



ECONOMIA APLICADA

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 23 – nº 4

Outubro – Dezembro 2019

ARTIGOS

Análise de assimetria na transmissão de preços por meio de modelos VEC: aplicação à cadeia produtiva de carne bovina
Helena Loliola Persona, Adelson Martins Figueiredo, Danilo R. D. Aguiar

Risco de crédito e as políticas monetárias convencional e não convencional: o caso brasileiro
Fernanda Dantas Almeida, José Angelo Divino

O impacto do PRONAF sobre a sustentabilidade agrícola de agricultores familiares na microrregião do Vale do Médio Curu, no estado do Ceará
Ana Tereza Bittencourt Passos, Ahmad Saeed Khan

Mercosul e o efeito *spillover* na criação de comércio
, Alexandre Loures, Erik Figueiredo, Lucas Mariano

Mercado de trabalho formal e rendimentos da agroindústria sucroenergética de 2000 a 2016
Leandro Gilio, Nicole Rennó Castro, Luciano Rodrigues, Mirian Rumenos Piedade Bacchi

Determinantes do aproveitamento final de pontos das equipes nos campeonatos brasileiro e argentino de futebol
Jacy de Freitas Alves, Jader Fernandes Cirino, Francisco Carlos da Cunha Cassuce

Determinantes daecoinovação na indústria de transformação brasileira: uma análise empírica
Gabriel Teixeira Ervilha, Wilson da Cruz Vieira, Elaine Aparecida Fernandes

ECONOMIA FEA-RP/USP



ECONOMIA APLICADA

Vol. 23 – nº 4 Outubro – Dezembro 2019

PAPERS

Asymmetry in price transmission with VEC models: an application to the beef production chain

Helena Loiola Persona, Adelson Martins Figueiredo, Danilo R. D. Aguiar

Credit risk and the conventional and unconventional monetary policies: the Brazilian case

Fernanda Dantas Almeida, José Angelo Divino

The impact of PRONAF on agricultural sustainability of family farmers in the microregion of Middle Curu Valley, in the state of Ceará

Ana Tereza Bittencourt Passos, Ahmad Saeed Khan

Mercosur and the spillover effect on trade creation

, Alexandre Loures, Erik Figueiredo, Lucas Mariano

Formal labor market and sugarcane agroindustry income from 2000 to 2016

Leandro Gilio, Nicole Rennó Castro, Luciano Rodrigues, Mirian Rumenos Piedade Bacchi

Determinants for the final achievement of teams in the Brazilian and Argentine soccer championships

Jacy de Freitas Alves, Jader Fernandes Cirino, Francisco Carlos da Cunha Cassuce

Eco-innovation determinants in the Brazilian manufacturing industry: an empirical analysis

Gabriel Teixeira Ervilha, Wilson da Cruz Vieira, Elaine Aparecida Fernandes

ISSN 1980-5330



APOIO:



ECONOMIA APLICADA

Vol. 23 – nº 4

Outubro – Dezembro 2019

Editor

Eliezer Martins Diniz

Editores Associados

Angelo Costa Gurgel	Edson Zambon Monte
Eliezer Martins Diniz	Fernando Antonio de Barros Júnior
Lízia de Figueirêdo	Reynaldo Fernandes
Sergio Naruhiko Sakurai	

Conselho Editorial

Affonso Celso Pastore USP	Antônio Barros de Castro UFRJ
Cássio F. Camargo Rolim UFPR	Cláudio Monteiro Considera UFF
Clélio Campolina Diniz CEDEPLAR	Denisard C. de Oliveira Alves USP
Eleutério F. S. Prado USP	Fernando de Holanda Barbosa FGV-UFF
Francisco Anuatti Neto USP/RP	Geoffrey J. D. Hewings University of Illinois
Geraldo Sant'ana de Camargo Barros ESALQ/USP	Gustavo Maia Gomes IPEA
José Marcelino da Costa NAEA/PA	José A. Scheinkman Princeton University
Marcelo Portugal UFRGS	Maria José Willumsen Florida International University
Márcio Gomes Pinto Garcia PUC/RJ	Mário Luiz Possas UFRJ
Paulo César Coutinho UnB	Paulo Nogueira Batista Júnior FGV/SP
Pierre Perron Boston University	Pedro Cesar Dutra Fonseca UFRGS
Ricardo R. Araújo Lima UnB	Robert E. Evenson Yale University
Roberto Smith UFCE	Rodolfo Hoffmann ESALQ/USP
Rogério Studart UFRJ	Russell E. Smith Washburn University
Sérgio Werlang FGV/RJ	Tomás Málaga FGV/SP
Victor Bulmer-Thomas University of London	Wilson Suzigan Unicamp



A Revista ECONOMIA APLICADA é uma publicação trimestral do Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo. Os conceitos emitidos são de responsabilidade exclusiva do(s) autor(es). A simples remessa do trabalho implica que o(s) autor(es) concordam que, em caso de aceitação para publicação, a ECONOMIA APLICADA (BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS) passa a ter os direitos autorais para a veiculação dos artigos, tanto em formato impresso como eletrônico a eles referentes, os quais se tornarão propriedade exclusiva da ECONOMIA APLICADA (BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS). É permitida a reprodução total ou parcial dos artigos desta revista, desde que seja explicitamente citada a fonte completa. Revista financiada com recursos do Programa de Apoio a Publicações Científicas do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico - CNPq, entidade governamental brasileira promotora do desenvolvimento científico e tecnológico. Essa revista está sendo indexada por Journal of Economic Literature, versões *eletronic on line* e CD-ROM e no portal Revistas USP.

Secretaria e Divulgação: Marlene Dietrich

Capa: Christof Gunkel

Revisões linguísticas (Português e Inglês): Iulo Feliciano Afonso (Solution Translations Eireli — Epp)

Diagramação: Caio Henrique Montoro de Lucca

Endereço

Revista Economia Aplicada, Departamento de Economia, FEA-RP/USP

Avenida dos Bandeirantes, 3900, Ribeirão Preto, SP.

CEP 14040-905

Telefone: (0xx16) 3315-0407

E-mail: revecap@usp.br

Site: <http://www.usp.br/revecap>

FICHA CATALOGRÁFICA

Elaborada pela Seção de Publicações e Divulgação do SBD/FEA/USP.

Economia Aplicada / Departamento de Economia, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo – v. 1, n. 1 – – Ribeirão Preto: FEA-RP, 1997-

Trimestral

Publicado anteriormente sob responsabilidade de FEA/USP, FIPE e FEA-RP

ISSN 1980-5330

1. Economia I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto. Departamento de Economia.

CDD 22.ed – 330.

ECONOMIA APLICADA

Vol. 23 – nº 4

Outubro – Dezembro 2019

ARTIGOS

- 5 **Análise de Assimetria na Transmissão de Preços por meio de Modelos VEC: Aplicação à Cadeia Produtiva de Carne Bovina**
Helena Loiola Persona , Adelson Martins Figueiredo , Danilo R. D. Aguiar
- 27 **Risco de Crédito e as Políticas Monetárias Convencional e Não Convencional: o Caso Brasileiro**
Fernanda Dantas Almeida , José Angelo Divino
- 53 **O Impacto do Pronaf Sobre a Sustentabilidade Agrícola de Agricultores Familiares na Microrregião do Vale do Médio Curu, no Estado do Ceará**
Ana Tereza Bittencourt Passos , Ahmad Saeed Khan
- 79 **Mercosul e o Efeito *Spillover* na Criação de Comércio**
, Alexandre Loures , Erik Figueiredo , Lucas Mariano
- 93 **Mercado de Trabalho Formal e Rendimentos da Agroindústria Sucroenergética de 2000 a 2016**
Leandro Gilio , Nicole Rennó Castro , Luciano Rodrigues , Mirian Rumenos Piedade Bacchi
- 113 **Determinantes do Aproveitamento Final de Pontos das Equipes nos Campeonatos Brasileiro e Argentino de Futebol**
Jacy de Freitas Alves , Jader Fernandes Cirino , Francisco Carlos da Cunha Cassuce
- 145 **Determinantes da Eco inovação na Indústria de Transformação Brasileira: Uma Análise Empírica**
Gabriel Teixeira Ervilha , Wilson da Cruz Vieira , Elaine Aparecida Fernandes

ANÁLISE DE ASSIMETRIA NA TRANSMISSÃO DE PREÇOS POR MEIO DE MODELOS VEC: APLICAÇÃO À CADEIA PRODUTIVA DE CARNE BOVINA

HELENA LOIOLA PERSONA *
ADELSON MARTINS FIGUEIREDO †
DANILO R. D. AGUIAR ‡

Resumo

Este artigo visa analisar a transmissão de preços e as margens de comercialização entre os segmentos da cadeia produtiva de carne bovina, buscando evidência de possível exercício de poder de mercado. Foram estimados dois modelos Vetoriais de Correção de Erros com base no enfoque de Houck. Os resultados indicam simetria nas relações de preços entre atacado e varejo e assimetria entre atacado e produtor. Assim, há alguma evidência de possível exercício de poder de mercado apenas de jusante a montante (do atacado para o produtor). Isto pode ser explicado pelas diferenças na estrutura de mercado, já que varejo e atacado são oligopólios, diferentemente dos produtores.

Palavras-chave: transmissão de preços, séries temporais, carne bovina, poder de mercado

Abstract

This paper aimed to analyze the price transmission and marketing margins among the segments of beef production chain (farm, wholesale and retail), looking for evidence of possible exercise of market power. Two Vector Error Correction models were estimated based on Houck's framework. The results indicate symmetry in price transmission between wholesale and retail and price asymmetry between wholesale and producer. Thus, there is some evidence of the possible exercise of market power only from downstream to upstream (from wholesale to producer). This may be explained by differences in market structure, as retail and wholesale are oligopolies, unlike producers.

Keywords: price transmission, time series, beef, market power

JEL classification: L11, C22.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea131211>

* Doutoranda em Economia pela Unicamp e Pesquisadora do Grupo Economia Aplicada pela UFSCar. E-mail: helenaloiola@gmail.com

† Professor Associado do Departamento de Economia da UFSCar. E-mail: adelson@ufscar.br

‡ Professor Titular do Departamento de Economia da UFSCar. E-mail: danilo@ufscar.br

1 Introdução

A cadeia agroindustrial da carne bovina constitui-se em um dos principais setores do agronegócio brasileiro no cenário mundial. Com quase 200 milhões de cabeças de gado, o Brasil possui o segundo maior rebanho efetivo do mundo, tendo assumido, desde 2004, a liderança nas exportações mundiais de carne bovina, com um *market share* de cerca de 20% e vendas para mais de 180 países (Brasil 2014). Apesar da sua pujança no mercado externo, o mercado interno ainda é o principal destino da produção de carne bovina, sendo que em 2013 o consumo *per capita* de carne bovina por parte dos brasileiros chegou a 37,4 kg (Brasil 2014). Ademais, projeções para o consumo de carne bovina no Brasil até 2024/2025 indicam uma taxa de crescimento de 1,5% ao ano (Brasil 2015).

Ao longo das últimas décadas, o mercado doméstico de carne bovina tem passado por grandes mudanças no Brasil, devido a maiores exigências por parte de alguns segmentos de consumidores e à crescente importância dos super e hipermercados na distribuição do produto. Adicionalmente, tem havido expressiva concentração de mercado em nível de frigoríficos, com consequente formação de oligopsônios na compra de boi gordo para o abate, e oligopólios na venda de carne, conforme atestam Rodovalho (2010) e Moita & Goloni (2010). Essas mudanças na estrutura do setor geram preocupações sobre a possibilidade de exercício de poder de mercado na cadeia produtiva de pecuária de corte, com efeitos nocivos a pecuaristas, consumidores e outros agentes de comercialização, o que torna relevante se examinar empiricamente as relações entre os vários níveis da cadeia produtiva. Uma das formas de se identificar a presença de poder de mercado parte da estimação de funções de custos, na linha da *New Empirical Industrial Organization*, conforme fez Urso (2007). Outro procedimento que vem sendo utilizado para buscar indícios de poder de mercado é a análise da assimetria na transmissão de preços (Aguiar & Santana 2002, Aguiar & Figueiredo 2011, Aguiar 2012, Santos et al. 2015). Segundo este enfoque, a transmissão mais intensa e/ou, mais rápida de acréscimos de preços pode ser evidência de exercício de poder de mercado.

Neste contexto, a análise da presença de assimetria na transmissão de preços entre os vários níveis de comercialização da cadeia produtiva de pecuária de corte poderia identificar evidências de uso de poder de mercado neste setor, fortalecendo argumentos de determinados setores em seus processos de negociação e embasando políticas de regulação e de controle de concentração de mercado por parte do governo e suas autarquias. Embora Aguiar & Figueiredo (2011) já tenha identificado a presença de assimetria para o setor de carne bovina, entre outros, estes autores utilizaram o procedimento de Houck (1977), o qual tem sido criticado por alguns autores por não dar a devida atenção às propriedades das séries temporais no tratamento dos dados (Capps-Jr & Sherwell 2007). Em função disso, alguns autores têm usado o modelo de correção de erro assimétrico (MCEA) proposto por Cramon-Taubadel (1998), ou têm estimado ambos os modelos para comparar seus resultados (Capps-Jr & Sherwell 2007). A questão que fica, portanto, é se os resultados encontrados por Aguiar & Figueiredo (2011) seriam confirmados por meio do modelo de correção de erro assimétrico.

Dessa forma, este artigo tem como objetivo analisar a transmissão de preços e as margens de comercialização entre os segmentos da cadeia produtiva de carne bovina, buscando evidência de possibilidades de exercício de poder

de mercado via abordagem econométrica de vetores de correção de erros. Em razão da disponibilidade de dados, a análise empírica utiliza preços referentes ao Estado de São Paulo. A hipótese, com base na evidência existente na literatura e nas condições estruturais do setor, é de que os acréscimos de preços sejam transmitidos mais intensamente do que os decréscimos, tanto por parte dos atacadistas quanto por parte dos varejistas, os dois segmentos mais concentrados.

Este artigo contribui para a ciência econômica por desenvolver um modelo semelhante ao de Capps-Jr & Sherwell (2007), mas que se aplica às relações entre três níveis de mercado. Ademais, contribui para a identificação e o acompanhamento de possível exercício de poder de mercado na cadeia produtiva de pecuária de corte do Brasil, uma questão que tem gerado grandes preocupações tanto para os agentes deste mercado como para o poder público. Capps-Jr & Sherwell (2007) analisam a transmissão de preço no mercado de leite norte-americano entre dois níveis da cadeia produtiva, produtor e varejo, porém para analisar a cadeia produtiva da pecuária bovina no Brasil é importante fazer a separação entre os três níveis de mercado - produtor, atacado e varejo - dada a importância do atacado, ou do setor frigorífico. Dessa forma, esta pesquisa contribui tanto metodologicamente quanto para a identificação empírica de possibilidade de exercício de poder de mercado na cadeia produtiva de pecuária de corte brasileira. Em relação a este último ponto, embora o senso comum sugira que os pecuaristas estejam em desvantagem em relação aos demais níveis de comercialização em decorrência das estruturas de mercado vigentes nesses níveis, considera-se que a identificação empírica de possibilidade de exercício do poder de mercado é essencial para justificar eventuais ações do poder público ou para motivar estratégias de comercialização dos pecuaristas.

O artigo apresenta na seção seguinte a caracterização da estrutura da cadeia produtiva da pecuária bovina no Brasil, destacando-se evidências de poder de mercado do setor atacadista e varejista nessa cadeia de produção. As seções subsequentes apresentam a metodologia, os resultados e as conclusões e considerações finais que podem ser extraídas da análise da transmissão de preço no mercado de carne bovina.

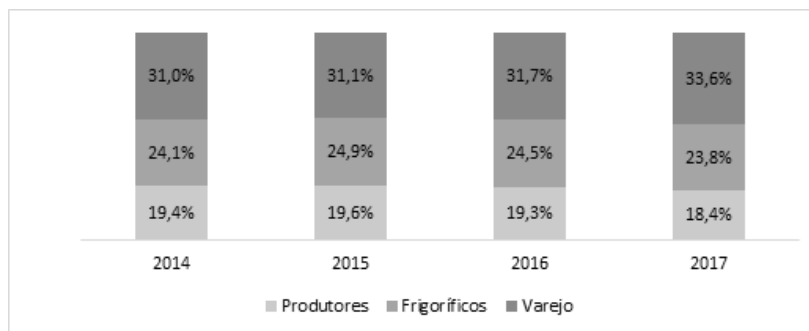
2 A Cadeia Produtiva da Pecuária Bovina no Brasil

A cadeia da carne bovina engloba mais agentes do que apenas os produtores, os frigoríficos e os varejistas. Além destes, há também a indústria de insumos, que fornece equipamentos agrícolas, vacinas, sal mineral e ração animal, e a indústria de transformação que produz roupas, sapatos, sabonetes, adubos, entre outros produtos derivados da pecuária bovina.

Os produtores realizam a cria de bezerros, a recria de bois magros e a engorda. Em 2017, 224,6 mil fazendas com 50 cabeças ou mais venderam bovinos para abate no Brasil (IBGE 2018). Os frigoríficos compram os bois dos produtores e fazem o abate, a limpeza, a desossa, a embalagem e a venda do animal. Segundo Moita & Goloni (2010), eram 210 frigoríficos no final dos anos 1970, número que se reduziu para 80 estabelecimentos em 2009, o que mostra uma concentração de mercado no setor de processamento da cadeia da pecuária bovina. Quanto ao varejo, os supermercados e açougues preparam a carne para a venda ao consumidor final.

A cadeia da pecuária de corte em 2007 apresentava um faturamento de R\$ 280 bilhões, valor que atingiu R\$ 414 bilhões em 2013, representando um aumento de 5,17% ao ano. Em 2017 esse faturamento foi de R\$ 523 bilhões, sendo que o faturamento da produção foi de R\$ 96,04 bilhões, o dos frigoríficos de R\$ 124,68 bilhões, e o do varejo de R\$ 175,93 bilhões, segundo dados da ABIEC (2018). Com isso, o varejo passou a ter a maior participação no faturamento da cadeia, seguido pelos frigoríficos e pelos produtores. Na Figura 1 mostra-se a evolução da participação desses agentes no faturamento da cadeia entre 2014 e 2017.

Figura 1: Evolução da participação de cada elo de produção no faturamento da cadeia produtiva de pecuária de corte entre 2014 e 2017 (em %).



Fonte: ABIEC (2018).

Nas últimas décadas, a cadeia produtiva de carnes tem se tornado mais eficiente no Brasil, à medida que foram implantadas novas tecnologias, como a inseminação artificial, a transferência de embriões e a redução do tempo do abate. Essas medidas melhoraram a qualidade da carne e garantiram a oferta mais constante para o consumidor final Moita & Goloni (2010). A reestruturação desse mercado ocorreu em paralelo à mudança de estratégia por parte dos frigoríficos, que passaram a ter grandes plantas estrategicamente localizadas nas regiões de maior produção de carne (ABIEC 2018).

Essa reestruturação levou a uma maior concentração de mercado entre as empresas que realizam o abate de animais no Brasil, como já destacado. Considerando somente o abate fiscalizado com inspeção federal, a participação de apenas quatro grupos – JBS, Marfrig, Minerva e BRF - no abate total de bovinos no Brasil saltou de 27,8%, em 2007, para 52%, em 2013, e continua aumentando a cada ano, sendo que a JBS apresentou as maiores participações no total de abate no período, mais do que dobrando a taxa entre 2007 - de 14,4% - e 2013 - de 32,56% (Carvalho & Zen 2017).

Esses resultados decorrem das estratégias desses grupos adotadas nos últimos anos. A JBS buscou não apenas consolidar a globalização da empresa com aquisições de diversas empresas estrangeiras¹, mas também expandir e diversificar geograficamente suas unidades de produção e distribuição no mercado

¹Desde 2008 a JBS vêm adquirindo empresas estrangeiras como a National Beef Packing Company (EUA); a Smithfield Beef Group (EUA); o Grupo Tasman (Austrália); a Pilgrims' Pride; a Tatiara (Austrália); Rockdale Beef (Austrália); o Grupo Toledo (Belgica); o McElhaney Family Farm (empresa de confinamento nos EUA); o Grupo Primo Smallgoods (Austrália – líder em produtos preparados à base de carne); a divisão de suínos da Cargill nos EUA. (JBS 2018)

nacional. No mercado nacional, a JBS adquiriu a Swift & Company, o que permitiu a atuação da empresa no varejo, e 50% da INALCA; houve também uma fusão com a Bertin, segunda maior empresa de carne bovina no Brasil no formato *holding*, e uma integração com a Vigor a partir dessa fusão. Além disso, houve a aquisição da Seara, da Zenda e da Massa Leve, em 2013 (JBS 2018). A Marfrig também adquiriu algumas empresas internacionais² e algumas empresas nacionais, como a Ampeno, do Rio Grande do Sul, a Carroll's Food do Brasil, a Moinhos Cruzeiro do Sul Ltda e a DaGranja Agroindustrial Ltda, além de ter adquirido 51% da Zenda e unidades de proteína da Seara que depois foram vendidas para a JBS (JBS 2018, Marfrig 2018). A Minerva também expandiu sua participação no mercado nacional adquirindo plantas de frigoríficos em Campina Verde (MG) e as operações de abate e desossa da BRFoods em Várzea Grande e Mirassol D'Oeste (MT) (Minerva 2018).

Dentro desse contexto, pode-se dizer que a indústria de carnes no Brasil se estrutura como um oligopsonio: muitos ofertantes (pecuaristas) e poucos demandantes (frigoríficos). Mas vale destacar que a negociação entre os produtores e os frigoríficos mudou muito desde a década de 2000. Estratégias buscadas maior estabilidade de preços em prazos maiores aumentaram sua participação em relação àquelas negociadas no mercado *spot*, ou mercado físico, caracterizado pela troca do animal por dinheiro. Entre essas, os contratos a termo, contratos de longo prazo e integração vertical para trás, passaram a coexistir com o tradicional mercado *spot* (Carvalho & Zen 2017).

As alternativas para os produtores fixarem os preços são o mercado a termo, o mercado futuro e o mercado de opções. O mercado a termo consiste na negociação de um contrato entre os produtores e frigoríficos que permite pré-estabelecer uma data futura e um preço, com o pagamento a vista ou a prazo. Dessa forma, o produtor não fica exposto aos ajustes diários e os custos do processo são do frigorífico; por outro lado, o ganho fica limitado ao contrato fixado. O mercado futuro é muito semelhante ao mercado a termo, só que há maior padronização e os contratos são negociados somente em bolsa e o produtor ou o frigorífico operam os contratos por meio de uma corretora. Já o mercado de opções é semelhante ao mercado futuro, mas permite que o investidor não exerça sua opção caso encontre condição mais vantajosa no mercado físico (Carvalho & Zen 2017).

