consumidores mostra-se desconcentrada e sem um determinante característico. A média é de 39,43 anos, sendo o consumidor mais jovem com 15 anos e o mais velho 73. A idade que se mostrou mais frequente é de 21 anos (moda) e a que delimita a mediana amostral de 37 anos, podendo-se inferir, a partir disso, que a maioria dos entrevistados se

encontra em faixas maiores de idade. Em termos de níveis de renda, a média é de R\$ 3.789,12, variando de R\$ 0,00 até R\$ 50.000,00. A renda do público entrevistado apresenta mediana de R\$ 1.900,00. Os coeficientes de variação da idade e da renda retratam o comportamento dos dados em relação a seus desvios sobre a média, onde se observa que a idade varia muito menos (coeficiente de variação de 0,43) no conjunto de dados disponíveis do que a renda (coeficiente de variação de 1,61).

A relação de homens e mulheres mostra-se mais equilibrada. A amostra representativa para o município de Santa Maria é formada pela maioria de mulheres, que representam 55% da amostra estudada, enquanto os homens representam 45%. Em relação ao estado civil, nota-se que a maioria é constituída de solteiros (51,28%).

O nível de escolaridade dos consumidores variou de forma significativa. Há uma concentração de consumidores com níveis de escolaridade mais altos: 29% têm ensino médio completo, seguido por 20% com graduação concluída e 5% com nível de pós-graduação completa. Outros 19% do público são formados por estudantes de graduação. A minoria, porém, ainda existente, apresenta níveis de instrução mais baixos, onde se tem um total de 10% que não concluíram o ensino fundamental.

Essas informações apresentadas (idade, renda, sexo, escolaridade e estado civil) são importantes para caracterizar os consumidores. Dentre os fatores que influenciam o comportamento do consumidor, estão as características socioeconômicas, as necessidades individuais, as motivações pessoais e personalidade, as percepções e imagens, os grupos e líderes de opinião, a classe social, o estilo de vida, a cultura e os sistemas de valores (VALENT *et al.*, 2014). Com base nestes fatores, os consumidores avaliam a qualidade dos produtos através de suas percepções e as escolhas têm como base uma escala de valores ponderados. Pelos dados de caracterização amostral, nota-se a heterogeneidade do público que colaborou para o estudo, em que pode-se afirmar, em linhas gerais e dado o caráter amostral da pesquisa, o perfil do consumidor de Santa Maria.

Como discutido na seção 3, o processo de compra de maçãs por parte do consumidor compreende a tomada de decisão dos indivíduos em gastar seus recursos (tempo, dinheiro e esforço) em itens de consumo. No setor alimentício, dado seu caráter de essencialidade, o padrão comportamental do consumidor sofre influências de sentimentos complexos e difíceis de serem interpretados. O consumo de frutas vem aumentando nas preferências do consumidor, fato que se reflete diretamente no aumento da produção. Barros *et al.* (2007) destacam que, na última década, o Brasil vinha sendo beneficiado com essa maior conscientização dos benefícios nutricionais das frutas e tornou-se o terceiro maior produtor mundial, com uma produção anual de 34 milhões de toneladas.

Diferentes tipos de maçãs são encontrados em regiões de clima temperado e subtropical, já que macieiras não florescem em áreas tropicais, pois necessitam de um número considerável de horas de frio, que é variável em

função do tipo cultivado. De forma a qualificar a discussão sobre a perspectiva do consumidor santa-mariense em relação à compra de maçãs, a Tabela 2 mostra os tipos de fruta apontados como preferidos pelos consumidores. Esta pode ser uma primeira aproximação da relação entre a mensuração de qualidade e a análise do consumidor, uma vez que nos permite verificar a forma como é feita a avaliação sobre as diferentes possibilidades de compra de maçã.

**Tabela 2 - Tipos de maçã consumidos em Santa Maria**

<b>Tipo de maçã<sup>1</sup></b>	<b>Percentual (%)</b>
Indiferente	21,15
Maçã Nacional	7,69
Maçã Argentina	17,95
Maçã Fuji	29,18
Maçã Gala	18,91
Outros tipos	2,56
Maçã Verde	2,56
Total	100

Nota: <sup>1</sup> A classificação dos tipos de maçã foi obtida a partir das respostas dos consumidores.

Fonte: Resultados da pesquisa.

A maioria dos consumidores santa-marienses mostra-se preferível à compra de maçãs ao tipo *fugi* e *argentina*. A maçã do tipo *verde* é a menos preferida. É interessante destacar o percentual de indivíduos que se mostram indiferentes ao tipo de maçã a ser consumida. Isso pode inferir fatos de não conhecimento quanto à variedade de tipos comercializados ou à indiferença no momento da compra, em que se pode destacar a forma como os consumidores avaliam a compra de maçãs. É interessante destacar que, muitas vezes, os preços e aparência da fruta são os principais aspectos a serem considerados pelos consumidores no momento da compra.

### **Perfil do consumidor e disposição a pagar por maçãs certificadas**

A fim de analisar a influência que as características do público consumidor de maçãs de Santa Maria têm sobre o fato de se ter ou não conhecimento acerca do que é a certificação, aplicou-se o modelo de regressão logística binária. Tal análise possibilita-nos delimitar um perfil (tipologia) de consumidor que valora os aspectos relacionados à qualidade das maçãs e

também em relação à sua disposição a pagar mais por isso. A Tabela 3 mostra os coeficientes do primeiro modelo *logit* estimado, em que a variável dependente é representada pelo conhecimento ou não sobre o que é certificação.

**Tabela 3 - Conhecimento da certificação como variável dependente**

Variáveis	<i>b</i>	Erro Padrão	Wald	df	Sig.	<i>exp(b)</i>
Idade	-0,007	0,014	0,241	1	0,623	0,993
Renda	0,00	0,00	0,358	1	0,55	1,00
Estado Civil	-0,222	0,469	0,224	1	0,636	0,801
Escolaridade	0,289	0,101	8,220	1	0,004	1,334
Sexo	0,522	0,351	2,213	1	0,137	1,685
Consumo semanal	-0,057	0,051	1,242	1	0,265	0,945
Constante	-0,972	0,887	1,201	1	0,273	0,378
<b>Resumo do modelo</b>						
Verossimilhança-log		R quadrado de Cox e Snell		R quadrado de Nagelkerke		
196,310		0,104		0,139		
<b>Teste de Hosmer e Lemeshow</b>						
Qui-quadrado			df		Sig.	
16,945			6		0,009	

Fonte: Resultados da pesquisa.

Em relação a este primeiro modelo, o valor de  $R^2$  de 0,139 representa a significância do modelo, em que 13,90% das variações nas variáveis independentes determinam mudanças na probabilidade do consumidor saber o que é certificação. O teste de qui-quadrado ( $\chi^2$ ) mostra-se significativo ao nível de 5% (sig. = 0,009), indicando a adequação do modelo, onde variáveis observadas e estimadas não mantêm diferenças significativamente estatísticas entre si e, ademais, se ajustam bem. Os coeficientes estimados apresentaram ajustamento satisfatório.

A interpretação dos coeficientes representa a probabilidade de  $Y$  alterar-se em relação às mudanças das variáveis independentes. Ao observar estes coeficientes, tem-se que, de acordo com os níveis de significância, a *escolaridade* é a única variável que se mostra significativa ao nível de 5%, assumindo o valor de 0,004. A *escolaridade* mantém relação positiva e significativa, onde um maior nível de escolaridade aumenta a propensão de o consumidor saber o que é certificação. O modelo também apresenta variáveis não significativas em nível de 5%, as quais são *idade*, *renda*, *estado*

*civil, sexo e consumo semanal de maçãs*, em que os valores são maiores que 0,05: 0,623; 0,55; 0,636, 0,137 e 0,625, respectivamente.

Diante desses resultados, analisa-se que, com exceção do nível de escolaridade, não é possível traçar um perfil de características do consumidor de maçãs de Santa Maria que detenha conhecimento mais afinado sobre os processos de certificação. Independentemente da idade, do sexo e da renda média, os consumidores não manifestam um rigor, em termos de conhecimento e de visão crítica, sobre o mercado de maçãs que acessam. Até mesmo os consumidores que rotineiramente compram maçãs<sup>5</sup> não denotam importância significativa para o fato de a fruta possuir ou não selos de certificação.

Em relação à escolaridade, um aumento do nível de escolaridade aumenta a probabilidade de o indivíduo saber o que é certificação em 0,289 ( $b=0,289$ ). Em suma, a probabilidade de o indivíduo saber o que é certificação aumenta nos valores de  $b$ , representados pelos coeficientes no modelo. Complementarmente, os valores de  $b$  exponenciados, representados na última coluna da Tabela 3, indicam as mudanças proporcionais em termos de mudanças na probabilidade do consumidor ter conhecimento sobre o que seja a certificação. Como somente a escolaridade possui relação significativa, nota-se que o valor de  $\exp(b)$  é maior que 1, indicando que mudanças nesses quesitos influenciam no conhecimento acerca do que é a certificação.