Em relação à estrutura de mercado e suas implicações, poucos estudos analisaram o poder de mercado na pecuária bovina no Brasil, entre eles Urso (2007) e Moita & Goloni (2010), sendo que ambos utilizaram a estimação das curvas de demanda e oferta segundo o enfoque da *New Empirical Industrial Organization* (NEIO). O método proposto para identificação de possível exercício de poder de mercado neste artigo difere dos estudos citados e se baseia na análise da transmissão de preços entre os elos da cadeia produtiva da carne bovina, o que permite o cálculo das elasticidades de transmissão de preços sem precisar da estimação de uma função de custo agregada. O exercício de poder de mercado³ ocorre quando uma empresa (ou um grupo de empresas) é ca-

²Entre elas a Quickfood (líder argentina em produtos industrializados), a Estancias del Sur (Argentina), a Moy Park (maior produtora de aves da Irlanda do Norte, que depois foi vendida para a JBS), a CDB Meats (importadora e distribuidora de alimentos no Reino Unido) e a Keystone Foods (uma das maiores fornecedoras globais de alimentos para redes de restaurante e serviço rápido de alimentação, atuante na América do Norte, Ásia e Oceania). (Marfrig 2018)

³Poder de mercado pode ser também definido como a habilidade das firmas em manterem seus preços acima do custo marginal para obter lucro econômico (ver mais detalhes em Aguiar

paz de manter seus preços sistematicamente acima do nível competitivo sem com isso perder seus clientes (CADE 2007). O poder de mercado vêm sendo apontado por diversos estudos como uma das causas da existência de assimetrias na transmissão de preços entre os segmentos de uma cadeia produtiva, tais como Meyer & Cramon-Taubadel (2004), Cramon-Taubadel & Fahlbusch (1994) e Kinnucan & Foker (1987). Visto que a cadeia produtiva da carne bovina no Brasil é oligopolizada, principalmente por parte dos frigoríficos, o exame da transmissão de preços entre os segmentos dessa cadeia se justifica como método de identificação desse possível exercício de poder de mercado. A próxima seção discute a metodologia proposta por este artigo.

3 Metodologia

3.1 Referencial analítico

As análises da assimetria na transmissão de preços costumam ser apresentadas partir do modelo de Houck (1977), que pode ser representado como:

$$\Delta P_{vt} = \alpha_0 + \sum_{i=0}^{M_1} \alpha_{1i} \Delta P_{pt-i}^+ + \sum_{i=0}^{M_2} \alpha_{2i} \Delta P_{pt-i}^- + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde P_{vt} e P_{pt} são os preços de um produto no varejo e em nível de produtor, respectivamente, para $t = 1, 2, \dots, T$. Δ é o operador de primeira diferença, $\Delta P_{pt-i}^+ = P_{pt} - P_{pt-1}$, se $P_{pt} > P_{pt-1}$ e 0 caso contrário, e $\Delta P_{pt-i}^- = P_{pt} - P_{pt-1}$, se $P_{pt} < P_{pt-1}$ e 0 caso contrário. O coeficiente α_{1i} representa o impacto do aumento dos preços do produtor sobre os preços no varejo, e α_{2i} representa o impacto da queda do preço do produtor sobre o preço no varejo. M_1 e M_2 representam a duração dos atrasos no repasse dos aumentos e das quedas do preço do produtor, respectivamente. A hipótese de assimetria na transmissão de preços pode ser testada estatisticamente por um teste t ou pelo teste F , cuja hipótese nula é:

$$H_0 : \sum_{i=0}^{M_1} \alpha_{1i} = \sum_{i=0}^{M_2} \alpha_{2i} \quad (2)$$

A não rejeição de H_0 é evidência de simetria na transmissão de preço entre produtor e varejo. Caso haja rejeição de H_0 , é possível inferir assimetria na transmissão de preço.

Vários estudos nacionais e internacionais utilizaram este modelo e suas aproximações para avaliar ajustes assimétricos de preços para diferentes níveis de um mercado. Carman & Sexton (2005), Lass (2005), e Azevedo & Politi (2008) aplicaram este modelo para o mercado de leite. Goodwin & Harper (1999) utilizaram este modelo no estudo do mercado da carne suína nos Estados Unidos. Já Bakucs et al. (2007) e Worth (1999) analisaram a transmissão de preços para o mercado de vegetais para a Hungria e Estados Unidos, respectivamente.

Um estudo que se destaca dentro desta literatura é o de Capps-Jr & Sherwell (2007), por abordar o modelo de Houck através do modelo econométrico de correção de erros (MCE). Partindo da ideia de que o modelo original de Houck

não levou em consideração as propriedades das séries temporais, esses autores propuseram a utilização do MCE, que capta a existência de cointegração (ECT) entre os dados. Se as séries de preços forem cointegradas, o vetor de cointegração representará a duração dos atrasos na transmissão de preços. A formulação de Capps & Sherwell consiste em:

$$\Delta P_{vt} = \beta_0 + \sum_{i=1}^{P_1} \beta_{3i} \Delta P_{vt-i} + \sum_{i=0}^{P_2} \beta_{4i}^+ \Delta P_{pt-i}^+ + \sum_{i=0}^{P_3} \beta_{4i}^- \Delta P_{pt-i}^- + \beta_2^+ ECT_{t-1}^+ + \beta_2^- ECT_{t-1}^- + v_t \quad (3)$$

A equação (3) é semelhante ao modelo de Houck dado pela equação (1), com a adição de três termos: $\sum_{i=1}^{P_1} \beta_{3i} \Delta P_{vt-i}$; $\beta_2^+ ECT_{t-1}^+$; $\beta_2^- ECT_{t-1}^-$. O sobrescrito $P1$ indica a defasagem de ΔP_{vt} , $P2$ é semelhante a $M1$ e $P3$ é semelhante a $M2$. A simetria de preços é testada por um teste F conjunto, no qual se testam tanto os parâmetros do vetor de cointegração quanto os que estão fora, conforme a seguinte hipótese nula:

$$H_0 : \sum_{i=0}^{P_2} \beta_{4i}^+ = \sum_{i=0}^{P_3} \beta_{4i}^- \text{ e } \beta_2^+ = \beta_2^- \quad (4)$$

O enfoque representado pelas equações (3) e (4) se aplica ao caso bivariado. Para o caso multivariado, o ideal é que na presença de cointegração, se estime um vetor de correção de erros (VEC) com a seguinte especificação:

$$\Delta P_{st} = \gamma_s + \theta_s \rho_s' P_{st-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_{si} \Delta P_{st-i} + u_{st} \quad (5)$$

em que $P'_{st} = [SDC_t \ SAC_t \ VP_{st}]'$ é um vetor transposto de variáveis; $SDC_t = \sum_{i=1}^T \Delta P_{at-i}^-$ é a soma dos decréscimos de preços no segmento atacadista; $SAC_t = \sum_{i=1}^T \Delta P_{at-i}^+$ é a soma dos acréscimos de preços no segmento atacadista; $VP_{st} = \Delta P_{st}$ é a variação de preços reais recebidos no segmento s (onde s é igual a 1 se produtor ou 0 se varejo); $\theta_s \rho_s'$ é a matriz de cointegração, em que θ_s é um vetor (3×1) com os coeficientes de ajustamento e ρ_s' é um vetor (1×3) com os parâmetros de cointegração; Γ_{si} é a matriz (3×3) com os coeficientes da parte autorregressiva estimada (VAR); γ_s é o vetor (3×1) com as constantes e u_{st} é o vetor $(3T \times 1)$ com os termos de erros aleatórios. A assimetria de preços no longo prazo, nesse caso, é verificada pelo teste de Wald, no qual são testados se os parâmetros de cointegração relativos ao acréscimo e ao decréscimo de preços são iguais, isto é, se há simetria na transmissão de preços no longo prazo.

Os modelos estimados neste artigo seguem a estrutura mostrada na equação (5) e são uma forma de se trabalhar com o modelo de Houck através do Modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC), que é uma extensão do Modelo de Correção de Erros elaborado no estudo de Capps-Jr & Sherwell (2007). O modelo original proposto por Houck considerou como variável dependente as variações absolutas nos preços e, dessa forma, o modelo VEC aplicado aos dados de carne bovina não estabelece exatamente as mesmas relações entre as variáveis propostas por Houck. Entretanto, como apontam Cramon-Taubadel & Fahlbusch (1994) e Meyer & Cramon-Taubadel (2004), existe um potencial

para uma regressão espúria em testes de simetria como do modelo original de Houck, quando são estimados sem levar em conta a possibilidade das séries de preços serem não-estacionárias. Portanto, a escolha do VEC se justifica ao analisar a estacionariedade das séries de preços. Neste artigo são estimados dois modelos visando verificar se existem simetrias na transmissão de preços do segmento atacadista para os produtores e para os varejistas. Assim, consideram-se as relações de determinação de preços entre atacado-produtor e atacado-varejo. A próxima seção descreve as características e os procedimentos metodológicos para a estimação desses modelos.

3.2 Procedimentos metodológicos

Para identificar a modelagem mais apropriada das séries temporais utilizadas, foram realizados os testes de identificação de raiz unitária e de cointegração. Seguindo procedimento indicado por Enders (1995), utilizou-se neste trabalho o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para cada série do vetor $P'_{st} = [SDC_t \ SAC_t \ VP_{st}]'$, implementado por meio do software JMulti.

Para verificar se as séries são cointegradas, foi utilizado o procedimento de Johansen (1988). Conforme Lütkepohl (2007), o teste de cointegração de Johansen utilizou o teste de traço $\lambda_{tr}(r)$, o qual indica o número de vetores de cointegração do modelo. Se verificada a presença de um vetor de cointegração, estima-se o modelo VEC (1,1), sendo que o número de defasagens no modelo foi escolhido com base no critério de Schwarz (SC).

Conforme dito anteriormente, este trabalho estima dois modelos para a cadeia da carne bovina, englobando os três níveis de mercado: produtor, atacado e varejo. O primeiro modelo, doravante referido como modelo AP, separa as variações no preço real praticado no atacado (PA_t) em duas variáveis explicativas: uma variável para acréscimo e outra variável para decréscimo de preço; a terceira variável deste modelo é a variação dos preços reais pago ao produtor, conforme mostra a equação (6):

$$\begin{pmatrix} \Delta SDC_t \\ \Delta SAC_t \\ \Delta VP_{pt} \end{pmatrix} = \theta_1 \rho_1' \begin{pmatrix} SDC_{t-1} \\ SAC_{t-1} \\ VP_{pt-1} \end{pmatrix} + \Gamma_{11} \begin{pmatrix} \Delta SDC_{t-1} \\ \Delta SAC_{t-1} \\ \Delta VP_{pt-1} \end{pmatrix} + \gamma_{11} + u_{11t} \quad (6)$$

SAC_t representa os acréscimos de preços reais praticados no atacado, e $SAC_t = \sum_{i=1}^T (PA_t - PA_{t-1})$, para $PA_t > PA_{t-1}$, caso contrário igual a zero. SDC_t representa os decréscimos de preços praticados no atacado, e $SDC_t = \sum_{i=1}^T (PA_t - PA_{t-1})$, para $PA_t < PA_{t-1}$, caso contrário igual a zero. VP_{pt} representa as variações absolutas mensais do preço real pago ao produtor em relação ao preço inicial, sendo $VP_{pt} = PP_t - PP_0$. Os outros termos da equação (6) são: $\theta_1 \rho_1'$, que representa a matriz de cointegração do Modelo AP – atacado/produtor, em que θ_1 é um vetor (3×1) com os coeficientes de ajustamento e ρ_1' é um vetor (1×3) com os parâmetros de cointegração; Γ_{11} , a matriz (3×3) com os coeficientes da parte autorregressiva estimada (VAR); γ_{11} , o vetor (3×1) com as constantes estimadas para o modelo; u_{11t} , o vetor ($3T \times 1$) com os termos de erro; e t , o tempo em meses.

Já o segundo modelo, denominado modelo AV, relaciona os acréscimos e decréscimos de preços reais praticados no atacado e as variações de preços no varejo. A equação (7) representa este modelo:

$$\begin{pmatrix} \Delta SDC_t \\ \Delta SAC_t \\ \Delta VP_{vt} \end{pmatrix} = \theta_2 \rho_2' \begin{pmatrix} SDC_{t-1} \\ SAC_{t-1} \\ VP_{vt-1} \end{pmatrix} + \Gamma_{21} \begin{pmatrix} \Delta SDC_{t-1} \\ \Delta SAC_{t-1} \\ \Delta VP_{vt-1} \end{pmatrix} + \gamma_{21} + u_{22t} \quad (7)$$

Neste caso, VP_{vt} são as variações absolutas mensais dos preços reais no varejo em relação ao preço inicial, representadas por $VP_{vt} = P_{vt} - P_{v0}$. Assim como no primeiro modelo, $\theta_2 \rho_2'$ representa o vetor de cointegração do Modelo AV, em que θ_2 é um vetor (3×1) com os coeficientes de ajustamento e ρ_2' é um vetor (1×3) com os parâmetros de cointegração. Os outros termos da equação (7) são: Γ_{21} , a matriz (3×3) com os coeficientes da parte autoregressiva estimada; γ_{21} , o vetor (3×1) com as constantes estimadas para o modelo; u_{22t} , o vetor ($3T \times 1$) com os termos de erro; e t , o tempo em meses.

As variações dos preços reais no varejo (VP_{vt}) e dos preços reais pagos ao produtor (VP_{pt}) foram construídas a partir das variações absolutas mensais dos mesmos em relação ao preço inicial, ou seja, as variações mensais em termos absolutos acumuladas no decorrer do tempo. As variáveis “acrécimos” e “decrécimos” dos preços reais praticados no atacado (SAC_t ; SDC_t) foram obtidas separadamente a partir do somatório das diferenças do aumento (ou da diminuição) do preço de um mês em relação ao mês anterior. Quando há aumento, só a variável de acréscimo é alterada, quando há uma diminuição, apenas a variável decréscimo se altera. Este é justamente o procedimento desenvolvido por Houck, sendo que os preços reais foram transformados em logaritmos naturais para que os resultados dos modelos estimados forneçam as elasticidades de transmissão de preços de forma direta (Aguiar & Santana 2002).

Os resultados dos modelos são analisados em três aspectos: simetria, intensidade (elasticidades) e velocidade. Considerando que seja encontrado um vetor de cointegração entre as variáveis para os dois modelos, há a comprovação de que de fato existe uma relação de longo prazo entre as variáveis de cada um dos modelos AP e AV.

Com o vetor de cointegração, pode-se analisar a **simetria e as elasticidades de transmissão de preços**. A simetria de preços ocorrerá se as séries decompostas de aumento e diminuição de preços no atacado apresentarem o mesmo grau de influência sobre os preços pagos ao produtor (modelo AP) ou sobre o preço recebido no varejo (modelo AV). Ou seja, considerando o modelo AP, o aumento e a diminuição do preço praticado pelo atacado terão o mesmo poder de influenciar o preço pago ao produtor no longo prazo se os dois primeiros parâmetros de cointegração (relativos ao decréscimo e acréscimo no vetor ρ_1' , respectivamente) forem iguais. Caso o parâmetro de cointegração relativo ao acréscimo for maior que o relativo ao decréscimo, a transmissão de acréscimo de preços do atacado ao produtor é maior que a transmissão de decréscimo, o que não é consistente com a estrutura de concorrência perfeita (Houck 1977). As elasticidades de transmissão de preços de longo prazo também são analisadas e, para testar a simetria na transmissão de preços no longo prazo, utiliza-se o teste de Wald sobre os parâmetros encontrados nos vetores de cointegração (ρ_s'), cujas hipóteses nulas são:

$$\begin{aligned} \text{Para o Modelo AP: } H_0: \rho'_{11} &= \rho'_{12} \\ \text{Para o Modelo AV: } H_0: \rho'_{21} &= \rho'_{22} \end{aligned} \quad (8)$$

Se H_0 for rejeitada, não se comprova estatisticamente a simetria na transmissão de preços do atacado para o produtor (Modelo AP) e/ou varejo (Modelo AV).

As funções impulso e resposta dos dois modelos permitem analisar a simetria de curto prazo na transmissão de preços, bem como permitem inferir sobre a velocidade de transmissão do aumento e da redução de preços. A decomposição da variância do erro de previsão contribui para identificar qual variável afeta mais a variância do erro de previsão das variações de preços reais no nível de produtor e de varejo, respectivamente nos modelos AP e AV.

3.3 Fonte de dados e variáveis

Para o cálculo das margens de comercialização e para estimar os modelos, são necessárias séries de preços para os diferentes níveis de comercialização da cadeia produtiva de pecuária de corte, produtor, atacado e varejo. Todos as séries de preços usadas têm periodicidade mensal entre janeiro de 2007 e novembro de 2013 e foram deflacionadas pelo Índice de Preço ao Consumidor (IPC).

As variáveis IPC e preço praticado no atacado foram obtidas no IPEADATA (2014). Essa última variável se refere ao preço médio no atacado de bovinos – traseiro em São Paulo em R\$/kg. Os demais preços, do varejo e do produtor, foram compatibilizados ao preço do atacado. Optou-se, então, pelo cálculo do preço da parte traseira dos bovinos em R\$/kg.

No caso do preço do produtor, foi necessário calcular a participação do corte traseiro do bovino no valor do atacado ($PCTVA$). Essa participação é calculada pela equação (9).

$$PCTVA = \frac{pa(traseiro)}{pa(traseiro) + pa(dianteiro) + pa(ponta\ de\ agulha) + pa(miúdos)} \quad (9)$$

em que $pa(traseiro)$, $pa(dianteiro)$, $pa(ponta\ de\ agulha)$, $pa(miúdos)$ são os preços médios de venda no mercado atacadista de cada corte na região metropolitana de São Paulo, obtidos no Instituto de Economia Agrícola⁴ (IEA 2014a).

Primeiramente, é necessário realizar a conversão do preço recebido pelo produtor no estado de São Paulo de R\$/arroba de carcaça (IEA 2014b) para R\$/kg⁵. Então, o preço do produtor foi obtido pela multiplicação da parcela do traseiro no valor do atacado com o preço do produtor convertido em R\$/kg.

No caso do preço no varejo, o traseiro bovino corresponde aos cortes: alcatra, capa de filé, contrafilé, coxão duro, coxão mole, filé mignon, lagarto, patinho e músculo. Então o preço do varejo é o somatório dos preços médios de cada corte no varejo na capital São Paulo (IEA 2014c), sendo que cada preço é ponderado pelo rendimento de cada corte sobre a carcaça resfriada conforme Tabela 1.

⁴Segundo IEA (2014a), para o cálculo do preço da carne bovina no atacado, adotou-se a relação de quartos da carcaça: traseiro= 48%, dianteiro= 39% e ponta de agulha= 13%, que são os mais comumente relatados na literatura.

⁵Essa conversão foi realizada considerando que a proporção do corte da carcaça é de 229,62 kg (Boletim Pecuário 2014) o que corresponde a 15,31 arrobas (CEPEA 2014).

Tabela 1: Rendimento da carne bovina resfriada para corte traseiro com osso

Descrição do tipo de carne considerada	Proporção de corte em kg	Rendimento %
Detalhes de rendimentos da carcaça resfriada ⁽¹⁾	229,62	1,00
Rendimento do traseiro especial	110,22	0,48
Filé	8,04	0,04
Contrafilé	26,41	0,12
Capa e aba	6,43	0,03
Alcatra	15,15	0,07
Patinho	34,90	0,15
Coxão duro	19,98	0,09
Coxão mole	29,85	0,13
Lagarto	8,27	0,04
Músculo	12,63	0,06
Retalho	5,74	0,03
Gordura	16,99	0,07
Ossos	43,63	0,19

Nota: (1) simulado para um animal com peso de 430 kg

Fonte: Elaborado com dados disponíveis em Boletim Pecuário (2014).

4 Resultados e Discussão

A discussão dos resultados está dividida em cinco partes: modelos estimados; elasticidades de transmissão de preços; simetria/assimetria no repasse de preços no longo prazo; simetria/assimetria no repasse de preços no curto prazo; e, margens de comercialização.

4.1 Modelos estimados

Primeiramente foram testadas as condições de estacionariedade das séries por meio do teste ADF que tem por hipótese nula que as séries possuem raiz unitária, ou seja, as séries não são estacionárias. A partir da metodologia de Enders (1995), foram testadas três variações de modelo para cada variável: com constante e tendência; com constante e sem tendência; e sem constante e sem tendência⁶. Para as séries em nível, todos os valores estimados foram maiores que os valores críticos ao nível de significância de até 1%. Como o teste ADF é unicaudal à esquerda, isso implica que não houve rejeição da hipótese nula e a série em nível não é estacionária. Para as séries diferenciadas há estacionariedade, uma vez que os valores calculados são menores que os valores críticos ao nível de significância de até 1%. Dessa forma, conclui-se que as séries são integradas de ordem um $I(1)$.

Para verificar a existência de relações de cointegração entre as séries foi realizado o teste de cointegração de Johansen – teste do traço. Na especificação desse teste usou-se o critério de Schwarz. De acordo com o teste do traço⁷, foi possível rejeitar a hipótese nula de que não há equilíbrio de longo prazo entre as variáveis para os dois modelos. Os resultados do teste de cointegração de Johansen sugerem, através do teste do traço, a existência de um vetor de cointegração para cada modelo, ao nível de significância de 5%. Portanto, existem relações de longo prazo nas variações de preços reais da carne bovina entre o atacado e produtor e entre o atacado e varejo. Isso mostra que há

⁶Os resultados do teste ADF para a série em nível e para a série diferenciada se encontram no Apêndice A.

⁷Os resultados do teste do traço estão no Apêndice B.

impactos de longo prazo das mudanças dos preços reais praticados no atacado sobre os preços pagos ao produtor e cobrados no varejo.