Com a finalidade de analisar a influência que as características do público consumidor de maçãs de Santa Maria têm sobre o fato de estes estarem ou não dispostos a pagar mais por maçãs certificadas, estimou-se um segundo modelo de regressão logística binária. A Tabela 4 mostra os coeficientes do segundo modelo estimado.

Para esse segundo modelo (Tabela 4), no qual a variável binária representa a situação em que o consumidor está ou não disposto a pagar mais pela maçã com certificação, os coeficientes estimados por meio do modelo apresentaram ajustamento pouco satisfatório. O teste de  $\chi^2$  para o modelo não se apresenta significativo ao nível de 5% (sig. = 0,066), indicando a inadequação do modelo, mostrando que as variáveis observadas e estimadas não mantêm diferenças significativamente estatísticas entre si.

Ao observar as variáveis e seus respectivos coeficientes que compõem a regressão logística, nota-se que, de acordo com os níveis de significância, quase todas as variáveis independentes (idade, renda, estado civil, escolaridade, sexo, consumo semanal) assumem valores de significância maiores que 0,05, mostrando-se não significativas ao nível de 5%. A exceção é vista na variável conhecimento sobre certificação, em que o fato do consumidor ter conhecimento sobre o que é certificação o induz a estar disposto a realizar um esforço monetário para comprar maçãs certificadas.

---

<sup>5</sup> Uma das variáveis dos modelos representa o consumo semanal de maçãs.

**Tabela 4 - Disposição a pagar como variável dependente**

Variáveis na equação	<i>b</i>	Erro Padrão	Wald	df	Sig.	<i>exp(b)</i>
Idade	-0,015	0,014	1.294	1	0,255	0,985
Renda	0	0	1.362	1	0,243	1.000
Estado Civil	0,109	0,46	0,056	1	0,812	1.115
Escolaridade	-0,039	0,102	0,15	1	0,699	0,961
Sexo	-0,336	0,352	0,909	1	0,340	0,715
Consumo semanal	0,073	0,05	2.091	1	0,148	1.075
Conhecimento certificação	0,948	0,36	6.926	1	0,008	2.580
Constante	0,143	0,886	0,026	1	0,872	1.154
<b>Resumo do modelo</b>						
Verossimilhança-log	R quadrado de Cox e Snell		R quadrado de Nagelkerke			
198.577	0,082		0,110			
<b>Teste de Hosmer e Lemeshow</b>						
Qui-quadrado			df		Sig.	
13,247			7		0,066	

Fonte: Resultados da pesquisa.

Ao se observar os valores exponenciados,  $exp(b)$ , é possível notar que a variável de conhecimento sobre certificação assume o valor de 2,580. Isso significa que se um determinado consumidor assumir que sabe o que é certificação, a sua probabilidade em estar disposto a pagar mais para adquirir uma maçã com certificação aumenta na ordem de 2,580.

Ao observar os valores obtidos no modelo, infere-se que não há um conjunto de características dos consumidores que contribuam para o aumento da probabilidade destes estarem dispostos a pagar a mais por maçãs certificadas. Em contrapartida, é importante evidenciar que o consumidor que sabe o que é certificação é aquele que está disposto a pagar a mais pela fruta que possui tal requisito.

Afirma-se, pela análise dos dois modelos de regressão aplicados no presente estudo, que as características dos indivíduos pouco explicam o diferencial monetário de disposição a pagar a mais ao comprar uma maçã que apresenta selo de certificação. Essa afirmativa também vale para o fato de terem conhecimento sobre os processos de certificação, em que somente a escolaridade mostra-se como caracterizadora do fato do consumidor ter esse conhecimento sobre a maçã que compra.

## CONCLUSÕES

Este estudo buscou apresentar e discutir as características dos processos de certificação de maçãs, relacionando-as com a apropriação por parte dos consumidores em uma determinada realidade empírica, neste caso, representada pela cidade de Santa Maria, Rio Grande do Sul, Brasil. Foi possível determinar algumas relações entre o perfil do público consumidor de maçãs e também fazer um resgate conceitual e histórico dos processos pertinentes à certificação e regulamentação dos mercados agroalimentares.

O caráter compulsório da certificação para a produção e comercialização agroalimentar evidencia que, tanto os alimentos, quanto os sistemas agroalimentares, passaram a ser regulamentados por agentes institucionais para que cumpram determinados requisitos com vistas à qualidade e segurança. Essas mudanças deram-se em um contexto de trocas internacionais e de exigências, principalmente, de países europeus, o que gerou mudanças nos padrões produtivos e na forma de normatizar a produção agrícola. A discussão promovida pelo presente artigo direcionou-se para interpretações que inserissem o consumidor como um elo importante da cadeia produtiva da maçã, enquanto agente econômico que compra alimentos certificados.

Essa análise da relação entre consumidor e as maçãs é problematizada, uma vez que se discute na literatura que é apresentada uma demanda por alimentos que sejam mais seguros ou que garantam o direito das pessoas terem acesso à alimentação digna e de qualidade. Isso ocorre, em sentido mais amplo, em complacência com a complexidade dos programas de certificação, que teriam por objetivo representar essa segurança. A certificação, contudo, é vista como um instrumento regulador de mercado e as informações conhecidas pelos consumidores, quanto à própria certificação e as demais características do produto, tornam-se fatores condicionantes para o momento da compra.

O estudo detalhado quanto à forma como o consumidor reage e valora o produto certificado e, assim, diferenciado, foi relevante para as reflexões promovidas no presente estudo, pois permitiu discutir a compreensão da conduta e a visão de um dos mais importantes agentes para qualquer mercado – o consumidor final no momento da compra. Os aspectos de caracterização socioeconômica dos consumidores foram tratados como causas e, ou, condicionantes para que informações mais claras e exatas sobre os aspectos pertinentes à certificação pudessem ser de conhecimento do público consumidor. O público estudado apresentou níveis de instrução e escolaridade considerados altos e, mesmo assim, constatou-se que o público não se prima pelas informações sobre segurança transmitidas e apresentadas nas frutas através de selos de certificação.

Verificou-se que fatores, tais como escolaridade, mantêm relação positiva com o fato de se ter conhecimento sobre o que é, de fato, a certificação. Também se verificou, a partir do modelo, que o conjunto de características

do público do consumidor analisado (escolaridade, sexo, disposição a pagar mais pelo selo, idade, estado civil e consumo semanal de maçãs) não permitiu a delimitação de uma tipologia ou um perfil do consumidor que saiba o que seja certificação da fruta.

A ferramenta estatística de regressão (logística) representou-se como um relevante instrumento para gerenciar características socioeconômicas de uma amostra, relacionadas com uma questão acerca do conhecimento ou não de um fato. Embora não se possa afirmar que os fatores e variáveis analisadas sejam as melhores para avaliar como o consumidor santamariense de maçãs detém informações sobre o que seja o processo de certificação, o instrumental e as demais análises permitiram evidenciar algumas questões importantes. É importante frisar que não foi possível traçar uma tendência, em termos de perfil do consumidor, que tem informações mais claras sobre a relevância do selo de certificação nas maçãs.

Entretanto, alguns fatores importantes podem ser abstraídos. Os modelos de regressão logística aplicados permitem afirmar que a escolaridade é um determinante para o público consumidor santa-mariense saber ou não o que é certificação. Por outro lado, o fato do consumidor deter conhecimento sobre o que é certificação mostrou-se, estatisticamente, relevante para explicar a disposição a pagar a mais pelas maçãs com certificação. Dentre os consumidores estudados, aqueles que afirmam possuir informações sobre os processos de certificação são, na maioria dos casos, os mesmos que estão dispostos a pagar a mais para comprar e consumir maçãs certificadas.

Como sugestão para trabalhos futuros, a inserção de outras características pode resultar em uma análise mais completa e robusta para mensurar relações acerca da percepção de consumidores e os processos envolvidos à certificação agroalimentar. Cita-se, também, a avaliação mais completa sobre o comportamento em outros elos na cadeia produtiva da maçã. Estudos sobre o setor varejista, e dos demais elos da cadeia produtiva, poderiam permitir um melhor entendimento e compreensão sobre os processos de certificação e a forma como estes se dão na realidade produtiva rural.