A partir dos resultados do teste de cointegração, foi possível estimar um VEC (1,1) para os Modelos AP e AV, lembrando que o Modelo AP analisa como as variações de preços no nível do atacado impactam o preço do produtor (equação 10) e o Modelo AV analisa como as variações de preços no nível do atacado impactam o preço no varejo (equação 11) ⁸.

$$\begin{pmatrix} \Delta SDC_t \\ \Delta SAC_t \\ \Delta VP_{pt} \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} -0,274^* \\ -0,164^{**} \\ -0,199^{**} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1,000 & 0,942^* & -0,641^* \end{bmatrix} \begin{pmatrix} SDC_{t-1} \\ SAC_{t-1} \\ VP_{pt-1} \end{pmatrix} \\ + \begin{bmatrix} 0,137^{ns} & 0,075^{ns} & 0,054^{ns} \\ 0,347^{**} & -0,102^{ns} & 0,179^{***} \\ 0,681^* & 0,298^{***} & -0,037^{ns} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \Delta SDC_{t-1} \\ \Delta SAC_{t-1} \\ \Delta VP_{pt-1} \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} -0,012^* \\ 0,031^* \\ 0,012^{**} \end{bmatrix} \quad (10)$$

$$\begin{pmatrix} \Delta SDC_t \\ \Delta SAC_t \\ \Delta VP_{vt} \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} -0,256^* \\ -0,113^{***} \\ 0,061^{ns} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1,000 & 1,007^* & -0,834^* \end{bmatrix} \begin{pmatrix} SDC_{t-1} \\ SAC_{t-1} \\ VP_{vt-1} \end{pmatrix} \\ + \begin{bmatrix} 0,113^{ns} & 0,112^{ns} & 0,208^* \\ 0,346^{**} & -0,057^{ns} & 0,269^* \\ 0,337^{**} & 0,255^{***} & -0,049^{ns} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \Delta SDC_{t-1} \\ \Delta SAC_{t-1} \\ \Delta VP_{vt-1} \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} -0,007^{**} \\ 0,031^* \\ 0,003^{ns} \end{bmatrix} \quad (11)$$

A estabilidade do modelo VEC requer que os autovalores encontrados estejam fora do círculo unitário. Todos os autovalores encontrados estão fora do círculo unitário, ou seja, os modelos VEC são estáveis ⁹. É importante observar que a especificação do modelo requer a imposição de 2 raízes unitárias (número de variáveis menos o número relações de cointegração). Os modelos VEC escolhidos apresentaram os melhores desempenhos em relação à autocorrelação (ausência de autocorrelação dos resíduos), o que se observa por meio do teste LM ¹⁰. A hipótese nula do teste é a ausência de correlação serial, ou seja, o ideal é não rejeitar essa hipótese para que o modelo esteja bem especificado. Para os modelos estimados, não se rejeita a hipótese nula ao nível de significância de 5%, o que indica não haver presença de autocorrelação no vetor de erros dos modelos estimados.

4.2 Elasticidades de transmissão de preços

A Tabela 2 mostra as estimativas dos coeficientes de longo prazo dos Modelos AP e AV estimados. Em relação ao Modelo AP, no longo prazo, se a soma de decréscimos de preços reais no atacado atingir 1%, a variação média nos preços reais pagos ao produtor irá reduzir em 1,56%, calculado pela razão entre as estimativas de coeficientes de longo prazo de SDC_t por VP_{pt} . Por outro lado, se a soma de acréscimos de preços no atacado se elevar em 1% a variação do preço real pago ao produtor irá aumentar 1,46%, calculado pela razão entre as estimativas de coeficientes de longo prazo de SAC_t por VP_{pt} . Os desequilíbrios no preço pago ao produtor são corrigidos a uma taxa de

⁸As Estatísticas t estão no Apêndice C.

⁹Resultados do teste de estabilidade dos Modelos no Apêndice D.

¹⁰Para as estatísticas do Teste LM de Autocorrelação Serial nos Resíduos ver Apêndice E.

0,199% em cada período, ou seja, para que o preço pago ao produtor retorne ao equilíbrio o horizonte temporal é de aproximadamente 5 meses.

Tabela 2: Estimativas dos coeficientes de longo prazo dos Modelos Vetoriais de Correção de Erro (VEC)

	Variáveis	Estimativas dos coeficientes de ajustamento (θ)	Estimativas dos parâmetros de longo prazo (ρ)
Modelo AP	SDC_t	-0,274*	1,000
	SAC_t	-0,164**	0,942*
	VP_{vt}	-0,199**	-0,641*
Modelo AV	SDC_t	-0,256*	1,000
	SAC_t	-0,113***	1,007*
	VP_{vt}	-0,061ns	-0,834*

Fonte: Elaborado pelos autores. Legenda: (*) significativo a 1%; (**) significativo a 5%; (***) significativo a 10%.

Para o Modelo AV, no longo prazo a soma de decréscimos de preços reais de 1% reduz a variação do preço real do varejo em 1,19%. Por outro lado, a soma de acréscimos de preços reais no atacado de 1% aumenta a variação do preço real no varejo em 1,20%. Quanto aos desequilíbrios no preço do varejo não foi possível inferir sobre a taxa de ajuste temporal, pois a variável VP_{vt} apresentou-se fracamente exógena, sendo o coeficiente de ajustamento (0,061%) não significativo.

4.3 Repasse de preços no longo prazo

O teste de Wald indica se há realmente simetria de preço nos modelos no longo prazo. A hipótese nula deste teste é se o parâmetro de cointegração para o acréscimo é igual ao do decréscimo. Portanto, testa-se estatisticamente se $0,942 = 1$ (Modelo AP: $H_0 : \rho'_{11} = \rho'_{12}$) e se; $1,007 = 1$ (Modelo AV: $H_0 : \rho'_{21} = \rho'_{22}$). Se houver rejeição da hipótese nula, a simetria de preços no longo prazo é refutada. A Tabela 3 mostra as estimativas desse teste.

Tabela 3: Resultados do teste de Wald para simetria na transmissão de preços

	Estatística do teste	P-valor
Modelo AP	6,7983	0,0091
Modelo AV	0,0661	0,7971

Fonte: Elaborado pelos autores.

Da análise da Tabela 3, pode-se verificar pelo teste de Wald que houve rejeição da hipótese nula para o Modelo AP (p-valor = 0,0091) e não rejeição da hipótese nula para o Modelo AV (p-valor = 0,7971). Então, no longo prazo, há simetria na transmissão de preços reais entre atacado e varejo. Contudo, há assimetria na transmissão de preços reais entre atacado e produtor.

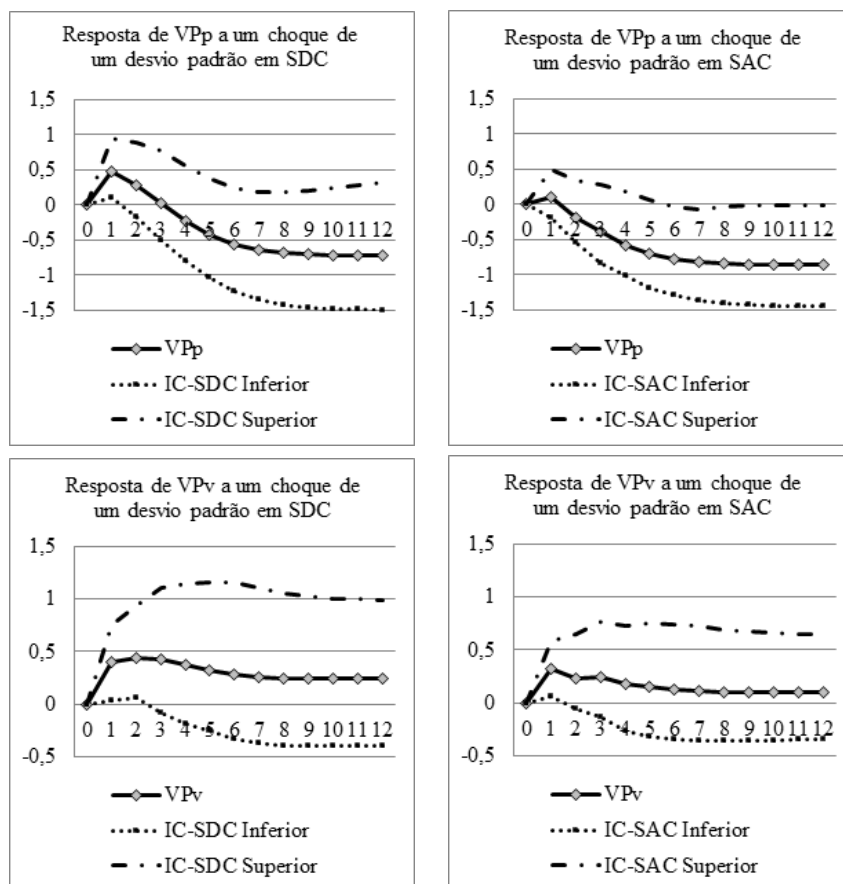
Esses resultados indicam que o atacado (frigorífico) possui algum poder barganha, principalmente no momento de se ajustar os preços reais pagos ao produtor. Porém, para com o segmento varejista esse fato não se verifica. Isto pode ser compreendido analisando-se as estruturas de mercado nos vários níveis da cadeia produtiva. Enquanto o setor varejista cada vez mais se consolida como um mercado oligopolista, formado por hiper e supermercados,

formando uma estrutura tão concentrada quanto o setor frigorífico, a relação entre (poucos) frigoríficos e (muitos) pecuaristas caracteriza-se por assimetria de poder de mercado, que se reflete em assimetria na transmissão de preços.

4.4 Repasse de preços no curto prazo

As funções impulso-resposta (Figura 2) mostram ajustamentos temporários (no curto prazo) de preços nos níveis de produtor e varejo ao se mudarem aleatoriamente os preços no atacado.

Figura 2: Resposta das variações dos preços pagos ao produtor e no varejo a impulsos nos acréscimos e decréscimos de preços reais no atacado.



Fonte: Elaborado pelos autores.

Para o Modelo AP, os decréscimos de preço no atacado foram significativos no primeiro mês após o choque, enquanto que os acréscimos não foram significativos nos seis primeiros períodos. Pode-se assim destacar a existência de certa rigidez de preços, já que no curto prazo não são repassados acréscimos de preços reais temporários do segmento atacado para os produtores, ocorrendo pequeno repasse de decréscimos reais de preços, fatos que mais uma vez se justificam pelo menor poder dos pecuaristas em relação ao frigorífico.

Para o Modelo AV pode-se perceber que acréscimos reais de preços no atacado foram significativos no primeiro mês após o choque, enquanto os de-

crécimos foram significativos nos dois primeiros meses. Considerando que o repasse dos decréscimos de preços do atacado para o preço do varejo foi superior ao repasse dos acréscimos ainda no primeiro mês, pode-se inferir que o segmento atacado repassa, no curto prazo, decréscimos reais de preços mais intensamente do que acréscimos de preços ao varejo, sugerindo maior poder de barganha por parte do varejo em relação ao atacado. No longo prazo, esse cenário não ocorre e há simetria na transmissão de preços entre atacado e varejo, conforme já se viu.

Por meio da decomposição da variância do erro de previsão, os modelos estimados permitem avaliar a importância das variáveis para a realização de projeções. Trata-se de uma forma de mostrar quanto uma variável é importante para explicar o erro da previsão de outra.

Na Tabela 4, mostra-se a decomposição histórica da variância do erro de previsão para a variação do preço real da carne bovina pago ao produtor (Modelo AP) e para a variação do preço real da carne bovina recebido no varejo (Modelo AV) para um horizonte de 10 meses. A primeira coluna dessa tabela apresenta os períodos à frente que, nesse caso, estão expressos em meses, enquanto as demais se relacionam ao percentual da variância dos erros de previsão da variação do preço pago ao produtor ou da variação do preço do varejo que decorre de choques não antecipados sobre as demais variáveis endógenas contidas nos modelos – acréscimos de preço e decréscimos de preço no atacado. Detecta-se também que parte significativa da variância explicada (mais de 50%) se deve à própria variável, indicando rigidez de preços.

Tabela 4: Decomposição da variância do erro de previsão da variação do preço pago ao produtor e da variação do preço cobrado no varejo

Mês	Modelo AP			Modelo AV		
	Variáveis			Variáveis		
	VP_p	SAC	SDC	VP_v	SAC	SDC
1	53%	32%	15%	74%	12%	14%
2	43%	30%	27%	54%	19%	27%
3	48%	27%	26%	51%	19%	30%
4	54%	24%	22%	51%	19%	31%
5	60%	22%	18%	51%	18%	30%
6	65%	19%	16%	52%	18%	30%
7	69%	18%	13%	53%	17%	29%
8	72%	16%	12%	54%	17%	29%
9	75%	15%	10%	55%	17%	28%
10	77%	14%	9%	56%	17%	28%

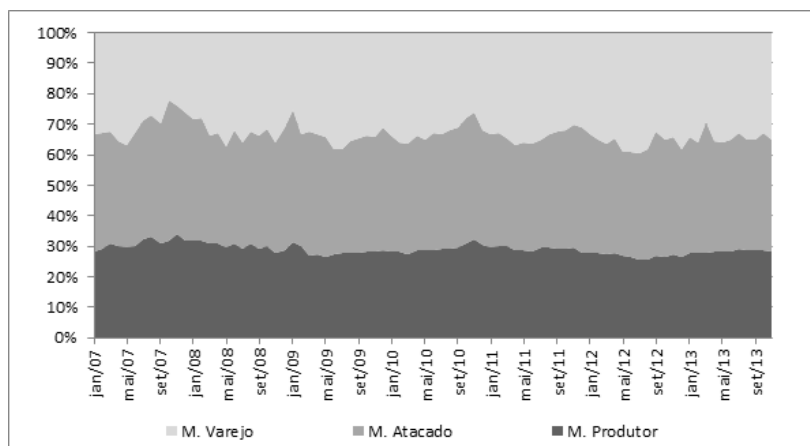
Fonte: Elaborado pelos autores.

Para o Modelo AP, observa-se que os acréscimos de preços reais no atacado explicam 32% do erro de previsão das variações dos preços pagos ao produtor no primeiro mês, enquanto os decréscimos explicam 15%. Apesar do ganho de importância dos decréscimos ao longo dos 10 meses após o choque, os acréscimos do preço do atacado são os que influenciam, principalmente, o erro de previsão do preço pago ao produtor. Quanto ao Modelo AV observa-se que durante os 10 meses após o choque, os decréscimos de preços no atacado influenciam mais o erro de previsão da variação de preço do varejo que os acréscimos.

4.5 Margens de Comercialização

Por último, foram comparados os resultados obtidos nos dois modelos com as margens existentes para cada nível da cadeia de produção de carne bovina. A Figura 3 mostra a representação das margens dos produtores, atacado e varejo. Como é possível perceber pela Figura 3, períodos de aumento da margem de comercialização do atacado são marcados, respectivamente, por aumentos de menores proporções nas margens dos produtores. Esse resultado é coerente com o obtido pelo Modelo AP, ou seja, não há simetria no repasse de preços no longo prazo, confirmado pelo teste de Wald. Dessa forma, os aumentos de preço do atacado não são repassados integralmente aos produtores.

Figura 3: Margens de Comercialização.



Fonte: Elaborado pelos autores.

Comparando as margens de comercialização do atacado em relação ao varejo observam-se períodos de elevação da margem do atacado são períodos de redução da margem no varejo, assim como períodos de redução da margem do atacado representam elevações nas margens do varejo.

5 Conclusão

Utilizando modelos VEC, o presente trabalho encontrou evidências de que o atacado (frigorífico) possui poder na negociação de preços junto aos produtores, mas que há um equilíbrio em sua relação com o varejo. No geral, aos pecuaristas são transmitidas mais intensamente as quedas do que os aumentos de preço dos frigoríficos, enquanto que aos varejistas transmitem-se simetricamente aumentos e quedas de preços nos frigoríficos. A explicação para este fenômeno remonta às estruturas de mercado, havendo maior equilíbrio de poder de mercado entre frigoríficos e varejistas (supermercados) – onde ambas as estruturas são oligopolistas, do que entre frigoríficos e pecuaristas.

Em termos de política pública, os resultados da pesquisa indicam que os órgãos de defesa da concorrência devem avaliar rigorosamente tanto os processos de concentração de mercado quanto as condutas exercidas pelos frigoríficos em relação aos pecuaristas, visando coibir abuso de poder de mercado. Quanto aos pecuaristas, a busca de negociações coletivas (por meio de associa-

ções, cooperativas ou outras formas de cooperação) que aumentem seu poder de contraposição aos frigoríficos e a adoção de estratégias de *hedging*, principalmente com o uso de contratos futuros e de opções, surgem como alternativa de proteção em cenários de quedas de preços.

Destaca-se que assimetrias de preços praticadas de forma intensa e continuada entre elos de uma cadeia produtiva podem levar, em situações extremas, a uma redução significativa da margem lucro de um dos segmentos, sendo possível ocorrer até mesmo a saída de alguns agentes da atividade. A técnica aplicada nesse trabalho permite identificar padrões de repasse de preços entre os elos da cadeia de produção, sendo possível utilizá-la para acompanhamento de possíveis distorções, servindo, portanto, como instrumento adicional que pode ser utilizado por órgãos de defesa da concorrência.

No caso específico da relação frigoríficos-varejistas, como o método empregado nesta pesquisa permite separar os efeitos de curto dos de longo prazo, notou-se que, embora houvesse alguma assimetria no curto prazo, indicando que os varejistas conseguiriam transmitir mais intensamente os aumentos de preço dos frigoríficos, no longo prazo acréscimos e decréscimos são igualmente transmitidos. Isso sugere que os varejistas incorporam ganhos de curto prazo, mas que no longo prazo tal possibilidade de ganho desaparece. Pode-se dizer, assim, que o poder de barganha dos segmentos varejista e, especialmente, atacadista, é notoriamente maior que o poder dos produtores tanto por suas margens de comercialização quanto por suas transmissões de preços. No caso do varejo, há de se notar que o possível exercício de poder de mercado no curto prazo não se dá em relação aos frigoríficos, mas sim em relação aos consumidores finais.

O que se percebe ao analisar a literatura sobre os modelos de transmissão de preços é uma ausência de consenso em como tratar o modelo de Houck (1977), considerando as propriedades de séries temporais. Diante dessa ausência sobre o tratamento econométrico a ser dado à questão, o presente trabalho contribui ao propor uma forma de trabalhar com o modelo de Houck através do VEC. Dessa forma, a principal contribuição para a ciência econômica é desenvolver um modelo semelhante ao de Capps-Jr & Sherwell (2007), mas que se aplica às relações entre três níveis de mercado. Ademais, contribui para a identificação e o acompanhamento de possível exercício de poder de mercado na cadeia produtiva de pecuária de corte do Brasil, uma questão que tem gerado grandes preocupações tanto para os agentes deste mercado como para o poder público.

Referências Bibliográficas

ABIEC (2018), 'Perfil da pecuária no Brasil – relatório anual 2018', São Paulo: ABIEC. Disponível em: <<http://www.abiec.com.br/Sumario.aspx>>. Acesso em 18/10/2018.

Aguiar, D. R. D. (2000), 'Mensuração de poder de mercado por meio de dados de marcas comerciais: Modelos, limitações e aplicações', *Revista de Economia Política* 20(3), 152–162.

Aguiar, D. R. D. (2012), 'Indicadores de poder de mercado baseados nos preços', 50º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, Vitória - ES.

Aguiar, D. R. D. & Figueiredo, A. M. A. (2011), 'Poder de Mercado no Varejo Alimentar: uma análise usando os preços do Estado de São Paulo', *Revista de Economia e Sociologia Rural* **49**(4), 967–990.

Aguiar, D. R. D. & Santana, J. A. (2002), 'Asymmetry in farm to retail price transmission: evidence from Brazil', *Agribusiness* **18**(1), 37–48.

Azevedo, P. F. & Politi, R. B. (2008), 'Concorrência e estratégias de precificação no sistema agroindustrial do leite', *Revista de Economia e Sociologia Rural* **46**(3), 767–802.

Bakucs, L. Z., Ferto, I. & Szabó, G. G. (2007), 'Price transmission in the Hungarian vegetable sector', *Studies in Agricultural Economics* **106**, 23–40.

Boletim Pecuário (2014), 'Desmonte do bovino', Disponível em: <<http://www.boletimpecuario.com.br/rendimentob.htm>>. Acesso em: 08/01/2014.

Brasil (2014), 'Mapa, Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA).', Disponível em <<http://www.agricultura.gov.br>>. Acesso em: 09/01/2014.

Brasil (2015), 'Projeções do agronegócio: Brasil 2014/2015 a 2024/2025 - projeções de longo prazo', Brasília: MAPA. Disponível em <<http://www.agricultura.gov.br>>. Acesso em: 07/01/2016.

CADE (2007), *Conselho Administrativo de Defesa Econômica – Guia Prático do CADE: a defesa da concorrência no Brasil*, 3 ed, São Paulo: CIEE.

Capps-Jr, O. & Sherwell, P. (2007), 'Alternative Approaches in Detecting Asymmetry in Farm-Retail Price Transmission of Fluid Milk', *Agribusiness* **23**(3), 313–331.

Carman, H. F. & Sexton, R. J. (2005), 'Supermarket fluid milk pricing practices in the Western United States', *Agribusiness* **21**, 509–530.

Carvalho, T. B. & Zen, S. (2017), 'A cadeia de Pecuária de Corte no Brasil: evolução e tendências.', *Revista IPecege* **3**(1), 85–99.

CEPEA (2014), 'Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada - Indicador Boi, Média Estado São Paulo', Disponível em: <<http://cepea.esalq.usp.br/boi/>>. Acesso em: 15/01/2014.

Cramon-Taubadel, S. (1998), 'Estimating asymmetric price transmission with the error correction representation: An application to the German pork market', *European Review of Agricultural Economics* **25**, 1–18.

Cramon-Taubadel, S. & Fahlbusch, S. (1994), 'Identifying asymmetric price transmission with error correction models', Poster Session EAAE European Seminar in Reading.

Enders, W. (1995), *Applied Econometric Time Series*, 1st ed, New York: Wiley.

Goodwin, B. K. & Harper, D. C. (1999), 'Price transmission, threshold behavior, and asymmetric adjustment in the U.S. pork sector.', Paper presented at AABA Meetings, Nashville.

Houck, J. P. (1977), 'An approach to specifying and estimating nonreversible functions.', *American Journal of Agricultural Economics*, Ames **59**, 570–572.

IBGE (2018), 'Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. censo agropecuário 2017.', Disponível em: < <https://sidra.ibge.gov.br>>. Acesso em: 18/10/2018.

IEA (2014a), 'Instituto de Economia Agrícola. carne bovina: comportamento dos preços em 2010.', Disponível em: < <http://www.iea.sp.gov.br/out/LerTexto.php?codTexto=12100> >. Acesso em: 12/11/2014.

IEA (2014b), 'Instituto de Economia Agrícola. Preços Médios Mensais de Venda no Mercado Atacadista na Região Metropolitana de São Paulo.', Disponível em: < <http://www.iea.sp.gov.br/out/bancodedados.html> >. Acesso em: 15/01/2014.

IEA (2014c), 'Instituto de Economia Agrícola. Preços Médios Mensais no Varejo na Capital.', Disponível em: < <http://www.iea.sp.gov.br/out/bancodedados.html> >. Acesso em: 15/01/2014.

IPEADATA (2014), 'Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas - base de dados macroeconômicos - IPC - geral - índice - Fundação Getulio Vargas, Conjuntura Econômica - IGP (FGV/Conj. Econ. - IGP).', Disponível em: <www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: 15/01/2014.

JBS (2018), 'Informação corporativa – histórico.', Disponível em: <<http://jbss.foinvest.com.br/static/ptb/historico.asp?idioma=ptb>>. Acesso em: 18/10/2018.

Johansen, S. (1988), 'Statistical analysis of cointegration vectors', *Journal of Economic Dynamics and Control* **12**, 231–254.

Kinnucan, H. W. & Foker, O. D. (1987), 'Asymmetry in farm-retail price transmission for major dairy products', *American journal of agricultural economics* **69**(2), 285–292.

Lass, D. A. (2005), 'Asymmetric response of retail milk prices in the northeast revisited.', *Agribusiness* **21**(4), 493–508.

Lütkepohl, H. (2007), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, 2 ed, New York: Springer.

Marfrig (2018), 'Perfil corporativo e histórico', Disponível em: <<http://ri.marfrig.com.br/pt/grupo-marfrig/perfil-corporativo-e-historico>>. Acesso em: 18/10/2018.

Meyer, J. & Cramon-Taubadel, S. (2004), 'Asymmetric price transmission: a survey.', *Journal of Agricultural Economics* **55**(3), 581–611.

Minerva (2018), 'Sobre Minerva Foods – história', Disponível em: <<https://portal.minervafoods.com/sobre-minerva-foods>>. Acesso em: 18/10/2018.

Moita, R. M. & Goloni, L. A. (2010), 'Oligopsônio dos Frigoríficos: Uma Análise Empírica de Poder de Mercado', *Rev. adm. contemp* **18**(6), 772–794.

Rodvalho, H. S. (2010), 'Estruturas de mercado, a integração vertical e as novas tecnologias aplicadas na pecuária de corte', *Revista Saber Eletrônico* **2**, 83–114.

Santos, J. Z. D., Aguiar, D. R. D. & Figueiredo, A. M. (2015), 'Assimetria na transmissão de preços e poder de mercado: o caso do mercado varejista de etanol no estado de São Paulo', *Revista de Economia e Sociologia Rural* **53**(2), 195–210.

Urso, F. S. P. (2007), 'A cadeia da carne bovina no Brasil: uma análise de poder de mercado e teoria da informação', *Fundação Getúlio Vargas* .

Worth, T. (1999), 'The FOB retail price relationship for selected fresh vegetables', *Economic Research Service/ USDA* pp. 26–31.

Apêndice A

Tabela A.1: Teste ADF para as variáveis utilizadas na construção dos modelos

ADF-NÍVEL					
Variáveis	Termo Determinístico	Estatística τ	Valor crítico		
			1%	5%	10%
SAC_t	C/T	-2,3713	-3,96	-3,41	-3,13
	C	-0,7961	-3,43	-2,86	-2,57
	-	4,4802	-2,56	-1,94	-1,62
SDC_t	C/T	-3,9258	-3,96	-3,41	-3,13
	C	0,1879	-3,43	-2,86	-2,57
	-	4,9724	-2,56	-1,94	-1,62
VP_{pt}	C/T	-3,0729	-3,96	-3,41	-3,13
	C	-2,9528	-3,43	-2,86	-2,57
	-	-0,4085	-2,56	-1,94	-1,62
VP_{vt}	C/T	-1,9898	-3,96	-3,41	-3,13
	C	-1,8766	-3,43	-2,86	-2,57
	-	0,2014	-2,56	-1,94	-1,62

ADF-1ª Diferença					
Variáveis	Termo Determinístico	Estatística τ	Valor crítico		
			1%	5%	10%
SAC_t	C/T	-8,0165	-3,96	-3,41	-3,13
	C	-8,0288	-3,43	-2,86	-2,57
	-	-5,9987	-2,56	-1,94	-1,62
SDC_t	C/T	-7,8892	-3,96	-3,41	-3,13
	C	-7,9166	-3,43	-2,86	-2,57
	-	-5,8938	-2,56	-1,94	-1,62
VP_{pt}	C/T	-6,5604	-3,96	-3,41	-3,13
	C	-6,5603	-3,43	-2,86	-2,57
	-	-6,5442	-2,56	-1,94	-1,62
VP_{vt}	C/T	-7,7156	-3,96	-3,41	-3,13
	C	-7,6983	-3,43	-2,86	-2,57
	-	-7,615	-2,56	-1,94	-1,62

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: C, T indica a presença de constante (C) e tendência (T) na equação do teste de Raiz Unitária.

Apêndice B

Tabela B.1: Análise da Cointegração de Johansen – Resultados do teste do traço

Modelo AP			
Hipótese nula	Estatística do traço	Valor crítico (5%)	p-valor
$r = 0$	49,03	42,77	0,0096
$r \leq 1$	21,88	25,73	0,1464
$r \leq 2$	9,81	12,45	0,1384

Modelo AV			
Hipótese nula	Estatística do traço	Valor crítico (5%)	p-valor
$r = 0$	50,36	42,77	0,0065
$r \leq 1$	17,08	25,73	0,417
$r \leq 2$	6,33	12,45	0,4305

Fonte: Elaborado pelos autores.

Apêndice C Estatísticas t de Student dos Modelos Estimados

$$\begin{pmatrix} \Delta SDC_t \\ \Delta SAC_t \\ \Delta VP_{pt} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -4,513 \\ -2,035 \\ -2,127 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \dots & 42,099 & -5,830 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} SDC_{t-1} \\ SAC_{t-1} \\ VP_{pt-1} \end{pmatrix} \\ + \begin{pmatrix} 1,221 & 0,638 & 0,611 \\ 2,330 & -0,647 & 1,519 \\ 3,957 & 1,637 & -0,268 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta SDC_{t-1} \\ \Delta SAC_{t-1} \\ \Delta VP_{pt-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} -2,946 \\ 5,782 \\ 1,985 \end{pmatrix}$$

$$\begin{pmatrix} \Delta SDC_t \\ \Delta SAC_t \\ \Delta VP_{vt} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -4,633 \\ -1,494 \\ 0,785 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \dots & 37,854 & -7,444 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} SDC_{t-1} \\ SAC_{t-1} \\ VP_{vt-1} \end{pmatrix} \\ + \begin{pmatrix} 1,072 & 1,099 & 2,626 \\ 2,379 & -0,402 & 2,464 \\ 2,251 & 1,763 & -0,436 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta SDC_{t-1} \\ \Delta SAC_{t-1} \\ \Delta VP_{vt-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} -1,820 \\ 5,696 \\ 0,445 \end{pmatrix}$$

Fonte: Elaborado pelos autores.

Apêndice D**Tabela D.1:** Análise da Estabilidade dos Modelos

Modelo AP	Modelo AV
Módulo das raízes do polinômio característico	Módulo das raízes do polinômio característico
1,6866	1,6055
1,6866	1,6055
9,0655	5,3860
3,0402	2,6705
1,0000	1,0000
1,0000	1,0000

Fonte: Elaborado pelos autores.

Apêndice E**Tabela E.1:** Teste de autocorrelação (LM)

Modelo AP			Modelo AV		
Defasagem	Estatística	p-valor	Defasagem	Estatística	p-valor
8	78,0618	0,2922	8	82,3677	0,1893

Fonte: Elaborado pelos autores.

RISCO DE CRÉDITO E AS POLÍTICAS MONETÁRIAS CONVENCIONAL E NÃO CONVENCIONAL: O CASO BRASILEIRO

FERNANDA DANTAS ALMEIDA *
JOSÉ ANGELO DIVINO †

Resumo

O crédito bancário é considerado um importante canal de transmissão de choques monetários e financeiros para o lado real da economia. Este artigo investiga a relação entre risco de crédito e a política monetária, conduzida tanto de forma convencional quanto não-convencional, e analisa os efeitos e canais de transmissão de choques exógenos no risco de crédito, taxa nominal de juros e alíquota de compulsório sobre o ciclo econômico. O modelo de Gertler & Karadi (2011) é modificado para incorporar risco de crédito endógeno dado pela probabilidade de *default* em empréstimos bancários pela firma. Os resultados de simulações para a economia brasileira revelam uma taxa de *default* anticíclica, que compensa os bancos por perdas com os “maus” pagadores. Uma regra de compulsório anticíclica mais agressiva contribui para a estabilização do ciclo econômico sem afetar significativamente o risco de crédito.

Palavras-chave: risco de crédito, política monetária, depósitos compulsórios.

Abstract

Banking credit is an important channel of transmission of monetary and financial shocks to the real side of the economy. This paper investigates the relationship between credit risk and monetary policy, conducted in both conventional and non-conventional ways, and analyzes the effects and channels of transmission of exogenous shocks on credit risk, nominal interest rate and reserve requirements to the business cycle. The model by Gertler & Karadi (2011) is modified to incorporate endogenous credit risk given by the probability of default in bank loans by the firm. The results of simulations for the Brazilian economy indicate a countercyclical default rate, which acts to compensate banks for losses with the “bad” payers. A more aggressive countercyclical reserve requirements rule contributes to stabilize the business cycle without significantly affecting credit risk.

Keywords: credit risk, monetary policy, reserve requirements.

JEL classification: E51, E52, G21.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea146034>

* Universidade Católica de Brasília (UCB) e Caixa Econômica Federal (CEF). Brasília (DF), Brasil. E-mail: fdantas.almeida@gmail.com

† Universidade Católica de Brasília (UCB). Brasília (DF), Brasil. E-mail: jangelo@pos.ucb.br.

1 Introdução

A crise financeira internacional de 2008 evidenciou que medidas convencionais de política monetária não foram suficientes para dirimir seus efeitos negativos sobre o lado real das economias afetadas, como reportam Gertler & Karadi (2011). No Brasil, o combate aos efeitos dessa crise deu-se, entre outras, pela utilização de políticas anticíclicas de estímulo ao crescimento econômico por meio de expansão do crédito bancário. Esta política foi financiada, inicialmente, pelos bancos públicos, que praticaram sucessivas reduções nas taxas dos empréstimos de forma a aumentar o volume das concessões. Como consequência, a expansão do crédito trouxe o aumento da inadimplência, pois os bancos passaram a conceder empréstimos¹. Além disso, como destacam Silva & Divino (2013), as medidas de combate à crise também incluíram redução da oferta de títulos públicos para evitar pressão de aumento sobre as taxas de juros, substituição de *swaps* reversos por *swaps* tradicionais para atender à demanda por instrumentos de *hedge* no mercado de derivativos, afrouxamento do requerimento de compulsório visando regular a liquidez do sistema financeiro, incentivos fiscais para a produção de bens de consumo duráveis com o objetivo de estimular a demanda interna e preservação da liquidez bancária por meio da realização de operações compromissadas.

Diante desse reconhecimento do crédito como importante canal de transmissão de choques monetários e financeiros para o lado real da economia, este artigo investiga a relação entre risco de *default* e a política monetária, conduzida tanto de forma convencional, com a taxa nominal de juros servindo como instrumento de política, quanto não-convencional, com base em regras alternativas para a alíquota de requerimento compulsório. Num ambiente econômico que combina risco de crédito endógeno e políticas monetárias alternativas, são analisados os efeitos e os canais de transmissão de choques exógenos no risco de crédito, taxa nominal de juros e requerimento de compulsório sobre a estabilidade de preços e o ciclo econômico. Para tanto, o modelo de Gertler & Karadi (2011) é modificado para incorporar risco de crédito endógeno, dado pela probabilidade da firma não pagar os empréstimos concedidos pelo banco, como sugerido por Walque et al. (2010) e aplicado por Silva & Divino (2013) ao caso brasileiro. O requerimento de depósitos compulsórios pelo Banco Central é considerado como um instrumento de política monetária não-convencional, em conformidade com Kornelius & Divino (2015). Esses elementos são combinados em uma modelagem unificada e usados para simular as dinâmicas de transmissão de distintos choques exógenos sobre a economia.

O modelo resultante é calibrado para a economia brasileira, que enfrentou risco de crédito e utilizou ativamente os depósitos compulsórios como instrumentos de política macroprudencial no período recente, após a adoção do regime de metas de inflação em 1999². Inicialmente, os depósitos compulsórios foram reduzidos logo após a introdução desse regime e a consequente estabilização da inflação. O compulsório aumentou em 2002 em decorrência da incerteza do período pré-eleitoral e a forte depreciação do real. Depois,

¹Vide, por exemplo, Nunes & Portugal (2018) para uma descrição sobre a política de expansão de crédito via bancos públicos praticada pelo Brasil no período recente.

²Glocker & Towbin (2015) apresentam uma descrição detalhada da política monetária não-convencional praticada pelo Banco Central do Brasil em vários episódios nos períodos imediatamente anterior e posterior à crise financeira internacional de 2008.

as exigências de compulsório foram afrouxadas durante a crise financeira internacional e novamente elevadas logo em seguida, quando houve um forte crescimento do crédito. No período mais recente, os requerimentos de compulsório diminuíram devido à piora nas condições econômicas do país.

A abordagem adotada neste artigo guarda uma relação com a concepção do acelerador financeiro, segundo a qual choques adversos na economia podem ser amplificados pelo agravamento das condições do mercado financeiro, conforme originalmente proposto por Bernanke et al. (1996). Posteriormente, Bernanke et al. (1999) apresentaram a estrutura do acelerador financeiro em uma estrutura novo keynesiana, mostrando como fricções no mercado de crédito podem ser incorporadas à modelagem macroeconômica. Outros autores que também investigaram o acelerador financeiro incluem Kiyotaki & Moore (1997), Carlstrom & Fuerst (1997), Christensen & Dib (2008) e De Graeve (2008).

Posteriormente, Kiyotaki & Moore (2019), Gerali et al. (2010), Cúrdia & Woodford (2010), inovaram ao considerar fricções financeiras no nível dos intermediários financeiros e não no nível das firmas, como era a prática comum. Gertler & Karadi (2011), com base em Christiano et al. (2005) e Smets & Wouters (2007), desenvolveram uma abordagem com foco na política monetária não convencional adotada pelos Estados Unidos para fazer face à crise de 2007-2008. Inovaram ao considerar explicitamente a intermediação financeira diretamente exercida pelo *Federal Reserve* (Fed) como instrumento de política monetária não convencional, além de incorporar fricções no âmbito dos intermediários financeiros.

Para o Brasil, há diversas aplicações da modelagem DSGE, embora a estrutura do acelerador financeiro ainda seja pouco explorada. Castro et al. (2015) desenvolveram um modelo DSGE de grande escala, combinando características usuais da abordagem novo keynesiana, como rigidez de preços e salários e custos de ajustamento, com características específicas da economia brasileira. Para avaliar a interação entre as políticas fiscal e monetária, Valli & Carvalho (2010) estendem o modelo europeu *New Area-Wide Model* (NAWM), ampliando o escopo da política fiscal e permitindo heterogeneidade no mercado de trabalho. Já Valli & Carvalho (2011) consideram não somente metas de saldo primário, mas também incorporam à modelagem despesas cíclicas e programas sociais sob a forma de transferências públicas, investimento público e tributação distorciva.

Kornelius & Divino (2015) modificaram o arcabouço de Gertler & Karadi (2011) para introduzir a exigência de depósitos compulsórios pela Autoridade Monetária e um choque de confiança dos depositantes no sistema financeiro. Encontraram que o requerimento de compulsório afeta a dinâmica de propagação e amplifica os efeitos de choques exógenos por meio do canal do crédito. Nessa mesma linha, Areosa & Coelho (2013) verificaram que o impacto da redução da alíquota do recolhimento compulsório possui efeitos semelhantes aos de uma redução na taxa básica de juros, porém quantitativamente menores.

Em uma abordagem mais ampla, Tavman (2015) analisou os efeitos de políticas macroprudenciais anticíclicas num modelo à la Gertler & Karadi (2011), em que o recolhimento compulsório está entre os instrumentos macroprudenciais. Carvalho & Castro (2016) também analisaram os papéis de instrumentos macroprudenciais anticíclicos alternativos, dentre eles o recolhimento compulsório, em estudo aplicado ao caso brasileiro. Já Agénor et al.

(2018) exploraram a política macroprudencial baseada em recolhimentos compulsórios anticíclicos em um ambiente de economia aberta.

O risco de crédito é explorado por Silva & Divino (2013), que examinaram os canais de transmissão da crise financeira para o lado real da economia. O modelo utilizado incluiu o setor financeiro e analisou os efeitos do risco de crédito no pagamento dos empréstimos bancários por parte das firmas e um choque na liquidez ocasionado por saques não antecipados nos depósitos. Além disso, analisaram a eficiência das instituições financeiras, considerando que o banco transforma os recursos captados em crédito por meio de uma tecnologia de produção. Os resultados indicaram que a taxa de pagamento dos empréstimos é pró-cíclica e o risco de *default* depende de características estruturais.

O presente estudo contribui com a literatura ao obter endogenamente a probabilidade de *default* das firmas na presença de heterogeneidade, admitindo que as firmas são heterogêneas no risco de crédito. O bloco de firmas pode ser visto como um caso intermediário entre a situação em que elas sempre pagam suas dívidas e praticam *default* ao estilo de Walque et al. (2010) e Silva & Divino (2013). O ambiente da política monetária também é enriquecido com a prática de políticas convencionais e não-convencionais, representando melhor a atuação da Autoridade Monetária no período recente. Ademais, ao trazer duas taxas de juros distintas para diferentes tomadores de crédito, chamados de “bons” e “maus” pagadores, o modelo permite analisar como a qualidade dos mutuários impacta na taxa de juros dos empréstimos.

Os resultados indicam a existência de uma relação negativa entre a taxa de juros da economia e a taxa de pagamento dos empréstimos que funciona como uma compensação ao banco por perdas com o *default* dos “maus” pagadores. O custo mais elevado para o crédito, devido ao risco de *default*, resulta em efeitos mais danosos para a economia em termos de queda do produto. Adicionalmente, considerando as políticas monetárias convencional e não-convencional, as simulações revelam que alíquotas maiores e remunerações menores para os depósitos compulsórios trazem efeitos recessivos mais severos para o produto da economia na presença de um choque de política monetária. Isso ocorre porque tais choques ampliam a inadimplência das firmas, amplificando seus efeitos negativos sobre o crédito e o lado real da economia. Já sobre a inflação, as respostas dinâmicas indicam que os efeitos de alterações na alíquota ou na remuneração dos depósitos compulsórios são limitados, resultado coerente com os impactos recessivos mais pronunciados sobre a atividade econômica.

Este artigo está organizado do seguinte modo. A segunda seção apresenta o modelo teórico base e discorre sobre as alterações realizadas nesse modelo. A terceira seção reporta os resultados de choques na política monetária, na taxa de pagamento dos empréstimos e na alíquota dos requerimentos compulsórios. Por fim, a quarta seção trata das observações conclusivas.

2 Modelo

O arcabouço de Gertler & Karadi (2011) foi escolhido como referência básica por incorporar diretamente o sistema bancário em um ambiente com fricção financeira e favorecer a análise dos efeitos combinados das políticas monetária, via taxa básica de juros, e macroprudencial, por meio de recolhimentos

compulsórios, sobre o lado real da economia. Assim, foi possível introduzir o risco de crédito na intermediação financeira de modo a avaliar as consequências do não pagamento de empréstimos por parte das firmas sobre o balanço dos bancos e a repercussão desse comportamento sobre as demais variáveis endógenas da economia. O requerimento de depósitos compulsórios pela Autoridade Monetária foi acrescido à estrutura original do modelo, pois essa modificação já se mostrou relevante ao caso brasileiro na aplicação realizada por Kornelius & Divino (2015).

Outros modelos da literatura de fricções financeiras, como Bernanke et al. (1999), Iacoviello (2005), Gerali et al. (2010), dentre outros, também incorporam risco de crédito que afeta o lado real da economia e incluem, de maneiras distintas, o sistema bancário. Optamos por Gertler & Karadi (2011) porque a fricção financeira é inserida diretamente no setor de intermediação financeira, por meio de uma restrição à capacidade dos bancos emprestarem que tem origem em seus próprios balanços. Como destacam Kornelius & Divino (2015), essa característica o distancia de abordagens que limitam a capacidade de emprestar dos bancos por meio de restrições colocadas sobre os tomadores dos empréstimos, como o requerimento de colateral. Adicionalmente, as taxas de juros de captação e de empréstimos, bem como o *spread* entre elas, saem como variáveis endógenas ao modelo. Outras abordagens, incluindo formas alternativas de se modelar o risco de crédito, também já incorreram em aplicações diretas à economia brasileira, podendo ser encontrados, por exemplo, em Ferreira & Nakane (2015), Carvalho & Castro (2016) e Carvalho et al. (2014).

Como a versão original do modelo é bastante conhecida na literatura, tendo sido ampliada e modificada em diversas dimensões, omite-se a sua apresentação, que pode ser encontrada em Gertler & Karadi (2011). Descreve-se, a seguir, as modificações realizadas no modelo-base, a saber, introdução de requerimentos compulsórios e risco de crédito.

2.1 Requerimento de Depósitos Compulsórios

A inclusão do requerimento de depósitos compulsórios é realizada conforme Montoro & Tovar (2010), que já foi aplicada ao caso brasileiro por Kornelius & Divino (2015). Dessa forma, considera-se que a Autoridade Monetária recolha uma fração dos depósitos recebidos pelos bancos, de modo a interferir no nível de liquidez da economia. Então, sendo B_{jt+1} o volume de depósitos captados no período t pelo banco j , assume-se que os bancos devam recolher, no mesmo período da captação, o montante RR_{jt} sob a forma de reservas bancárias. Sejam Q_t o preço do crédito, S_{jt} a quantidade de crédito concedido às firmas não financeiras e N_{jt} a riqueza do banqueiro j no fim do período t . O balanço dos bancos é dado por:

$$Q_t S_{jt} + RR_{jt} = N_{jt} + B_{jt+1} \quad (1)$$

onde $RR_{jt} = \tau_t B_{jt+1}$, $0 < \tau_t < 1$.

Da equação (1), obtém-se a seguinte expressão para B_{jt+1} :

$$B_{jt+1} = \frac{1}{(1 - \tau_t)} (Q_t S_{jt} - N_{jt}) \quad (2)$$

O requerimento compulsório atua retirando liquidez da economia, pois, para um mesmo nível de depósitos, a concessão de empréstimos fica reduzida. Caso uma instituição financeira deseje manter o nível de concessões, deve realizar uma captação maior.