Como limite da pesquisa e como sugestão para as futuras está a questão da melhor avaliação da disposição a pagar, tanto em termos teóricos quanto baseada em dados empíricos, por parte dos consumidores. Salienta-se que este estudo conseguiu, a partir de um modelo analítico coerente com a proposta de análise do comportamento do consumidor e de aporte estatístico, constatar que a certificação de maçã no mercado de Santa Maria não é um atributo de decisão de consumo da fruta nos supermercados da cidade. Apesar desta constatação, o consumidor é beneficiado com o fato de haver um conjunto de regras e normativas direcionadas para os aspectos produtivos da fruta que denotam para as maçãs comercializadas em Santa Maria sua certificação.

Deve-se ressaltar, por fim, que uma análise alternativa poderia empreender questões que dimensionem os valores monetários que poderiam ser despendidos para a compra de maçãs com certificação, podendo até ser calculado o excedente do consumidor, além de uma avaliação sobre o esforço monetário que os consumidores se dispusessem a fazer para adquirir produtos agroalimentares certificados.

## REFERÊNCIAS

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE PRODUTORES DE MAÇÃ - ABPM. **Anuário da produção macieira**. 2010. Fraiburgo, SC: ABPM, 2010. Disponível em <<http://www.abpm.org.br/anuario/2010>>. Acesso em: 17 jun. 2015.

ASSOCIAÇÃO GAÚCHA DOS PRODUTORES DE MAÇÃ - AGAPOMI. **Dados Estatísticos 2012**. Vacaria, RS: AGAPOMI, 2012. Disponível em <<http://agapomi.com.br/informacoes/dados-estatisticos/2012.pdf>>. Acesso em: 9 out. 2014.

\_\_\_\_\_. **Dados Estatísticos 2015**. Vacaria, RS: AGAPOMI, 2015. Disponível em: <<http://agapomi.com.br/informacoes/dados-estatisticos/2015.pdf>>. Acesso em: 10 nov. 2015.

ANDRIGUETO, J. R et al. **Produção integrada de frutas e sistema agropecuário de produção integrada no Brasil**. Brasília: MAPA, 2008. Disponível em: <[http://www.agricultura.gov.br/pls/portal/docs/PAGE/MAPA/SERVICOS/PROTECAO\\_INTEGRADA\\_DE\\_FRUTAS1/PROD\\_INTEGRADA\\_TEXTOS/LIVRO%20PIFSAPI%2013%20MAIO%2008%20REVISADO\\_0.PDF](http://www.agricultura.gov.br/pls/portal/docs/PAGE/MAPA/SERVICOS/PROTECAO_INTEGRADA_DE_FRUTAS1/PROD_INTEGRADA_TEXTOS/LIVRO%20PIFSAPI%2013%20MAIO%2008%20REVISADO_0.PDF)>. Acesso em: 9 jun. 2015.

AGÊNCIA NACIONAL DE VIGILÂNCIA SANITÁRIA - ANVISA. **Nota técnica de esclarecimento sobre o risco de consumo de frutas e hortaliças cultivadas com agrotóxicos**. Brasília: ANVISA, 2013. Disponível em: <<http://portal.anvisa.gov.br/wps/wcm/connect/d0c9f980474575dd83f3d73fbc4c6735/nota+cnica+risc+o+consumo+frutas+e+hortalicas.pdf?MOD=AJPERES>>. Acesso em: 16 out. 2014.

BARROS, M. A. B.; LOPES, G. M. B.; WANDERLEY, M. B. Tipologia do consumo de frutas: um estudo sobre o comportamento do consumidor de banana. **Revista Produção OnLine**, Florianópolis, v. 7, n. 1, p. 1-14, dez. 2007. Disponível em: <<http://producaoonline.org.br/rpo/article/view/49/49>>. Acesso em: 12 jun. 2014.

BANCO NACIONAL DO DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO E SOCIAL - BNDES. **Fruticultura: A produção de maçã no Brasil**. Brasília: BNDES, 2010. (Informativo técnico SEAGRI, 2).

BOSTRÖM, M.; KLINTMAN, M. **Eco-standards, product labelling and green consumerism**. Hampshire: Palgrave Macmillan, 2008.

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pesca e Abastecimento. **Maçã: Informativo da Secretaria de Política Agrícola**. Brasília, ano 6, v. 54, p. 1-7, mar. 2013. Disponível em: <[www.agricultura.gov.br/.../editConsultarPublicacaoGrupo2.do?...%2Fpolitica-agricola](http://www.agricultura.gov.br/.../editConsultarPublicacaoGrupo2.do?...%2Fpolitica-agricola)>. Acesso em: 15 jul. 2014.

CAVALCANTE, R. A. **Estimativa das penalidades associadas com os transbordos em sistemas integrados de transporte público**. 2002. 151 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia de Transportes) - Instituto Alberto Luiz Coimbra, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2002.

CODEX ALIMENTARIUS. **Definitions**. Rome: FAO, 2007. Disponível em: <[ftp://ftp.fao.org/codex/Publications/ProcManuals/Manual\\_17e.pdf](ftp://ftp.fao.org/codex/Publications/ProcManuals/Manual_17e.pdf)> Acesso em: 1 fev. 2015.

COMISSÃO EUROPEIA. Regulamento do parlamento europeu e do conselho de 28 de janeiro de 2002. n. 178. 2002. **Jornal oficial das Comunidades Europeias**, 2002. Strasbourg, 2002. Disponível em <<http://eur-lex.europa.eu/legal-content/PT/TXT/?uri=celex:32002R0178>>. Acesso em: 14 ago. 2014.

DENICOL JÚNIOR, S. **A produção integrada de maçã frente às exigências do mercado internacional de frutas**. 2010. 98 f. Dissertação (Mestrado em Administração) - Universidade de Caxias do Sul, Caxias do Sul, 2010.

DIAS FILHO, J.; CORRAR, L. P. E.; **Análise multivariada para os cursos de administração, ciências contábeis e economia**. São Paulo: Atlas, 2007.

DÖRR, A. C; MARQUES, P. V. Exigências dos consumidores europeus em relação à maçã gaúcha, na visão dos exportadores. **Revista Organizações Rurais e Agroindustriais**. Lavras, v. 8, n. 1, p. 40-48, 2006.

FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS - FAO. **Faostat**: base de dados. 2017. Disponível em <[www.faostat.org](http://www.faostat.org)>. Acesso em: 15 mar. 2017.

FORNASIER, A; WAQUIL, P. D. A importância das organizações de interesse privado no agronegócio: o caso da cadeia produtiva da maçã no Brasil. **Organizações Rurais & Agroindustriais**. Lavras, v. 14, n. 1, p. 46-59, 2012. Disponível em: <<http://revista.dae.ufla.br/index.php/ora/article/view/457>>. Acesso em: 12 jun. 2014.

GONZALEZ, M. V. **Valor econômico de visitação do Parque "Phillipe Westin Cabral de Vasconcelos"**. 2004. 62 f. Dissertação (Mestrado em

- Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2004.
- HAIR, J. et al. **Análise multivariada de dados**. 6. ed. Porto Alegre : Bookman, 2009.
- HANEMANN, M. W. Welfare evaluation contingent valuation experiment with discrete responses. **American Journal of Agricultural Economics**, New York, v. 66, n. 3, p. 332-341, 1989.
- HATANAKA, M.; BAIN, C.; BUSCH, L. Third-part certification in the global agrifood system. **Food Policy**. Bologna, v. 30, n. 3, p. 354-369, 2005.
- HOWARD, P. H.; ALLEN, P. Beyond organic: consumer interest in new labelling schemes in the Central Coast of California. **International Journal of Consumer Studies**. Washington, v. 30, n. 5, p. 439-451, 2006.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **IBGE Cidades: Santa Maria**. 2014. Disponível em <<http://cidades.ibge.gov.br/santa-maria>>. Acesso em: 15 ago. 2015.
- \_\_\_\_\_. **Levantamento sistemático da produção agrícola**. Rio de Janeiro: IBGE, 2010. Disponível em <[ftp://ftp.ibge.gov.br/Producao\\_Agricola/Levantamento\\_Sistemático\\_da\\_Producao\\_Agricola\\_\[mensal\]/Fasciculo/2012/lspa\\_201202.pdf](ftp://ftp.ibge.gov.br/Producao_Agricola/Levantamento_Sistemático_da_Producao_Agricola_[mensal]/Fasciculo/2012/lspa_201202.pdf)>. Acesso em: 30 out. 2015.
- LUSK, J. L.; HUDSON, D. Willingness-to-Pay Estimates and Their Relevance to Agribusiness Decision Making. **Review of Agricultural Economics**, Cambridge, v. 2, n. 26, p. 152-169, 2004.
- MAC-KNIGHT, V. **Aplicação do método de valoração contingente para estimar o altruísmo paternalístico na valoração de morbidade em crianças devido à poluição do ar em São Paulo**. 2008. Dissertação (Mestrado em Engenharia) - Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2008.
- MALAFIA, G. C. **As convenções sociais de qualidade como suporte à configuração de sistemas agroalimentares locais competitivos: um estudo *cross country* na pecuária de corte**. 2007. 171 f. Tese (Doutorado em Agronegócios) - Centro de Estudos em Agronegócios, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2007.
- MANSFIELD, B. Organic views of nature: the debate over organic certification for aquatic animals. **Sociologia Ruralis**, Resensburg, v. 44, n. 2, p. 216-232, 2004.
- MITCHELL, R. C.; CARSON, R.T. **Using surveys to value public goods: the contingent valuation method**. 3rd ed. Washigton: Resources for the Future, 1993.