Com essa alteração, a evolução do capital bancário fica:

$$N_{jt+1} = R_{kt+1} Q_t S_{jt} + R_{RR,t+1} \tau_t B_{jt+1} - R_{t+1} B_{jt+1} \quad (3)$$

Onde R_{kt+1} é a taxa de juros cobrada em $t+1$ pelos empréstimos realizados em t , R_{t+1} é a taxa paga em $t+1$ aos depósitos realizados em t , $R_{RR,t+1}$ é a remuneração do requerimento compulsório, sendo $R_{RR,t} = \kappa_{RR} R_t$ com $0 \leq \kappa_{RR} \leq 1$.

Substituindo B_{jt+1} de (2) em (3):

$$N_{jt+1} = \left[R_{kt+1} - \frac{R_{t+1} - \tau_t R_{RR,t+1}}{1 - \tau_t} \right] Q_t S_{jt} + \left[\frac{R_{t+1} - \tau_t R_{RR,t+1}}{1 - \tau_t} \right] N_{jt} \quad (4)$$

Defina:

$$R_{t+1}^* = R_{t+1} + \frac{\tau_t}{1 - \tau_t} (R_{t+1} - R_{RR,t+1}) \quad (5)$$

Nota-se que a taxa R_{t+1}^* corresponde à taxa de remuneração dos depósitos, R_{t+1} , mais um incremento positivo³, $\frac{\tau_t}{1 - \tau_t} (R_{t+1} - R_{RR,t+1})$. Esse incremento corresponde à diferença entre a própria taxa de remuneração dos depósitos das famílias e a remuneração do depósito compulsório. Assim, o depósito compulsório pode ser interpretado como um custo incremental que encarece o custo total do *funding* do banco R_{t+1}^* .

Nesse caso, a evolução do capital próprio da instituição financeira é dada por:

$$N_{jt+1} = [R_{kt+1} - R_{t+1}^*] Q_t S_{jt} + R_{t+1}^* N_{jt} \quad (6)$$

A evolução do capital do banco continua semelhante. Entretanto, no lugar da taxa paga aos depósitos, há uma taxa modificada que contempla o requerimento compulsório e que pode ser interpretada como o custo total do *funding* da instituição financeira.

Algumas observações podem ser realizadas sobre o requerimento compulsório. Caso $\tau_t > 0$ e $R_t = R_{RR,t}$, o compulsório continua atuando de modo a retirar liquidez da economia, entretanto, seu valor não impacta na gestão de ativos e passivos do banco, pois $R_{t+1}^* = R_{t+1}$. Por outro lado, se $\tau_t > 0$ e $R_t > R_{RR,t}$, a estratégia do banco deve ser revisada, tendo em vista que $R_{t+1}^* > R_{t+1}$ terá impactos sobre o nível de alavancagem da instituição⁴.

³Seja $0 < \tau_t < 1$ e $R_{RR,t} = \kappa_{RR} R_t$ onde $0 \leq \kappa_{RR} \leq 1$, então $\frac{\tau_t}{1 - \tau_t} (R_{t+1} - R_{RR,t+1}) \geq 0$.

⁴Se $\tau_t > 0$ e $R_t > R_{RR,t}$, então $R_{t+1}^* > R_{t+1}$ e o banco terá a remuneração dos ativos reduzida e a remuneração do capital próprio elevada conforme $N_{jt+1} = [R_{kt+1} - R_{t+1}^*] Q_t S_{jt} + R_{t+1}^* N_{jt}$. Assim, o banco pode preferir reduzir as concessões de crédito, o que implica em um menor índice de alavancagem: $\phi_t = \frac{Q_t S_{jt}}{N_{jt}}$.

Conforme Montoro & Tovar (2010) e seguindo Kornelius & Divino (2015), serão consideradas duas possibilidades de especificação para o nível dos depósitos compulsórios. A primeira considera um nível fixo e a segunda uma regra anticíclica em relação ao crédito, na qual o nível do compulsório aumenta quando o crédito ultrapassa o seu valor de equilíbrio e reduz no caso oposto. Assim, temos que:

$$\tau_t = \begin{cases} \bar{\tau} \\ \bar{\tau} + \kappa_\tau (\log Q_t S_t - \log Q_t^* S_t) \end{cases} \quad (7)$$

onde $\bar{\tau}$ indica o valor fixo da alíquota dos depósitos compulsórios, κ_τ caracteriza o peso que a Autoridade Monetária atribui aos desvios do nível de crédito em relação ao seu nível de estado estacionário. Visando captar alterações inesperadas de política, é considerado um choque exógeno na regra para a alíquota dos depósitos compulsórios, de tal forma que:

$$\tau_t = \bar{\tau} + \kappa_\tau (\log Q_t S_t - \log Q_t^* S_t) + \epsilon_{\tau_t}$$

onde ϵ_{τ_t} é um processo AR(1) estacionário.

2.2 Risco de Crédito

A modelagem original de Walque et al. (2010) é modificada com a introdução de um risco endógeno no mercado de crédito. Uma parte das firmas intermediárias, que se defrontam com custos de agência, podem optar por não repagarem seus empréstimos. Deferentemente de Walque et al. (2010), onde todos os tomadores de crédito podem dar *default* parcial em sua dívida, assumimos que há dois tipos de tomadores de empréstimos, sendo que um deles nunca pratica *default*. As firmas consideradas “más pagadoras” (ou tipo 1) incorrem em uma penalidade em sua função lucro caso optem pelo *default* (parcial ou total) em seus empréstimos. Dessa forma, a firma deve escolher estrategicamente a taxa de pagamento de forma a maximizar o seu lucro. O custo com *default* pode ser visto como uma penalidade na taxa de juros das concessões, encarecendo os empréstimos e dificultando a obtenção de novos financiamentos.

Firmas Produtoras de Bens Intermediários

Considera-se um *continuum* de firmas produtoras de bens intermediários com medida 1. No início do período t , o produtor de cada firma adquire capital K_t para utilizar na produção do mesmo período⁵ conjuntamente com o trabalho, conforme a seguinte função:

$$Y_{mt} = A_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha}$$

⁵Para que a taxa de juros dos empréstimos possa ser obtida como solução do problema, considera-se que a firma adquire capital K_t em t e o utiliza ainda em t .

As firmas financiam a compra do capital por meio da obtenção de fundos nas instituições financeiras. Assim, a firma obtém recursos, S_t , igual à quantidade de capital adquirida, K_t , ao preço Q_t por unidade. Isto é,

$$Q_t K_t = Q_t S_t \quad (8)$$

Dado que os empréstimos têm maturidade de um período, se a firma tomar emprestado $Q_t S_t$ em t para financiar a aquisição de capital, em $t+1$ ela deverá pagar o montante $R_{kt+1} Q_t S_t$, correspondente ao valor inicial corrigido pela taxa de juros R_{kt+1} . Cabe ressaltar que essa taxa será definida somente no período em que ocorrerá o pagamento do empréstimo, em $t+1$.

Há dois tipos de firmas: tipo 1 (ou “más” pagadoras) que incorrem em risco de *default* e tipo 2 (ou “boas” pagadoras) que não incorrem nesse risco. Então, para a firma do tipo 1 é considerada a existência de fricção na concessão de empréstimos. Assim, seja $(1-pg_t)$ a probabilidade da firma tipo 1 não pagar no período t o empréstimo obtido em $(t-1)$. Logo, pg_t representa a probabilidade de pagamento escolhida por essa firma, onde $pg_t \in (0, 1)$. Como consequência da probabilidade de não pagamento da dívida, esta firma incorre em um custo quadrático, dado por $\frac{\kappa_D}{2} [(1-pg_{t-1})(R_{kt-1}^M + \delta)Q_{t-1}K_{t-1}]^2$, que a penaliza pelo descumprimento das obrigações financeiras referentes ao empréstimo tomado no período anterior. O problema da firma tipo 1 consiste da maximização do valor presente esperado do fluxo de lucros futuros, no qual ela escolhe a demanda por mão-de-obra, o capital⁶ e a taxa de pagamento dos empréstimos:

$$\max_{\{L_t, K_t, pg_t\}_{t=0}^{\infty}} E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \Lambda_{t,t+i} \Pi_{mt+i} \right\}$$

sujeito a:

$$\begin{aligned} \Pi_{mt} &= P_{mt} Y_{mt} - W_t L_t - \exp(\varepsilon_t^{pg}) pg_t (R_{kt}^M + \delta) Q_t K_t \\ &\quad - \frac{\kappa_D}{2} [(1 - \exp(\varepsilon_{t-1}^{pg}) pg_{t-1}) (R_{kt-1}^M + \delta) Q_{t-1} K_{t-1}]^2 \end{aligned}$$

onde $P_{mt} Y_{mt}$ é a receita da firma, $W_t L_t$ corresponde à despesa com salários, $\exp(\varepsilon_t^{pg}) pg_t (R_{kt}^M + \delta) Q_t K_t$ é o custo do capital após a reposição da depreciação, sendo R_{kt}^M a taxa de juros que será definida quando do pagamento do empréstimo em $t+1$, pg_t a probabilidade de pagamento dos empréstimos e ε_t^{pg} um choque exógeno na taxa de pagamento, e $\frac{\kappa_D}{2} [(1 - \exp(\varepsilon_{t-1}^{pg}) pg_{t-1}) (R_{kt-1}^M + \delta) Q_{t-1} K_{t-1}]^2$ é o custo com o *default* (não pagamento) incidente sobre a parcela de crédito inadimplente do período anterior. Nota-se que, no período corrente, a firma decide o quanto deve pagar do empréstimo adquirido para maximizar o lucro. Como consequência, o montante que não foi pago afeta

⁶Para que seja possível obter a taxa de juros dos empréstimos na solução do problema, a firma escolhe a quantidade de capital utilizado na produção, diferente do modelo original de Gertler & Karadi (2011), no qual ela escolhe a taxa de utilização do capital, considerando que o capital disponível para a produção, K_t , já está dado pelos empréstimos tomados no período anterior. Além disso, nessa versão modificada do modelo, a depreciação é um parâmetro fixo e não uma função da taxa de utilização do capital.

negativamente o lucro do período seguinte. Assim, o custo com *default* pode ser visto como uma penalidade na taxa de juros das concessões, agindo de forma a encarecer os empréstimos e podendo dificultar a obtenção de novos financiamentos. Essa estrutura baseia-se em Walque et al. (2010), tendo sido aplicada ao caso brasileiro por Silva & Divino (2013) por meio de um modelo RBC (*Real Business Cycles*), no qual não havia fricções financeiras e nem políticas monetárias alternativas.

Como solução desse problema, obtêm-se a demanda por trabalho, a taxa ótima de *default* e a taxa de juros aplicada aos empréstimos, representadas por:

$$P_{mt}(1 - \alpha) \frac{Y_{mt}}{L_t} = W_t \quad (9)$$

$$1 = E_t \{ \beta \Lambda_{t,t+1} \kappa_D [(1 - \exp(\varepsilon_t^{pg})) pg_t] (R_{kt}^M + \delta) Q_t K_t \} \quad (10)$$

$$E_t [\beta \Lambda_{t,t+1} R_{kt+1}^M] = \frac{\alpha P_{mt} Y_{mt}}{\exp(\varepsilon_t^{pg}) pg_t Q_t K_t} - \delta \quad (11)$$

A equação (9) indica que a demanda por trabalho permanece idêntica ao problema original de Gertler & Karadi (2011). A equação (10) representa o custo marginal de *default* pago pela firma no caso de retenção de uma unidade de investimento corrente, ampliada pelo choque exógeno na taxa de pagamento. A equação (11) revela a taxa de juros aplicada aos empréstimos alterada para considerar a probabilidade de pagamento dos empréstimos. Cabe salientar que, conforme (11), a probabilidade de pagamento, pg_t , bem como choques exógenos positivos sobre essa probabilidade, geram efeitos negativos sobre os juros dos empréstimos, de forma que um aumento em pg_t , provoca queda em R_{kt+1}^M . Alternativamente, um aumento no *default*, $(1 - pg_t)$, implica em elevação da taxa de juros dos empréstimos. Isso ocorre porque, conforme Walque et al. (2010), os bancos estão interessados no retorno líquido dos empréstimos, que depende positivamente da taxa de pagamento.

Para permitir a análise de perturbações na taxa de pagamento, o choque exógeno ε_t^{pg} é modelado como um processo AR(1) estacionário, tal que:

$$\varepsilon_t^{pg} = \rho_p \varepsilon_{t-1}^{pg} + \xi \quad (12)$$

onde $0 < \rho_p < 1$ e $\xi \simeq iid(0, \sigma_\xi^2)$.

Como a firma do tipo 2 não incorre em risco de *default*, seu problema consiste da escolha do capital que será utilizado na produção e da quantidade de trabalho:

$$\max_{\{L_t, K_t\}_{t=i}^{\infty}} E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \Lambda_{t,t+i} \Pi_{mt+i} \right\}$$

sujeito a:

$$\Pi_{mt} = P_{mt} Y_{mt} - W_t L_t - (R_{kt}^B + \delta) Q_t K_t$$

De modo similar ao caso anterior, a solução resulta na demanda por trabalho e na taxa de juros aplicada aos empréstimos:

$$P_{mt}(1 - \alpha) \frac{Y_{mt}}{L_t} = W_t \quad (13)$$

$$E_t[\beta \Lambda_{t,t+1} R_{kt+1}^B] = \frac{\alpha P_{mt} Y_{mt}}{Q_t K_t} - \delta \quad (14)$$

Comparando R_{kt}^M e R_{kt}^B , por meio das equações (11) e (14), nota-se que a taxa de juros aplicada aos empréstimos às firmas do tipo 1 contempla a probabilidade de pagamento, sendo que $pg_t \in (0, 1)$ implica em $R_{kt}^M > R_{kt}^B$, de modo a compensar o banco pela perda de receita decorrente do *default* praticado por algumas firmas⁷.

Instituições Financeiras

Com a possibilidade de *default* por parte das firmas e dado que o empréstimo concedido em um período somente será pago no período posterior, o balanço da instituição financeira no período t não é afetado, permanecendo $Q_t S_{jt} + RR_{jt} = N_{jt} + B_{jt+1}$.

Considere, agora, que $\rho_k \in [0, 1]$ represente a parcela das firmas do tipo 1, que podem não pagar os empréstimos e, por essa razão, incorrem na taxa de juros sobre empréstimos R_{kt}^M e no custo de *default* $\frac{\kappa \rho}{2} [(1 - pg_{t-1}) R_{kt-1}^1 Q_{t-1} K_{t-1}]^2$. De forma complementar, $(1 - \rho_k)$ refere-se à parcela das firmas do tipo 2, que cumprem com suas obrigações financeiras, pagando pelos empréstimos S_t à taxa de juros R_{kt}^B . Assim, a evolução do patrimônio líquido do banco em $(t + 1)$ será de:

$$N_{jt+1} = [\rho_k R_{kt+1}^M + (1 - \rho_k) R_{kt+1}^B] Q_t S_{jt} + R_{RR,t+1} \tau_t B_{jt+1} - R_{t+1}$$

Seja $R_{kt+1}^* = \rho_k R_{kt+1}^M + (1 - \rho_k) R_{kt+1}^B$ a taxa de juros agregada sobre os empréstimos. Logo:

$$N_{jt+1} = R_{kt+1}^* Q_t S_{jt} + R_{RR,t+1} \tau_t B_{jt+1} - R_{t+1} \quad (15)$$

Substituindo $B_{jt+1} = \frac{1}{(1 - \tau_t)} (Q_t S_{jt} - N_{jt})$ em (15), a evolução do capital bancário é dada por:

⁷ Assumimos que as firmas do tipo 2, que nunca praticam *default*, não mudam para o grupo de firmas do tipo 1, que podem praticar *default*, por simplicidade. Mas, mesmo com essa hipótese, os grupos de firmas podem se alterar dependendo da escolha feita pelas firmas do tipo 1 sobre a taxa de pagamento. Se elas escolherem, por exemplo, pagar integralmente os empréstimos, teremos somente firmas do tipo 2 na economia. O oposto ocorreria se elas escolhessem praticar *default* e o grupo de firmas do tipo 2 fosse arbitrariamente pequeno. Vale lembrar que as firmas do tipo 1 sofrem uma penalidade nos lucros quando escolhem praticar *default*.

$$N_{jt+1} = [R_{kt+1}^* - R_{t+1}^*]Q_t S_{jt} + R_{t+1}^* N_{jt} \quad (16)$$

Com essas alterações, o problema das instituições financeiras continua sendo maximizar o valor esperado descontado de sua riqueza, porém, considerando as novas taxas de juros, R_{kt+1}^* e R_{t+1}^* :

$$V_{jt} = \max E_t \sum_{i=0}^{\infty} (1-\theta)\theta^i \beta^{i+1} \Lambda_{t,t+1+i}(N_{jt+1+i}) \quad (17)$$

Logo, tem-se $V_{jt} = v_t Q_t S_{jt} + \eta_t N_{jt}$, com:

$$v_t = E_t \{ (1-\theta)\beta \Lambda_{t,t+1} (R_{kt+1}^* - R_{t+1}^*) + \beta \Lambda_{t,t+1} \theta x_{t,t+1} v_{t+1} \} \quad (18)$$

$$\eta_t = E_t \{ (1-\theta)\beta \Lambda_{t,t+1} R_{t+1}^* + \beta \Lambda_{t,t+1} \theta z_{t,t+1} \eta_{t+1} \} \quad (19)$$

onde $x_{t,t+1} \equiv Q_{t+i} S_{jt+i} / Q_t S_{jt}$ representando a taxa bruta de crescimento dos ativos e $z_{t,t+1} \equiv N_{jt+i} / N_{jt}$ a taxa bruta de crescimento do capital próprio.

O índice de alavancagem do banco continua:

$$\phi_t = \frac{Q_t S_{jt}}{N_{jt}} \quad (20)$$

e a evolução do capital próprio do banco permanece dada por:

$$N_{jt+1} = [(R_{kt+1}^* - R_{t+1}^*)\phi_t + R_{t+1}^*]N_{jt} \quad (21)$$

com $z_{t,t+1} = N_{jt+1} / N_{jt} = (R_{kt+1}^* - R_{t+1}^*)\phi_t + R_{t+1}^*$ e $x_{t,t+1} = Q_{t+i} S_{jt+i} / Q_t S_{jt} = (\phi_{t+1} / \phi_t) z_{t,t+1}$.

A oferta total de crédito da economia mantém-se em:

$$Q_t S_t = \phi_t N_t \quad (22)$$

onde S_t e N_t representam, respectivamente, a soma do crédito e do capital próprio dos bancos da economia.

Por fim, a evolução do patrimônio líquido agregado dá-se pela soma do capital próprio dos bancos já existentes, N_{et} , e dos novos bancos, N_{nt} :

$$N_t = \theta [(R_{kt}^* - R_t^*)\phi_t + R_t^*] N_{t-1} + \omega Q_{t-1} S_{t-1} \quad (23)$$

onde: $N_{et} = \theta [(R_{kt}^* - R_t^*)\phi_t + R_t^*] N_{t-1}$ e $N_{nt} = \omega Q_{t-1} S_{t-1}$.

2.3 Política Monetária

A política monetária convencional é caracterizada por uma Regra de Taylor com suavização da taxa de juros:

$$\dot{i}_t = (1 - \rho)[i + k_\pi \pi_t + k_y(\log Y_t - \log Y_t^*)] + \rho i_{t-1} + \epsilon_{i_t} \quad (24)$$

onde $\rho \in (0, 1)$ é o parâmetro de suavização da taxa de juros, i_t é a taxa de juros nominal, i é a taxa de juros nominal no estado estacionário, Y_t^* é o nível de produto natural e $\epsilon_{i_t} \approx iid(0, \sigma_{\epsilon_i}^2)$ é um choque exógeno na política monetária. A relação entre a taxa de juros nominal e real é dada pela Equação de Fisher:

$$1 + i_t = R_{t+1} \frac{E_t P_{t+1}}{P_t} = R_{t+1} \pi_{t+1} \quad (25)$$

3 Resultados

3.1 Calibração

O modelo é calibrado para a economia brasileira visando avaliar a dinâmica das variáveis endógenas resultante de distintos choques exógenos. Para a calibração, utilizou-se da literatura nacional sempre que possível. A Tabela 1 resume os valores utilizados e descreve as respectivas fontes. Considerou-se Castro et al. (2015) para os parâmetros da Regra de Taylor, do reajuste dos preços dos bens finais, da taxa de desconto intertemporal e dos hábitos do consumo. Silva & Divino (2013) foram base para os valores da participação do trabalho na utilidade das famílias, do inverso da elasticidade de *Frish* da oferta de trabalho, da intensidade do custo de *default* e da participação do capital na função de produção. Os parâmetros referentes à depreciação do capital vieram de Cavalcanti & Vereda (2011) e os parâmetros das instituições financeiras tiveram origem em Kornelius & Divino (2015). Os parâmetros não encontrados na literatura nacional foram extraídos de Gertler & Karadi (2011)⁸.

A parcela dos empréstimos sobre a qual incide o risco de *default*, ρ_k , é calibrada como a razão entre a soma dos empréstimos classificados em ratings diferentes de AA⁹ e o total de empréstimos realizados pelo SFN, conforme Balancete dos Bancos de 01/2016 publicado pelo Banco Central do Brasil. Embora essa estratégia implicitamente assuma que firmas bem avaliadas não tem incentivos ao *default*, não é óbvia em termos empíricos, já que mesmo firmas bem avaliadas também podem dar *default*. Contudo, consideramos que firmas bem avaliadas resistam ao *default* em empréstimos por receio de perda de seu *rating* superior e pela sinalização negativa que transmitiriam ao mercado. Para as simulações, esse parâmetro afeta somente a precificação do risco do crédito no *spread* agregado, conforme a equação (15), sem afetar diretamente as demais variáveis endógenas.

⁸Foi aplicada uma aproximação de Taylor de 1ª ordem para log-linearizar o modelo em torno do estado estacionário. Essa aproximação ignora elementos de ordem mais alta na simulação da dinâmica do modelo.

⁹Na classificação de crédito pelo *rating* AA não há exigência para constituir provisão para fazer face aos créditos de liquidação duvidosa.