MUNENE, C. N. **Analysis of consumer attitudes and their willingness to pay for functional foods**. 2006. 157 f. Tese (Doutorado em Agricultura e Mecânica) - Louisiana State University, Louisiana, 2006.

OLIVEIRA, L. A. **A importância das normas internacionais para o comércio da fruticultura brasileira**. 2005. 168 f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2005.

ORTÚZAR, J. D.; ROMÁN, C. **El problema de modelación de demanda desde una perspectiva desagregada: el caso del transporte**. *Eure*, Santiago de Chile, v. 29, n. 88, p. 149-171, 2003.

RIBEIRO, L. M. **Incentivos para certificação da qualidade no sistema de produção integrada de frutas (PIF): um estudo de casos na cadeia produtiva da maçã**. 2005. 159 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia de Produção) - Universidade Federal de São Carlos, São Carlos, 2005.

ROCKENBACH, B. M. **Processo decisório de compra de maçã na cidade de Porto Alegre - RS**. 2013. 141 f. Dissertação (Mestrado em Administração) - Universidade de Caxias do Sul, Caxias do Sul, 2013.

RIERA, P. **Manual de valoración contingente**. Madrid: Instituto de Estudios Fiscales, 1994.

SOUZA, R. C.; AMATO NETO, J. Exportações brasileiras de frutas certificadas: oportunidades de negócios para o empresário rural. In: ZUIN, L. F. S.; QUEIROZ, T. R. (Org.). **Agronegócios: gestão e inovação**. São Paulo: Saraiva, 2006. p. 395-430.

TABACHNICK, B. G., FIDELL, L. S. **Using multivariate statistics**. Boston: Allyn e Bacon, 2001.

VALENT, J. Z. et al. Fatores determinantes do consumo de alimentos certificados no Brasil. **Revista Eletrônica em Gestão, Educação e Tecnologia Ambiental - REGET**, Santa Maria, v. 18. n. 3, p. 57-65, maio 2014.

VAN RIJSWIJK, W. et al. Consumer perceptions of traceability: A cross-national comparison of the associated benefits. **Food Quality and Preference**, Barking, v. 19, n. 5, p. 452-464, 2008.

## ANEXO

## FORMULÁRIO DE PESQUISA DE CAMPO

1º passo: perfil social do entrevistado

Escolaridade	Nível
Fundamental	<input type="checkbox"/> Completo <input type="checkbox"/> Incompleto
Médio	<input type="checkbox"/> Completo <input type="checkbox"/> Incompleto
Superior (graduação)	<input type="checkbox"/> Completo <input type="checkbox"/> Incompleto
Superior (pós-graduação)	<input type="checkbox"/> Completo <input type="checkbox"/> Incompleto
Idade	_____
Estado Civil	<input type="checkbox"/> Solteiro <input type="checkbox"/> Casado <input type="checkbox"/> Viúvo (a)
Sexo	<input type="checkbox"/> Masculino <input type="checkbox"/> Feminino
Profissão	_____
Renda Individual (mês), incluindo de terceiros (com quanto (R\$) vive por mês)	R\$ _____

2º passo: consumo de maçã

O que te faz comer e comprar maçã? <input type="checkbox"/> Dieta <input type="checkbox"/> Gosto <input type="checkbox"/> Recomendação Médica <input type="checkbox"/> Vida saudável	O que consideras na hora de compras? <input type="checkbox"/> Preço <input type="checkbox"/> Tipo de fruta  Se, tipo de fruta, qual? <input type="checkbox"/> Maçã Fuji <input type="checkbox"/> Maçã Gala <input type="checkbox"/> Maçã Nacional <input type="checkbox"/> ...
Quantas maçãs consome por semana: _____	
Local de compra: _____	