Tabela 1: Parâmetros Calibrados

Parâmetro	Valor	Descrição	Fonte
Famílias			
β	0,9890	Taxa de Desconto	Castro et al. (2015)
h	0,7544	Hábito do Consumo	Castro et al. (2015)
χ	3,5140	Participação do Trabalho na Utilidade	Silva & Divino (2013)
φ	0,1030	Inverso da elasticidade de Frisch da Oferta de Trabalho	Silva & Divino (2013)
Instituições Financeiras			
λ	0,2800	Fração do capital que pode ser desviada	Kornelius & Divino (2015)
ω	0,0009	Transferência de recursos para os novos bancos	Kornelius & Divino (2015)
θ	0,9750	Taxa de sobrevivência dos bancos	Kornelius & Divino (2015)
κ_D	2,4960	Intensidade do custo de <i>default</i>	Silva & Divino (2013)
ρ_k	0,5884	Parcela dos empréstimos sobre a qual incide o risco de <i>default</i>	Cálculo próprio
Firmas de Bens Intermediários			
α	0,3240	Participação efetiva de capital na função de produção	Silva & Divino (2013)
δ	0,0250	Taxa de depreciação em função do nível de utilização do capital	Cavalcanti & Vereda (2011)
Firmas de Bens de Capital			
η_{inv}	3,4200	Inverso da elasticidade do investimento líquido	Castro et al. (2015)
Firmas de Bens Finais			
ε	4,1670	Elasticidade de substituição	Gertler & Karadi (2011)
γ	0,7400	Probabilidade de manter os preços fixos	Castro et al. (2015)
γ_p	0,3300	Medida de indexação de preços	Castro et al. (2015)
Governo			
κ_π	2,4300	Coefficiente da inflação na regra de Taylor	Castro et al. (2015)
κ_y	0,1500	Coefficiente do hiato do produto na regra de Taylor	Castro et al. (2015)
ρ_i	0,79	Parâmetro de suavização da regra de Taylor	Castro et al. (2015)
ρ_p	0,79	Coefficiente AR(1) do choque na probabilidade de pagamento	Calibração própria

3.2 Choque de Política Monetária

A Figura 1 ilustra as respostas a um choque na política monetária representado por um aumento de 0,25% na taxa básica de juros da economia. As linhas representam os desvios percentuais do estado estacionário das principais variáveis do modelo em resposta a esse choque exógeno não antecipado. O caso “sem risco de crédito e sem requerimento de compulsório” corresponde ao benchmark. A análise não busca ser exaustiva sobre as combinações possíveis desses 2 elementos porque alguns casos já foram contemplados em outros trabalhos. Assim, o caso “sem risco de crédito e com requerimento de compulsório” foi avaliado por Kornelius & Divino (2015), embora a abordagem aqui apresentada seja mais ampla por considerar também a remuneração concedida pela Autoridade Monetária ao compulsório retido, o que não foi avaliado por aqueles autores. Já o caso “com risco de crédito e sem requerimento de compulsório” foi contemplado por Silva & Divino (2013). Além disso, o foco desse trabalho é na relação entre risco de crédito e a política monetária, conduzida tanto de forma convencional, com a taxa nominal de juros servindo como instrumento de política, quanto não-convencional, com base em regras alternativas para a alíquota de requerimento compulsório.

A linha contínua corresponde aos efeitos do choque no modelo original de Gertler & Karadi (2011)¹⁰. Nota-se que, com o choque, os juros sofrem um aumento imediato que, devido à suavização presente na Regra de Taylor, vai reduzindo até convergir para o estado estacionário. Esse choque causa um aumento da taxa dos depósitos bancários em relação ao seu equilíbrio de 0,28%, o que eleva o custo de captação dos bancos. Com taxas mais altas, o investimento torna-se mais caro, ocasionando uma redução da demanda por capital e, conseqüentemente, uma queda na demanda por crédito. Esta queda do crédito provoca contração no nível de produto da economia e impacta negativamente as horas trabalhadas.

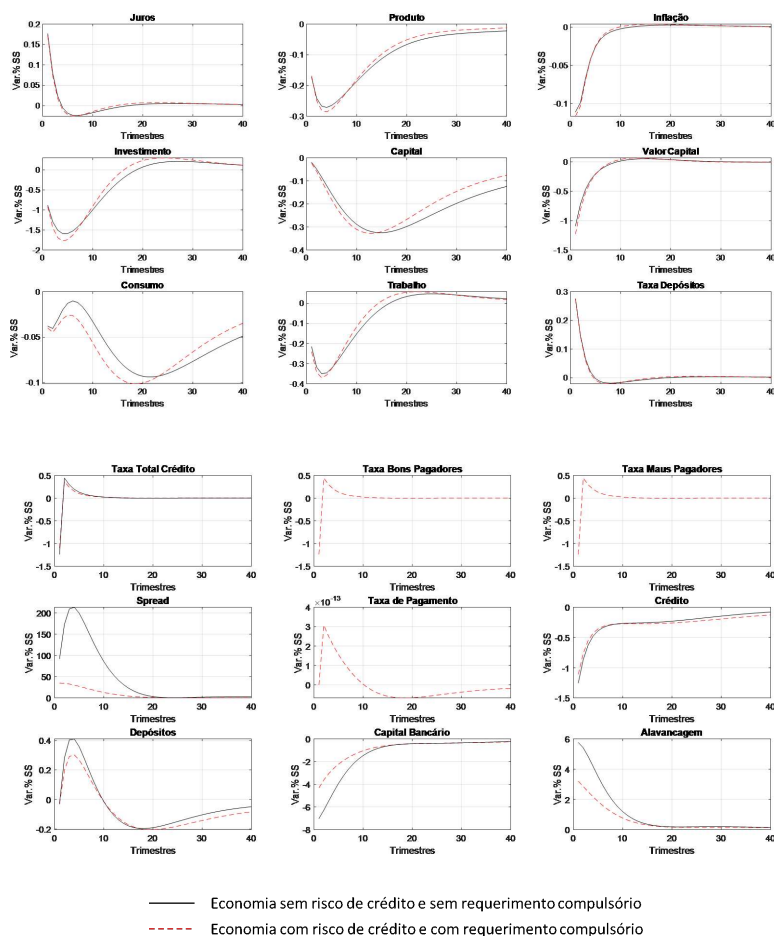
De forma semelhante, as altas taxas de juros também impactam negativamente no consumo, o que tende a criar excesso de oferta sobre a demanda, forçando as firmas a reduzirem os preços e, por conseguinte, levando a uma queda na inflação. Por outro lado, a diminuição do consumo conjugada com taxas de juros mais altas estimulam a poupança, que é realizada mediante depósitos nas instituições financeiras. A diminuição da produção das firmas resulta em uma queda da taxa de juros dos empréstimos no momento do choque, tendo em vista que esta taxa reage com um período de defasagem¹¹. Entretanto, no período seguinte ao choque, a queda na demanda por crédito, bem como a elevação do custo com captação, resulta em aumento da taxa dos empréstimos em 0,37% (taxa total crédito). Dado que esse aumento se dá de forma mais que proporcional ao encarecimento do custo de captação, o *spread* bancário eleva-se.

Quanto aos passivos bancários, devido à queda do valor de mercado do capital, o capital próprio das instituições financeiras também reduz, confirmando a identidade do balanço dos bancos, segundo a qual $Q_t S_t = B_{t+1} + N_t$, e impactando no aumento do grau de alavancagem das instituições. Para re-

¹⁰Outros trabalhos realizados para a economia brasileira, tais como Kornelius & Divino (2015), Vasconcelos & Divino (2012) e Castro et al. (2015) obtiveram resultados semelhantes.

¹¹A taxa de juros dos empréstimos é uma variável em expectativa, pois os empréstimos são pós-fixados, isto é, o valor efetivo da taxa de juros só é conhecido no período seguinte à concessão do crédito.

Figura 1: Funções Impulso Resposta a um Choque de Política Monetária



duzir a alavancagem e recompor o capital próprio, os bancos reduzem a taxa paga aos depósitos, de modo a restringir a demanda e impactar no volume captado. Logo, na medida em que a taxa dos depósitos vai reduzindo, a taxa de juros da economia vai convergindo ao estado estacionário. Com um custo de captação menor, os bancos podem diminuir as taxas dos empréstimos, promovendo a recuperação da demanda por crédito. Com isso, o investimento volta a crescer, elevando também os níveis de produto e consumo da economia. Uma vez que ocorre a retomada do crédito, o patrimônio líquido das instituições financeiras volta a subir e, assim, o índice de alavancagem dos bancos torna-se menor.

A linha tracejada ilustra as respostas a esse mesmo choque considerando o modelo com risco de crédito e recolhimentos compulsórios. Da mesma forma que no modelo original (linha contínua), a taxa básica de juros sofre um aumento imediato que é gradualmente amortizado até convergir ao estado estacionário. Ocorre, então, um aumento instantâneo da taxa dos depósitos bancários de 0,28%, elevando a demanda por este tipo de aplicação financeira e

encarecendo a captação bancária. No entanto, por considerar os recolhimentos compulsórios, o volume de depósitos dessa versão do modelo sofre um aumento superior ao original, de modo a compensar a queda na liquidez causada pelos compulsórios.

De modo similar ao modelo original, ocorre uma queda nos investimentos, no capital e no nível de produto da economia. Com uma produção menor, as horas trabalhadas são reduzidas, assim como o consumo e a inflação. Como resultado da relação negativa entre a taxa de juros dos empréstimos das firmas do tipo 1, “más” pagadoras, e a taxa de pagamento do crédito, e tendo em vista o custo marginal com *default* incorrido por esta firma, a alta da taxa nos juros tem um efeito negativo sobre a taxa de pagamento dos empréstimos, que sofre uma variação negativa pequena de 0,008% no momento do choque. Essa variação, apesar de baixa, ocorre, principalmente, devido ao encarecimento do crédito, que é pós-fixado, e à redução do nível de produto. Esses fatores contribuem para a redução da capacidade de pagamento das firmas que incorrem em maior risco de *default*.

As taxas de juros dos bons e maus pagadores caem somente no momento do choque, mas elevam logo em seguida e convergem ao equilíbrio. Isso ocorre porque essas taxas entram nas equações (11) e (14) em valor esperado de $(t+1)$ com base no conjunto de informações disponível no período corrente. Assim, o aumento inesperado da taxa básica de juros no período corrente em decorrência do cheque de política monetária irá impactar naquelas taxas de juros somente em $(t+1)$. Esse efeito ocorre conforme o esperado, pois ambas aumentam. As magnitudes são iguais porque a diferença entre as equações (11) e (14) está na taxa de pagamento, que entra na taxa dos maus pagadores, (11), mas não na taxa dos bons pagadores, (14). Como a taxa de pagamento não depende diretamente da taxa de juros da política monetária pela equação (10) e pouco se altera em resposta ao choque monetário, não há diferença relevante nas respostas das taxas de juros dos bons e maus pagadores.

Ao considerar risco de *default* no modelo, a relação negativa entre a taxa de juros dos empréstimos e a taxa de pagamento do crédito passa a operar como uma compensação para o banco pelas perdas com o *default*, pois, a redução na taxa de pagamento – elevação do *default* – eleva a taxa de juros dos empréstimos. Logo, devido à queda da taxa de pagamento, a taxa dos empréstimos das firmas do tipo 1 sobe mais do que no modelo original, elevando também a taxa de juros agregada dos empréstimos, que é composta pela ponderação entre taxas dos “bons” e dos “maus” pagadores, que chega a 0,44% no período posterior ao choque. Por essa razão, o *spread* bancário no modelo com risco de *default* cresce acima do modelo original. O aumento dos depósitos bancários e a redução mais acentuada no nível de concessões de crédito provocam uma maior queda no capital próprio bancário, respeitando a identidade de balanço.

Pode-se concluir que a taxa de pagamento dos empréstimos é pró-cíclica¹², indicando que o *default* aumenta em período de recessão econômica. Dessa forma, o custo mais elevado do crédito, devido ao risco de *default*, resulta em efeitos recessivos mais danosos sobre a economia.

¹²Outros artigos como Silva & Divino (2013), Takamura (2013) e Marins & Neves (2013) também encontraram uma taxa de *default* anticíclica.

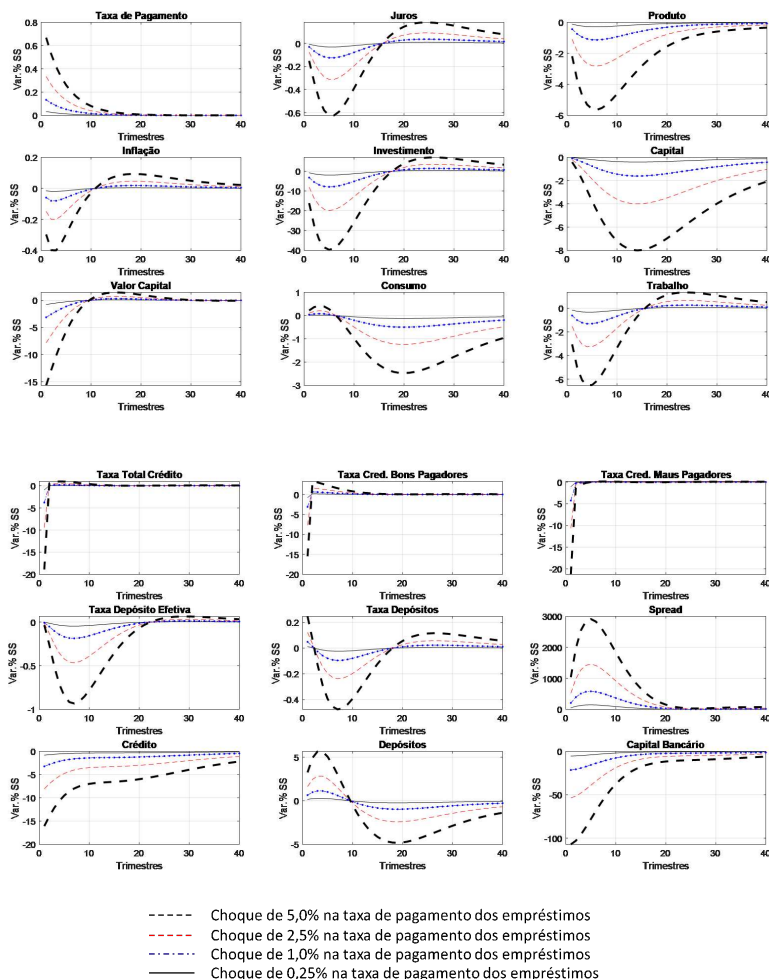
3.3 Choque na Taxa de Pagamento dos Empréstimos

A Figura 2 reporta as respostas a diferentes choques na taxa de pagamento dos empréstimos, que variam em 0,25%, 1,0%, 2,5% e 5,0%, com o objetivo de verificar como a intensidade desse choque afeta a dinâmica da economia. Para elevar o índice de pagamento das dívidas junto aos bancos, as firmas devem obter esses recursos mediante a redução nos gastos com investimentos. Assim, o aumento inesperado na taxa de pagamento dos empréstimos retira recursos da economia, de maneira a abreviar o investimento em capital. Com isso, a demanda por crédito contrai-se, reduzindo a taxa total de crédito no momento do choque. O menor investimento das firmas causa retração das taxas de juros e de inflação. Entretanto, a queda na inflação é mais do que proporcional ao decréscimo dos juros nominais, ocasionando elevação dos juros reais – taxa de remuneração dos depósitos.

O aumento na taxa de depósitos, por sua vez, traz mais atratividade a essa aplicação financeira, elevando a poupança da economia e contribuindo para reduzir ainda mais a inflação. De modo oposto, com taxas mais altas, os depósitos tornam-se mais caros para as instituições financeiras, que devem repassar esse custo mais elevado sob a forma de aumento da taxa de juros dos empréstimos. Considerando que a taxa de crédito dos “*maus*” pagadores é influenciada pelo aumento da taxa de pagamento, a taxa das firmas do tipo 1 fica praticamente inalterada nas quatro simulações realizadas. Isto ocorre porque, com o aumento do pagamento dos empréstimos, a receita de crédito do banco proveniente desse tipo de firma expande, reduzindo a necessidade de elevar a taxa de juros dos empréstimos para compensar o encarecimento do custo de captação. Por outro lado, a taxa de crédito dos “*bons*” pagadores não é impactada pela taxa de pagamento e, por isso, eleva-se como forma de corrigir a queda no resultado das instituições financeiras em decorrência de um maior custo de captação. Contudo, devido à ponderação entre as taxas dos “*bons*” e “*maus*” pagadores, a taxa de juros agregada do crédito sofre uma variação pequena. Essa variação, no entanto, é suficiente para onerar os novos investimentos, que se tornam menores, limitam a aquisição de capital e reduzem o nível de produto da economia. Na medida em que a taxa de pagamento volta para seu valor inicial, os juros e a inflação crescem, causando queda na taxa dos depósitos (juros reais). Dado que essa queda é superior ao aumento da taxa do crédito, o *spread* bancário aumenta até o momento em que ambas as taxas retornam para seus valores de estado estacionário. Com isso, o crédito e os depósitos convergem para o equilíbrio, juntamente com as demais variáveis do modelo.

Percebe-se que o aumento da taxa de pagamento do crédito, o que corresponde a um choque negativo no *default* dos empréstimos, causa um efeito recessivo na economia, visto que, para o pagamento da dívida, é necessário retirar recursos que seriam destinados aos investimentos das firmas. As quatro simulações realizadas evidenciam o mesmo efeito em todos os percentuais aplicados ao choque, indicando que, quanto maior a elevação exógena na taxa de pagamento, maior será o volume de recursos retirados dos novos investimentos e mais intenso será o efeito recessivo sobre a economia.

Figura 2: Funções Impulso Resposta a choques na Taxa de Pagamento



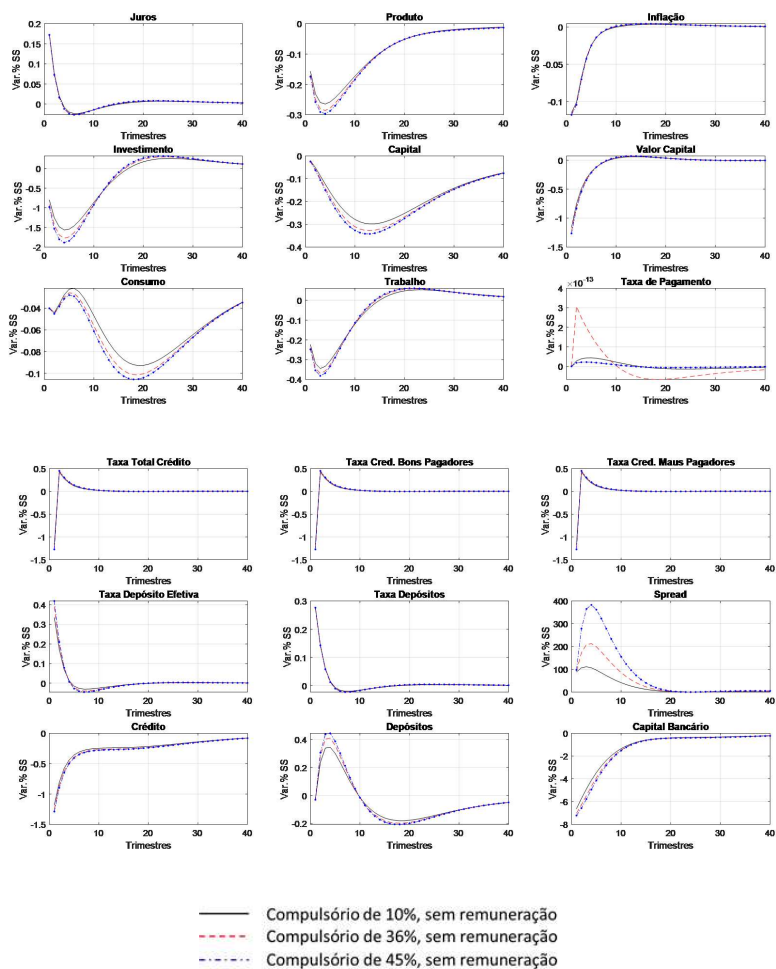
3.4 Recolhimento Compulsório

Para avaliar os efeitos de alterações exógenas nas regras de recolhimentos compulsórios sobre o risco de crédito e demais variáveis, são considerados três cenários distintos. Os dois primeiros tratam de uma alíquota fixa no tempo e respostas ao choque de Política Monetária, considerando diferentes alíquotas e taxas de remuneração dos depósitos compulsórios. O terceiro refere-se à política anticíclica em relação ao crédito e analisa os efeitos de um choque nos depósitos compulsórios sob diferentes pesos para os desvios do crédito. Cabe ressaltar que, conforme a equação (5), se $\kappa_{RR} = 1$, então $R_t^* = R_t$ e a presença de compulsório no modelo não altera a taxa de remuneração dos depósitos, que é igual ao custo efetivo do *funding*. Por isso, considerou-se que a remuneração dos depósitos compulsórios é nula, fazendo $\kappa_{RR} = 0$, de forma a amplificar os efeitos do choque.

A Figura 3 reporta as respostas dinâmicas ao choque de Política Monetária

para alíquotas de depósitos compulsórios de 10, 36 e 45%.¹³ Diante de um aumento não antecipado da taxa de juros, ocorre uma elevação imediata da taxa dos depósitos bancários, causando encarecimento do custo de captação dos bancos. As taxas de juros mais altas tornam o investimento das firmas mais oneroso, ocasionando uma redução na demanda por capital, queda em seu preço e, assim, uma diminuição na demanda por crédito. Como isso, o nível de produção da economia se reduz, impactando negativamente nas horas trabalhadas.

Figura 3: Choque de Política Monetária sob Diferentes Alíquotas de Compulsório



Do mesmo modo, as altas taxas de juros também impactam negativamente no consumo, o que tende a criar excesso de oferta sobre a demanda, forçando as firmas a reduzir os preços e promovendo queda da inflação. Em contrapartida, a diminuição do consumo em conjunto com taxas de juros mais altas,

¹³As alíquotas de 36% e 45% referem-se, respectivamente, aos valores utilizados para os depósitos a prazo e à vista. Já o valor de 10% refere-se à alíquota adicional do depósito a prazo.

elevam a poupança realizada mediante depósitos nas instituições financeiras. A contração da produção das firmas, assim como do valor de seu capital, resulta em menores taxas de juros para os empréstimos no momento do choque, dado que essa taxa reage com um período de defasagem. Contudo, no período posterior ao choque, a queda na demanda por crédito e a elevação do custo com captação ocasionam o crescimento da taxa dos empréstimos. Como o aumento se dá de forma mais que proporcional ao encarecimento do custo de captação, o *spread* bancário eleva-se. O capital próprio das instituições financeiras também se reduz em virtude da queda no valor do capital, provocando aumento do grau de alavancagem das instituições.