3º passo: Conhecimento sobre a certificação

Sabe o que é certificação? <input type="checkbox"/> sim <input type="checkbox"/> não	Considera importante? <input type="checkbox"/> 1 <input type="checkbox"/> 2 <input type="checkbox"/> 3 <input type="checkbox"/> 4 <input type="checkbox"/> 5	Prefere consumir maçã com certificação? <input type="checkbox"/> Sim <input type="checkbox"/> Não <input type="checkbox"/> Indiferente	Qual tipo considera mais relevante? <input type="checkbox"/> Sanidade; <input type="checkbox"/> Qualidade; <input type="checkbox"/> Marca; <input type="checkbox"/> Rastreabilidade; <input type="checkbox"/> Orgânica
--	---	---	---

4º passo - Atributos considerados no momento da compra

<p>I Aparência</p> <p><input type="checkbox"/> 1</p> <p><input type="checkbox"/> 2</p> <p><input type="checkbox"/> 3</p> <p><input type="checkbox"/> 4</p> <p><input type="checkbox"/> 5</p> <p>Disposto a pagar mais por</p> <p><input type="checkbox"/> Sim</p> <p><input type="checkbox"/> Não</p>	<p>VI Nível de agrotóxicos</p> <p><input type="checkbox"/> 1</p> <p><input type="checkbox"/> 2</p> <p><input type="checkbox"/> 3</p> <p><input type="checkbox"/> 4</p> <p><input type="checkbox"/> 5</p> <p>Disposto a pagar mais por</p> <p><input type="checkbox"/> Sim</p> <p><input type="checkbox"/> Não</p>
<p>II Cor</p> <p><input type="checkbox"/> 1</p> <p><input type="checkbox"/> 2</p> <p><input type="checkbox"/> 3</p> <p><input type="checkbox"/> 4</p> <p><input type="checkbox"/> 5</p> <p>Disposto a pagar mais por</p> <p><input type="checkbox"/> Sim</p> <p><input type="checkbox"/> Não</p>	<p>VII Maciez (suculência)</p> <p><input type="checkbox"/> 1</p> <p><input type="checkbox"/> 2</p> <p><input type="checkbox"/> 3</p> <p><input type="checkbox"/> 4</p> <p><input type="checkbox"/> 5</p> <p>Disposto a pagar mais por</p> <p><input type="checkbox"/> Sim</p> <p><input type="checkbox"/> Não</p>
<p>III Tamanho</p> <p><input type="checkbox"/> 1</p> <p><input type="checkbox"/> 2</p> <p><input type="checkbox"/> 3</p> <p><input type="checkbox"/> 4</p> <p><input type="checkbox"/> 5</p> <p>Disposto a pagar mais por</p> <p><input type="checkbox"/> Sim</p> <p><input type="checkbox"/> Não</p>	<p>VIII Doçura</p> <p><input type="checkbox"/> 1</p> <p><input type="checkbox"/> 2</p> <p><input type="checkbox"/> 3</p> <p><input type="checkbox"/> 4</p> <p><input type="checkbox"/> 5</p> <p>Disposto a pagar mais por</p> <p><input type="checkbox"/> Sim</p> <p><input type="checkbox"/> Não</p>
<p>IV Procedência da fruta</p> <p><input type="checkbox"/> 1</p> <p><input type="checkbox"/> 2</p> <p><input type="checkbox"/> 3</p> <p><input type="checkbox"/> 4</p> <p><input type="checkbox"/> 5</p> <p>Disposto a pagar mais por</p> <p><input type="checkbox"/> Sim</p> <p><input type="checkbox"/> Não</p>	<p>IX Firmeza</p> <p><input type="checkbox"/> 1</p> <p><input type="checkbox"/> 2</p> <p><input type="checkbox"/> 3</p> <p><input type="checkbox"/> 4</p> <p><input type="checkbox"/> 5</p>
<p>V Variedade (tipo de maçã)</p> <p><input type="checkbox"/> 1</p> <p><input type="checkbox"/> 2</p> <p><input type="checkbox"/> 3</p> <p><input type="checkbox"/> 4</p> <p><input type="checkbox"/> 5</p> <p>Disposto a pagar mais por</p> <p><input type="checkbox"/> Sim</p> <p><input type="checkbox"/> Não</p>	

5º passo: disposição a pagar mais (DAP)

Disposição a pagar quanto a mais pela fruta certificada em relação a não certificada. Considerar que o kg custe R\$ 1,00 (qual o máximo, pelo kg, que está disposto a pagar por maçã certificada em relação a não certificada).	R\$ _____
---	-----------