Ao avaliar os três valores para a alíquota dos depósitos compulsórios, verifica-se que, na medida em que a alíquota aumenta, o efeito do choque de taxa de juros sobre a economia torna-se mais intenso. Isso ocorre porque uma alíquota maior eleva o custo do *funding* para a instituição financeira, que repassa essa despesa adicional mediante elevação da taxa de juros dos empréstimos. Então, quanto mais essa taxa aumenta, maior é o efeito de queda sobre a taxa de pagamento dos empréstimos, o que acaba por reforçar a elevação dos juros. Assim, há um efeito inverso da alíquota de compulsório sobre a taxa de pagamento das firmas, sugerindo que aumentos naquela alíquota elevam a probabilidade de *default* das firmas devido à redução de liquidez que provoca por meio do encarecimento do crédito. Esse encarecimento do investimento traz como consequência a contração do nível de produto da economia.

Além disso, de acordo com a equação (2), alíquotas mais elevadas aumentam a retirada de liquidez da economia, que deve ser compensada com maiores volumes de depósitos bancários. Isso aumenta a participação do capital de terceiros na composição total do capital do banco, causando elevação do grau de alavancagem das instituições. Há uma relação direta entre alíquota de compulsório e o grau de alavancagem dos bancos. Quanto maior for a alíquota do depósito compulsório, maior será o aumento do grau de alavancagem e mais o banco deve baixar a taxa paga aos depósitos, de forma a recompor o capital próprio.

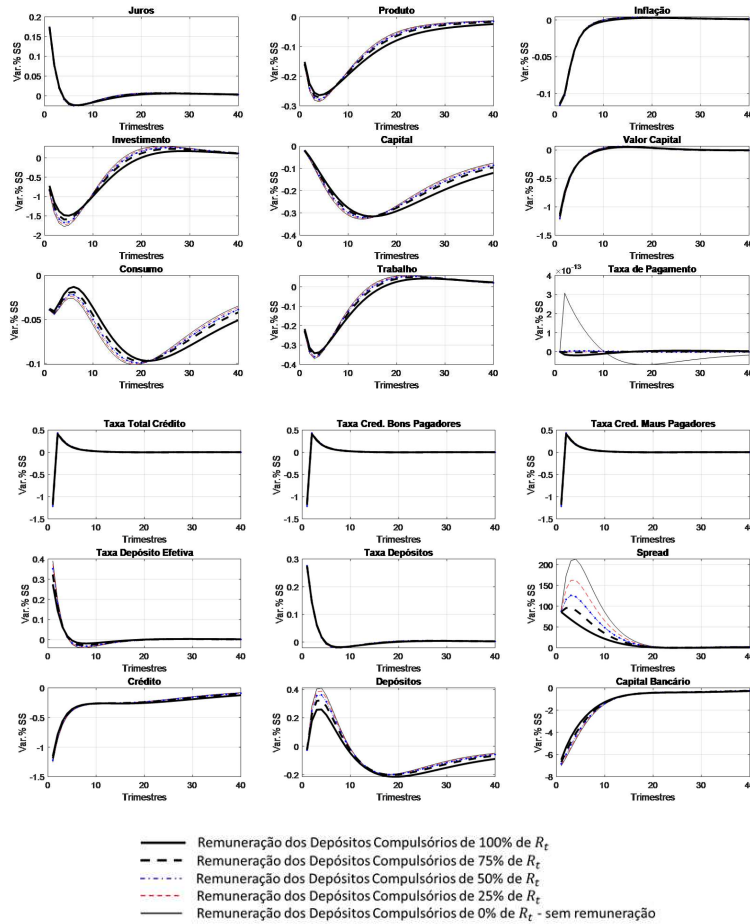
Em relação à inflação, nota-se que, independentemente da alíquota analisada, a resposta ao choque permanece muito semelhante. Como a inflação é mais sensível a modificações no preço (valor) do capital do que a quedas em seu estoque, temos que o choque na taxa de juros causa uma oscilação pequena no valor do capital e a inflação quase não responde a variações na alíquota de compulsório. Então, conclui-se que, na presença de um choque de política monetária, alterações na alíquota do depósito compulsório impactam no nível de produto da economia, de forma a amplificar os efeitos do choque, devido à reação mais intensa do banco para recompor seu capital. Contudo, alterações nas alíquotas do requerimento compulsório não impactam na resposta da inflação, pois têm impacto pequeno sobre o preço do capital¹⁴.

A Figura 4 também apresenta as respostas da economia a um choque na política monetária, variando, porém, as remunerações dos depósitos compulsórios em 0%, 25%, 50%, 75% e 100% de R_t . Verifica-se que, quanto menor a remuneração dos compulsórios, maior é a resposta da economia. Isso ocorre porque essa remuneração possui efeito negativo sobre a despesa de captação

¹⁴Resultados semelhantes foram encontrados em Kornelius & Divino (2015) em uma versão do modelo que não inclui o risco de crédito.

efetiva, sendo que, quanto menor a remuneração, maior será o custo adicional do *funding*, conforme a equação (5).

Figura 4: Choque na Política Monetária sob Diferentes Remunerações do Compulsório

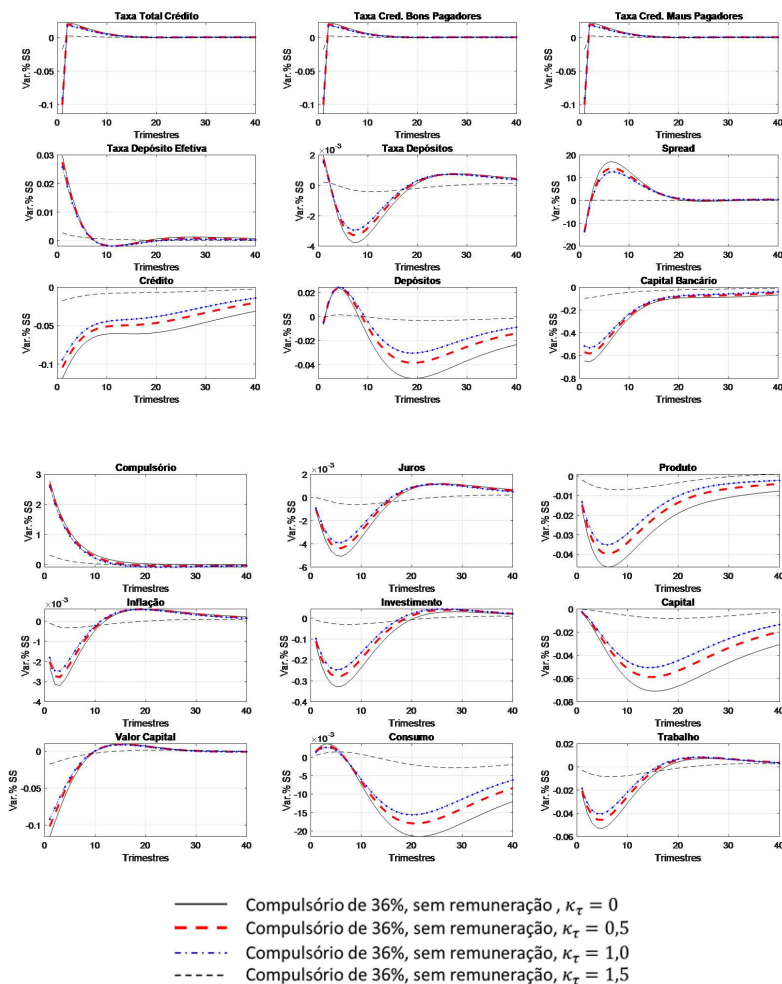


Assim como na simulação anterior, as elevações do custo do *funding* são repassadas às firmas por meio de elevação das taxas de juros dos empréstimos, causando encarecimento dos investimentos e a conseqüente contração do nível de atividade da econômica. Esse efeito é reforçado pela queda na taxa de pagamento, que é maior quando a remuneração do compulsório é menor. Já em relação à inflação, as alterações na remuneração do depósito compulsório não impactam na resposta ao choque de política monetária, posto que o preço do capital sofre uma variação pequena. Para avaliar os efeitos de uma perturbação na alíquota dos depósitos compulsórios, foi aplicado um choque exógeno à regra anticíclica definida pela equação (7), conforme já discutido na seção 2.1. Caso $\kappa_\tau = 0$, não existe regra anticíclica para o depósito compulsório, que será dado por uma alíquota fixa $\tau \equiv 0,36$ ¹⁵. No entanto, com $\kappa_\tau > 0$

¹⁵A alíquota de 36% refere-se ao valor utilizado para os depósitos a prazo.

a regra anticíclica estará ativa e dependerá do peso atribuído aos desvios do crédito em relação ao seu nível de estado estacionário. A Figura 5 reporta as respostas a um choque de 1,0% na alíquota dos requerimentos compulsórios, considerando valores diferenciados para κ_τ ¹⁶.

Figura 5: Funções Impulso Resposta a um Choque na Regra de Compulsório



O aumento não antecipado na alíquota dos requerimentos compulsórios implica na retirada extraordinária de liquidez da economia, tendo como consequência a queda dos juros (nominais) e da inflação. Porém, como essa última cai com mais intensidade, ocorre uma elevação da taxa dos depósitos (juros reais) no momento do choque. Aliado a isso, o aumento da alíquota do compulsório eleva ainda mais a taxa de depósito efetiva, tornando mais caro o custo do *funding* das instituições financeiras. Isto traz como resultado a redução da oferta de crédito da economia, o que impacta na diminuição dos

¹⁶No processo AR(1) para $\epsilon_{\tau t}$, utilizou-se o fator autorregressivo de 0,79.

investimentos, do preço do capital, e do nível de atividade econômica. À medida em que o choque vai se dissipando como um processo AR(1) estacionário, a despesa de captação do banco reduz, possibilitando a retomada da oferta de crédito. Com isso, os investimentos aumentam, elevando o valor do capital e o produto da economia.

As linhas tracejadas representam a agressividade da política anticíclica do compulsório em relação a desvios do crédito. Por essas regras, como o montante ofertado de empréstimos bancários cai abaixo de seu nível de estado estacionário, valores mais altos de κ_τ representam respostas mais agressivas de queda na alíquota aplicada. Isso induz a recuperações mais rápidas do crédito e da atividade econômica. A redução mais rápida do compulsório impacta na queda mais veloz do custo de captação do banco e em uma retomada mais ágil do crédito bancário, dos investimentos e do nível de produção da economia.

As menores alíquotas do compulsório também resultam na recuperação mais acelerada da inflação, pois a retirada da liquidez da economia tende a desacelerar, possibilitando a restauração dos níveis iniciais dos juros nominais. Dessa forma, conforme já relatado por Kornelius & Divino (2015), uma regra anticíclica mais agressiva do depósito compulsório em relação ao crédito amplifica os efeitos de um choque na política monetária.

4 Conclusão

Esse artigo considerou uma modelagem de risco de crédito endógeno e investigou a relação entre o risco de *default* e a política monetária, conduzida tanto de forma convencional, com a utilização a taxa nominal de juros como instrumento de política, quanto não-convencional, baseada em regras para o requerimento de depósitos compulsórios. Foram analisados os efeitos e os canais de transmissão de choques exógenos no risco de crédito, taxa nominal de juros e alíquota de compulsório sobre a estabilidade de preços e o ciclo econômico. A abordagem baseou-se em uma versão modificada do modelo de Gertler & Karadi (2011), que incluiu fricções financeiras, requerimento de depósitos compulsórios e risco de crédito em um ambiente unificado. A probabilidade de *default* das firmas foi derivada endogenamente, em conformidade com Walque et al. (2010) e Silva & Divino (2013). O modelo modificado permitiu a análise da qualidade dos tomadores de crédito, introduzindo taxas diferenciadas de juros para os empréstimos. O modelo foi calibrado para a economia brasileira, que enfrentou risco de crédito e utilizou ativamente os depósitos compulsórios como instrumento de política monetária no período recente.

Os resultados das simulações para a economia brasileira indicaram que a taxa de pagamento dos empréstimos é pró-cíclica, sugerindo que o *default* aumenta em período de recessão econômica. Isto ocorre porque o aumento não antecipado da taxa de juros da economia causa o encarecimento do crédito e a redução do nível de produto. Esses fatores agem de forma a reduzir a capacidade de pagamento das firmas que incorrem em maior risco de *default*. Assim, a relação negativa entre a taxa de juros dos empréstimos e a taxa de pagamento do crédito funciona como uma compensação para o banco pelas perdas com o *default*. Além do mais, o custo mais elevado para o crédito, devido ao risco de *default*, resulta em efeitos mais danosos, em termos de produto, do que no modelo original, sem risco de crédito.

A análise também contemplou diferentes valores de choques na taxa de pagamento dos empréstimos. Percebeu-se que, o aumento não antecipado da taxa de pagamento do crédito tem um efeito recessivo na economia, visto que, para o pagamento antecipado da dívida, é necessário retirar recursos dos investimentos das firmas. As simulações realizadas indicam que, quanto maior a elevação na taxa de pagamento, maior será o volume de recursos retirados dos novos investimentos e mais intenso será o efeito recessivo sobre a economia. Portanto, tanto a redução inesperada na taxa de pagamento dos empréstimos, evidenciada pelo choque monetário, quanto o aumento não antecipado dessa taxa, provocam efeitos recessivos na economia, indicando que deve existir uma taxa de pagamento ótima que não suscite esse resultado.

O requerimento de depósitos compulsórios pela Autoridade Monetária afeta a dinâmica das variáveis, especialmente quando esses depósitos não são remunerados e a regra de política anticíclica para a alíquota de compulsório responde mais agressivamente a desvios no crédito. Diante de um choque exógeno na regra de compulsório, pesos maiores para o componente anticíclico resultam em efeitos mais brandos para a economia como um todo, pois há uma suavização maior dos desvios do crédito nesse caso. A redução mais rápida do compulsório diante dos pesos maiores na regra de política leva a uma queda mais acentuada no custo de captação do banco e, com isso, a uma retomada mais ágil do crédito bancário, dos investimentos e do nível de atividade econômica. Além disso, há uma oscilação mais branda da taxa de inflação, pois os efeitos sobre a liquidez e a taxa nominal de juros tendem a ser menores, possibilitando uma convergência mais rápida ao estado estacionário. Como o risco de *default* não é afetado pela maior agressividade da regra de compulsório, enquanto há ganhos na estabilidade de preços e da atividade econômica, essa regra anticíclica de compulsório emerge como uma alternativa à política monetária convencional.

Como sugestões para pesquisas futuras, destacamos a inclusão da política fiscal e a análise de sua interação com as políticas monetária e macroprudencial, já presentes no modelo. Indicamos, também, a estimação bayesiana dos parâmetros estruturais do modelo e o cômputo de funções impulso utilizando os parâmetros estimados. O setor financeiro também pode ser ampliado, estendendo os empréstimos bancários aos indivíduos. Algumas dessas sugestões, contudo, já são objeto de pesquisa em andamento.

Agradecimentos

Os autores agradecem os participantes no XLVI Encontro da ANPEC, XVII Latin American Workshop in Economic Theory e a dois avaliadores anônimos pelos valiosos comentários e sugestões. J. A. Divino agradece o apoio financeiro do CNPq. Os erros remanescentes são de responsabilidade exclusiva dos autores.

Referências Bibliográficas

Agénor, P. R., Alper, K. & Silva, L. P. (2018), 'External shocks, financial volatility and reserve requirements in an open economy', *Journal of International Money and Finance* 83, 23–43.

Areosa, W. D. & Coelho, C. A. (2013), 'Utilizando um Modelo DSGE para Avaliar os Efeitos Macroeconômicos dos Recolhimentos Compulsórios no Brasil', *Banco Central do Brasil*.

Bernanke, B., Gertler, M. & Gilchrist, S. (1996), 'The Financial Accelerator and the Flight to Quality', *The Review of Economics and Statistics* **78**, 1–15.

Bernanke, B. S., Gertler, M. & Gilchrist, S. (1999), The Financial accelerator in a quantitative business cycle framework, in 'Em Handbook of Macroeconomics, por J. B. Taylor, & M. Woodford; Ed. 1; cap. 21', in Taylor, J. B. & Woodford, M., eds, *Handbook of Macroeconomics*, vol. 1, cap. 21, pp. 1341–1393.

Carlstrom, C. & Fuerst, T. (1997), 'Agency costs, Net Worth, and Business Fluctuations: a Computable General Equilibrium Analysis', *American Economic Review* **87**, 893–910.

Carvalho, F. & Castro, M. (2016), A Brazilian Perspective on Macroprudential and Monetary Policy Interaction, in 'in Carrière-Swallow, Y., Faruquee, H., Jacome, L. & Srinivasan, K., eds, *Challenges for central banking: perspectives from Latin America*, Washington', DC: International Monetary Fund.

Carvalho, F., Castro, M. & Costa, S. (2014), 'Traditional and Matter-of-fact Financial Frictions in a DSGE Model for Brazil: the Role of Macroprudential Instruments and Monetary Policy', *BIS Working Papers* **460**.

Castro, M. R., Gouvea, S. N., Minella, A., Santos, R. C. & Souza-Sobrinho, N. F. (2015), 'SAMBA: Stochastic Analytical Model with a Bayesian Approach', **35**(2), 103–170.

Cavalcanti, M. A. F. H. & Vereda, L. (2011), 'Propriedades dinâmicas de um modelo DSGE com parametrizações alternativas para o Brasil'.

Christensen, I. & Dib, A. (2008), 'The Financial Accelerator in an Estimated New Keynesian model', *Review of Economic Dynamics* **11**, 155–178.

Christiano, L., Eichenbaum, M. & Evans, C. (2005), 'Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy', *Journal of Political Economy* **113**, 1–45.

Cúrdia, V. & Woodford, M. (2010), 'Credit Spreads and Monetary Policy', *Journal of Money Credit and Banking* **42**, 3–35.

De Graeve, F. (2008), 'The External Finance Premium and the Macroeconomy: US Post-WWII Evidence', *Journal of Economic Dynamics and Control* **32**, 3415–3440.

Ferreira, L. & Nakane, M. (2015), 'Macroprudential Policy in a DSGE Model: anchoring the countercyclical capital buffer', (407).

Gerali, A., Neri, L. S. & Signoretti, F. M. (2010), 'Credit and Banking in a DSGE Model of the Euro Area', *Journal of Money, Credit and Banking* **42**, 107–141.

Gertler, M. & Karadi, P. (2011), 'A model of unconventional monetary policy', *Journal of Monetary Economics* **58**, 17–34.

- Glocker, C. & Towbin, P. (2015), 'Reserve requirements as a macroprudential instrument - empirical evidence from Brazil', *Journal of Macroeconomics* **44**, 158 – 176.
- Iacoviello, M. (2005), 'House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle', *American Economic Review* **95**, 739–764.
- Kiyotaki, N. & Moore, J. (1997), 'Credit cycles', *Journal of Political Economy* **105**, 211–248.
- Kiyotaki, N. & Moore, J. (2019), 'Liquidity, Business Cycles, and Monetary Policy', *Journal of Political Economy* **127**, 2926–2966.
- Kornelius, A. & Divino, J. A. (2015), 'Política Monetária e Compulsório em um Modelo DSGE com Fricções Financeiras', *Economia Aplicada* **19**, 579–610.
- Marins, J. T. M. & Neves, M. B. E. (2013), 'Credit Default and Business Cycles: an investigation of this relationship in the Brazilian corporate credit market'.
- Montoro, C. & Tovar, C. (2010), 'Macroprudential tools: Assessing the implications of reserve requirements in a DSGE model'.
- Nunes, A. F. N. & Portugal, M. S. (2018), 'Intermediários Financeiros e Política de Crédito em um Modelo DSGE para o Brasil', *Revista Brasileira de Economia* **72**, 361–390.
- Silva, M. S. & Divino, J. A. (2013), 'The role of banking regulation in an economy under credit risk and liquidity shock', *North American Journal of Economics and Finance* **26**, 266– 281.
- Smets, F. & Wouters, R. (2007), 'Shocks and frictions in U.S. business cycles: a Bayesian DSGE approach', *American Economic Review* **97**, 586–606.
- Takamura, T. (2013), 'A General Equilibrium Model with Banks and Default on Loans'.
- Tavman, Y. Y. (2015), 'A comparative analysis of macroprudential policies', *Oxford Economic Papers* **67**, 334–355.
- Valli, M. & Carvalho, F. (2010), 'Fiscal and monetary policy interaction: a simulation based analysis of a two-country New Keynesian DSGE model with heterogeneous households'.
- Valli, M. & Carvalho, F. (2011), 'Fiscal Policy in Brazil through the Lens of an Estimated DSGE model'.
- Vasconcelos, B. F. B. & Divino, J. A. (2012), 'O Desempenho Recente da Política Monetária Brasileira sob a Ótica da Modelagem DSGE'.
- Walque, G., Olivier, P. & Abdelaziz, R. (2010), 'Financial (in)stability, supervision and liquidity injections: a dynamic general equilibrium approach', *The Economic Journal* **120**, 1234–1261.

O IMPACTO DO PRONAF SOBRE A SUSTENTABILIDADE AGRÍCOLA DE AGRICULTORES FAMILIARES NA MICRORREGIÃO DO VALE DO MÉDIO CURU, NO ESTADO DO CEARÁ

ANA TEREZA BITTENCOURT PASSOS*
AHMAD SAEED KHAN†

Resumo

O estudo tem por objetivo avaliar o impacto do PRONAF sobre a sustentabilidade agrícola de agricultores familiares por meio do *propensity score matching*. Os dados são oriundos de pesquisa direta com beneficiários e não beneficiários. Os resultados com pareamento demonstram que os beneficiários apresentam sustentabilidade agrícola superior aos não beneficiários. O PRONAF, entretanto, traz impactos positivos para as gestões econômica e social da propriedade, bem como para a receita agrícola anual, embora tenha se mostrado ineficaz para incentivar a adoção de práticas agrícolas sustentáveis, comprometendo a gestão ambiental da propriedade e a sustentabilidade agrícola em longo prazo.

Palavras-chave: políticas públicas, PRONAF, sustentabilidade agrícola, agricultura familiar, *propensity score matching*.

Abstract

The study aims to evaluate the impact of PRONAF on agricultural sustainability of family farming through propensity score matching. The data were obtained by interviewing beneficiaries and non-beneficiaries of the program. The results show that paired beneficiaries have higher agricultural sustainability as compared to non-beneficiaries. However, PRONAF has positive impacts on economic and social management of the property, and the annual farm income. It has been ineffective to encourage the adoption of sustainable agricultural practices, compromising the environmental management of the property and the long-run agricultural sustainability.

Keywords: public policies, PRONAF, agricultural sustainability, family farming, propensity score matching.

JEL classification: Q56, Q58.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea169979>

* Universidade Federal Rural do Semiárido (UFERSA), Departamento de Ciências Humanas (DCH), Mossoró (RN), Brasil. E-mail: anabittencourtpassos@gmail.com

† Universidade Federal do Ceará (UFC), Departamento de Economia Agrícola, Fortaleza (CE), Brasil; Universidade Regional do Cariri, Departamento de Ciências Econômicas, Crato (CE), Brasil. E-mail: saeed@ufc.br

1 Introdução

As políticas públicas expressam as ações do Estado no exercício do poder político, objetivando promover correções para imperfeições que impedem ou dificultam a distribuição igualitária de benefícios econômicos ou sociais. No Brasil, as políticas públicas, até os anos de 1990, eram de caráter desenvolvimentista e voltavam-se, prioritariamente, à política agrícola, apresentando como principais instrumentos o crédito rural, o seguro agrícola e os preços mínimos.

Em 1996, foi criado, oficialmente, o Programa Nacional de Agricultura Familiar (PRONAF), destinado à concessão de crédito rural em condições especiais para os agricultores familiares, até então excluídos do sistema financeiro tradicional.

O PRONAF representa um marco importante na política agrícola nacional, não apenas por ser o primeiro programa voltado, especificamente, para esse segmento (Schneider et al. 2004), como também pelo reconhecimento do Estado à agricultura familiar e à necessidade de delinear políticas diferenciadas de desenvolvimento rural (Grisa 2010).

Ao longo do tempo, o PRONAF transita por modificações importantes, buscando atender a heterogeneidade dos agricultores familiares das distintas regiões geográficas e às transformações impostas por novos paradigmas socioeconômicos e ambientais, mantendo, entretanto, suas características primordiais de atendimento à agricultura familiar.

Nas regiões mais carentes, como no Nordeste, o PRONAF assume maior expressividade em função da grande abrangência que o Programa alcança, dos elevados recursos financeiros envolvidos e da relevância socioeconômica exercida pela agricultura familiar na segurança alimentar, geração de emprego e renda e dinamização das economias locais (Mattei 2005).

No Estado do Ceará, dos 341.509 estabelecimentos agropecuários classificados como de agricultura familiar, 74,4%, ou 254.062 desses, enquadram-se no grupo B do PRONAF, caracterizado como o segmento de agricultores mais pobres (IPEA 2013).

O grupo B do PRONAF, explica Del Grossi (2011), é representando por agricultores familiares, proprietários ou não, residentes na propriedade ou em local próximo, que possuem terra com áreas inferiores a quatro módulos fiscais e são exploradas com base no trabalho familiar, sem uso de qualquer tipo de empregado permanente.

Não obstante a longevidade, magnitude e expressividade do Programa, não são incomuns na literatura críticas rigorosas, principalmente em relação à desigualdade nos valores e na distribuição do crédito entre as regiões geográficas (Aquino & Schneider 2010, Souza et al. 2011, Gazolla & Schneider 2013, Souza et al. 2014, Grisa et al. 2014). O PRONAF, no entanto, como programa de Estado de incentivo à produção agropecuária, ressenete-se de avaliações em relação à sustentabilidade agrícola dos agricultores familiares, já que o grande desafio das próximas décadas é elevar a produção agropecuária sem comprometer os recursos naturais.

Na visão de Guanziroli (2007), a maioria das pesquisas até então desenvolvidas sobre o Programa objetiva muito mais uma avaliação de processo do que uma mensuração de impacto. Aliada a isso, a análise mais sistemática do PRONAF torna-se imperiosa (Chaddad et al. 2006) para uma avaliação imparcial dos impactos econômicos e sociais. Argüem, ainda, esses estudiosos o

fato de que a ausência de indicadores e instrumentos de avaliação pode conduzir à falta de transparência e de legitimidade das ações do Programa. Na literatura da avaliação de impacto, estudos sobre o PRONAF são ainda muito restritos (Feijó 2001, Mattei 2005, Magalhães et al. 2006, Neder & Buainain 2012, Moreira et al. 2014) e, inexistem em relação à sustentabilidade agrícola de agricultores familiares embora este tema esteja presente na agenda de muitas instituições de pesquisa.

A agricultura tem papel importante na entrega de alimentos e outros bens destinados aos próprios agricultores e aos mercados, e a agricultura familiar se insere nesse contexto, além de contribuir para dinamizar a economia dos territórios rurais. Tanto é assim que dos R\$ 190,25 bilhões destinados ao Plano Safra da Agricultura Familiar 2017/2018, R\$ 30 bilhões são destinados ao PRONAF (Brasil 2017).

Em razão da relevância desse segmento e do significativo volume de recursos envolvidos, a avaliação de impacto do PRONAF justifica-se como instrumento capaz de identificar o efeito do Programa e em que medida o efeito pode ser atribuído efetivamente a este e não a outras causas. Dessa forma, a hipótese assumida no estudo é a de que o PRONAF apresenta impactos positivos à sustentabilidade agrícola dos agricultores familiares no Estado do Ceará.

Espera-se que o estudo possa preencher a lacuna de avaliação de impacto do Programa e oferecer subsídios para os decisores de políticas públicas, com vistas a aprimorar sua operacionalização e contribuir para a formulação de políticas agrícolas de incentivo à sustentabilidade agrícola dos agricultores familiares.

2 Referencial Teórico

2.1 A sustentabilidade e a sustentabilidade agrícola

O conceito de sustentabilidade auferiu popularidade e proeminência desde a divulgação do Relatório Brundtland, em 1986 (WCED), e após editada a Agenda 21, da Conferência das Nações Unidas sobre o Meio Ambiente e Desenvolvimento (CNUMAD), em 1992, ao mesmo tempo em que desperta a comunidade internacional para o uso racional dos recursos naturais.

Sustentabilidade envolve um conceito amplo. Ainda que seu domínio, antes reivindicado pelas Ciências Biológicas e Ambientais, tenha se democratizado, o conceito hoje integra outras áreas do conhecimento, justificando a ideia de que esta definição (White 2013) significa coisas diferentes para pessoas distintas, originando, assim, inúmeras definições. Essa diversidade, ressaltam Van Calter et al. (2005), é explicada em grande parte pela posição e opinião do usuário.

Estudiosos como Hansen & Jones (1996), definem a sustentabilidade como a capacidade de um sistema para continuar no futuro. Para esses autores, o conceito pode ser aplicado a qualquer sistema dinâmico, já que a capacidade de continuar não se emprega a um sistema estático. Para Waas et al. (2011), o conceito é caracterizado pelo que poderia ser chamado de “flexibilidade interpretativa” e permite diversas visualizações e interpretações à coexistência, dentro dos limites de sua interpretação. Explicam os autores, entretanto, que a sustentabilidade não é um “destino final”, mas uma viagem longa orientada para o destino. Ainda que, às vezes, argumente-se que a sustentabilidade, por

definição, nunca possa ser alcançada, os autores destacam que esse raciocínio pode ser uma armadilha e um argumento para escapar do compromisso social. Ressaltam, porém, que a sustentabilidade pode e deve ser alcançada, e, em última análise, depende de vontade política e social, devendo ser considerada como uma busca contínua por um delicado equilíbrio em um ambiente dinâmico.

A sustentabilidade agrícola é um desdobramento do conceito original e, tal como este, também denota muitas interpretações. A multiplicidade de conceitos de sustentabilidade agrícola, entretanto, na visão de Frater & Franks (2013), mostra a falta de compreensão de como as funções dos ecossistemas são afetadas pela agricultura em curto e longo prazos. Essa flexibilidade conceitual, evidenciam os autores, tem benefícios, uma vez que favorece a interpretação mais ampla.

Em sistemas agrícolas, Pretty (2006), destaca que a sustentabilidade incorpora os conceitos de resiliência (a capacidade dos sistemas de resistir a choques e tensões) e a persistência (a capacidade dos sistemas para continuar por um longo período), tendo como princípios-chave: i) integrar processos biológicos e ecológicos na produção de alimentos; ii) minimizar o uso de insumos não renováveis que causem danos para o meio ambiente ou para a saúde dos agricultores e consumidores; iii) fazer uso produtivo do conhecimento e habilidades dos agricultores para melhorar a autoestima e iv) fazer uso produtivo das capacidades das pessoas para trabalhar em conjunto, com o intuito de resolver problemas comuns na agricultura ou nos recursos naturais. Na visão do autor, o conceito de sustentabilidade agrícola não significa excluir quaisquer tecnologias ou práticas por motivos ideológicos. Se uma tecnologia ajuda a melhorar a produtividade dos agricultores e não causa danos indevidos para o ambiente, é susceptível de ter alguns benefícios de sustentabilidade.

Na concepção de Schaller (1993), o conceito de agricultura sustentável sugere não apenas um destino para a agricultura, mas também as práticas agrícolas, em particular, que poderiam conduzir a agricultura para esse destino. Essas práticas, destaca o autor, não podem ser definidas com facilidade, simplesmente porque ninguém sabe, precisamente, quais práticas e em que circunstâncias ou locais são mais sustentáveis.

Enfatizando a importância das práticas agrícolas na sustentabilidade agrícola, Tilman et al. (2002), evidenciam a ideia de que a agricultura sustentável representa a adoção de práticas que atendem as necessidades sociais atuais e futuras de alimentos e fibras, serviços dos ecossistemas e de uma vida saudável e, quando bem conduzidas, essas práticas determinam o nível de produção alimentar e o estado do ambiente.

Entretanto, na perspectiva de Häni et al. (2003), a agricultura sustentável requer a adoção de práticas produtivas, competitivas e eficientes, visando a proteger e melhorar o ambiente e o ecossistema global.

A ênfase imprimida às práticas agrícolas no estudo da sustentabilidade agrícola (Hansen & Jones 1996, Pretty 2006, De Koeijer et al. 1999, Tilman et al. 2002), conduz à adoção, como ponto de partida, na própria fazenda, já que é esse o local onde se concentram todos os atributos ambientais, econômicos e sociais da exploração agrícola. Em razão, todavia, da multifuncionalidade da agricultura, reconhecida por muitos estudiosos (Sands & Podmore 2000, Binder et al. 2012, Singh et al. 2012, Rinne et al. 2013, Ryan et al. 2014, Reidsma et al. 2015), justifica-se a necessidade de se proceder a uma abordagem holística de integração ambiental, econômica e social, áreas essas que,

de modo consensual, compõem na literatura especializada as dimensões da sustentabilidade agrícola.

Não obstante a influência individual dos diversos fatores incertos nessas dimensões, muitos estudiosos (Zaccagnini 2001, Dumanski et al. 1998, Van Calker et al. 2005) ressaltam que o mais importante é a interação entre eles, já que é isto que irá determinar se terão ou não um uso sustentável da terra.

Na literatura nacional, os estudos sobre a sustentabilidade agrícola são muito exíguos, o que dificulta o desenvolvimento de novas ideias e pesquisas. Focando nesse tema, foi identificado apenas o estudo de Gomes et al. (2009), que usou modelos de Análise de Envoltória de Dados (*Data Envelopment Analysis* – DEA), para medir a sustentabilidade de produtores agrícolas em Machadinho do Oeste (RO). Os resultados sugerem que não há sustentabilidade nem do ponto de vista econômico nem do ambiental.

2.2 Gestão da unidade de produção agrícola e a tomada de decisões

As decisões de produção do agricultor, argüem Allen et al. (1991), determinam a diversidade e a qualidade dos alimentos disponíveis aos consumidores, o tamanho das propriedades e as tecnologias, que têm sido associadas ao vigor econômico e social das comunidades, ao mesmo tempo em que a sociedade determina o que é possível explorar no contexto de propriedade.

O conceito de gestão sustentável da terra é cada vez mais aplicado às políticas e atividades da agricultura (Dumanski et al. 1998), de modo a melhorar as políticas e funções ambientais dos recursos naturais.

Aliadas às políticas e práticas da gestão, a disponibilidade de recursos financeiros favorece a capacidade de adquirir tecnologias e de escolher o tipo, o nível e a intensidade de uso de insumos e dos fatores de produção. Dessa forma, se depreende que a relevância do crédito agrícola, ao permitir que esses efeitos sejam expandidos, enseja a elevação da produtividade e, conseqüentemente, da renda e da geração de emprego agrícola.

O crédito, entretanto, não basta por si, pois o funcionamento da empresa rural, destaca Lourenzani (2006), resulta de uma estrutura complexa, composta de variáveis distintas e interdependentes. Ademais, a gestão da empresa rural, (Norman & Dixon 1995, Santos & Marion 1996, Zaccagnini 2001) está sujeita à influência de inúmeros fatores internos e externos que interferem no alcance da sustentabilidade agrícola. Na visão de Dumanski (1997), entretanto, o conceito de gestão sustentável da terra está sendo cada vez mais aplicado às decisões da gestão das terras.

A busca da sustentabilidade agrícola, ressalta Schaller (1993), é limitada quase inteiramente à investigação das práticas agrícolas potencialmente mais sustentáveis, uma vez que os agricultores são os principais gerentes das terras utilizáveis. Entretanto, os impactos ambientais prejudiciais dessas práticas representam custos não normalmente mensuráveis e, muitas vezes, não influenciam o agricultor ou as escolhas sociais sobre os métodos de produção.

Outros estudiosos (Tilman et al. 2002) compartilham dessa ideia e salientam que as boas práticas de gestão da propriedade podem melhorar a sustentabilidade agrícola, mediante o emprego de uma variedade de estratégias da gestão. Se utilizadas incorretamente, contudo, as práticas agrícolas podem reduzir a capacidade dos ecossistemas e dos serviços por eles prestados.

Na literatura internacional, são frequentes os estudos que adotam a avaliação da sustentabilidade agrícola no plano de fazenda ou de produtor (Vilain

2008, Gómez-Limón & Sanchez-Fernandez 2010). Entretanto, dentre estes, destaca-se o de Rigby et al. (2001), que usa as práticas agrícolas como indicador da dimensão ambiental, tal como adotado neste estudo.

3 Metodologia

3.1 Tipo de pesquisa e natureza dos dados

O presente estudo caracteriza-se como pesquisa do tipo quase-experimental, uma vez que permite a comparação entre as condições de tratamento e não tratamento, com grupos não equivalentes ou com os mesmos indivíduos, desde que realizada antes do tratamento, e possibilita, ainda, a análise de causa-efeito, razão de ser da conveniência de sua aplicação (Gil 2008).

Os dados utilizados no estudo são de origem primária, resultantes da aplicação de questionários semiestruturados, para coleta de informações junto aos agricultores familiares nos municípios selecionados.

3.2 Público-alvo, área de estudo e tamanho da amostra

O público-alvo da pesquisa são os agricultores familiares, divididos em dois grupos - o de agricultores familiares beneficiários do PRONAF B e o de agricultores não beneficiários - de acordo com o modelo adotado.

A área objeto deste estudo compreende os Municípios de São Luís do Curu e Pentecoste, inseridos na Microrregião do Vale do Médio Curu, no Estado do Ceará.

Na seleção dos municípios, foram considerados fatores determinantes a maior concentração de agricultores familiares, beneficiários do PRONAF, e a existência de semelhança entre eles, tanto em relação às características socioeconômicas e culturais, quanto no concernente ao valor do Índice de Desenvolvimento Humano Municipal – IDHM para 2013, que, para São Luís do Curu, é de 0,62, enquanto para Pentecoste, é de 0,629 (PNUD, 2013).

A amostra foi selecionada de maneira não aleatória, objetivando atender os pressupostos básicos do *propensity score matching*, que requer que a participação no programa independa dos resultados e seja condicional nas covariáveis, e a presença de um suporte comum, de maneira a evitar o viés no pareamento.

Na determinação da amostra, considerando-se que a população pesquisada é finita (Cochran 1977), foi aplicada a equação (1).

$$n = \frac{Z^2 \cdot p \cdot q \cdot N}{e^2(N - 1) + Z^2 \cdot p \cdot q} \quad (1)$$

em que: n = tamanho da amostra; Z = Valor correspondente ao nível de confiança escolhido (5% e Z= 1,96); p = percentagem com a qual o fenômeno se verifica (0,5); q = percentagem complementar(0,5); N = tamanho da população (estabelecimentos de agricultura familiar (1.498); e = erro não amostral (7%).

Para a determinação do tamanho da amostra considerou-se a população de 1.498 estabelecimentos de agricultores familiares dos Municípios de São Luís do Curu e Pentecoste, (Brasil 2010), sendo que, destes, apenas 34,4%, isto é, 516, são beneficiários do PRONAF. Aplicando-se a equação (1), foi calculada

a amostra de 173 agricultores familiares. Pelo fato de apenas 34,4%, desse total participar do Programa, isso significa que a amostra tem 60 beneficiários e 113 não beneficiários, número esse acrescido para 125, para melhorar o pareamento do modelo. A amostra total corresponde, assim, a 185 agricultores familiares, sendo 60 beneficiários e 125 não beneficiários do PRONAF.

3.3 Tratamento dos dados

Para proceder à análise estatística dos dados, foram usados o Teste de Levene, destinado a averiguar a homogeneidade das variâncias dos grupos de beneficiários e não beneficiários do Programa, e o Teste “t” de Student, para comparação de médias desses grupos, recorrendo-se, ao programa *Statistical Package for Social Science*– SPSS.

3.4 Métodos analíticos

Para alcançar o objetivo do estudo, procedeu-se, inicialmente, à constituição dos índices e indicadores para representar as dimensões ambiental, econômica e social da sustentabilidade agrícola com dados não pareados, constantes do Apêndice A. A seguir, foi aplicado o método do *Propensity Score Matching*, com a utilização do programa Stata.

O Índice de Sustentabilidade Agrícola (ISA)

A sustentabilidade agrícola dos agricultores familiares beneficiários e não beneficiários do PRONAF é mensurada por meio do Índice de Sustentabilidade Agrícola (ISA), que corresponde à média aritmética dos Índices da Gestão Ambiental (IGA), Gestão Econômica (IGE) e Gestão Social (IGS). O ISA varia de zero a um. Quanto mais próximo de um, mais elevada é a sustentabilidade agrícola e quanto mais próximo de zero, menor é a sustentabilidade agrícola. Para avaliar o nível de sustentabilidade agrícola de beneficiários e não beneficiários do PRONAF, foram adotados os limites de Damasceno et al. (2011), compreendendo: i. baixo nível de sustentabilidade agrícola $-0,0 \leq ISA < 0,5$; ii. médio nível de sustentabilidade agrícola $-0,5 \leq ISA < 0,8$, e iii. alto nível de sustentabilidade agrícola $- ISA \geq 0,8$.

O Índice da Gestão Ambiental (IGA)

O Índice da Gestão Ambiental (IGA), tem por objetivo analisar a sustentabilidade ambiental de agricultores familiares beneficiários e não beneficiários do PRONAF, a partir do uso de práticas agrícolas, de acordo com os seguintes indicadores: práticas de preparo do solo, de plantio, de pós-plantio, de combate às pragas e recebimento dos serviços de assistência técnica e extensão rural, que integram o conjunto de indicadores deste índice. A formulação do IGA foi adaptada de Damasceno et al. (2011).

Matematicamente, o IGA é definido de acordo com a equação (2).

$$IGA = \frac{1}{d} \sum_{k=1}^d C_k \quad (2)$$

e a participação de cada indicador na composição do IGA é dada pela Equação (3).

$$C_k = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{E_{ij}}{E_{max\ i}} \right) \right] \quad (3)$$

em que: E_{ij} = escore da i -ésima variável do indicador “ k ” obtido pelo j -ésimo agricultor familiar; $E_{max\ i}$ = escore máximo da i -ésima variável do indicador “ k ”; $i = 1, \dots, n$ (variáveis que compõem o indicador “ k ”); $j = 1, \dots, m$ (agricultores familiares); $k = 1, \dots, d$ (indicadores que compõem o IGA).

Na elaboração dos Índices da Gestão Econômica (IGE) e da Gestão Social (IGS), é aplicada a mesma sistemática às variáveis e indicadores constantes do Apêndice A.

Na composição do Índice da Gestão Econômica (IGE) são considerados os indicadores de eficiência financeira, organização da propriedade e resiliência econômica (este último, adaptado de Lopes (2001)).

O Índice da Gestão Social, foi mensurado com base na concepção de Godland (1995), que inclui nessa dimensão, a coesão social. Para as Nações Unidas (2007, 2010), a coesão social representa o debate entre os instrumentos de inclusão e exclusão social e as respostas e percepções dos indivíduos em face do funcionamento desses mecanismos. Integram esse índice os indicadores de confiança institucional, organização de mercados, sentimento de pertencimento, reforço de laços e valores e participação social em defesa de seus interesses.

O conjunto de índices e indicadores que compõem o Índice de Sustentabilidade Agrícola, (descrito no Apêndice A), bem como a Receita Agrícola Anual, resultante exclusivamente, da produção agrícola, correspondem às variáveis independentes a serem usadas na regressão *logit*, que antecede a aplicação do modelo do escore de propensão.

Efeitos das características socioeconômicas no acesso ao PRONAF

A propensão de o agricultor ser incluído no PRONAF pode ser avaliada, conforme Passos (2014), considerando as variáveis representativas das características dos agricultores familiares, por via do modelo de regressão *logit* a seguir descrito:

$$Y_i^* = \beta_0 + \beta_1 idad + \beta_2 estc + \beta_3 arec + \beta_4 nhdf + \beta_5 esco + \beta_6 sale + \beta_7 ano + \beta_8 agud + \beta_9 conm + \beta_{10} tipc + \beta_{11} numc + \beta_{12} igp2 + u_i \quad (4)$$

em que: Y_i^* é uma variável binária que expressa se o agricultor familiar é beneficiário do PRONAF (igual a 1) 1, ou se não é beneficiário do Programa (igual a zero). Os β_s são os parâmetros da regressão associados às variáveis representativas das características dos agricultores (Tabela 1), e u_i corresponde ao termo do erro aleatório.

Tabela 1: Variáveis explicativas aplicadas ao modelo *logit* para beneficiários e não beneficiários do PRONAF, na microrregião do Vale do Médio Curu, no Estado do Ceará

Discriminação	Abreviatura	Classificação	Variáveis e sua Operacionalização
Idade	<i>idad</i>	escalar	Anos
Estado Civil	<i>estci</i>	ordinal	1 = Solteiro; 2 = Casado; 3 = Viúvo ou Divorciado; 4 = União Estável
Área Colhida (ha)	<i>arec</i>	escalar	hectares
Número Homens-Dia Familiar	<i>nhdf</i>	escalar	unidade
Escolaridade	<i>esco</i>	escalar	0 = Sem instrução; 1 = Fundamental; 2 = Médio; 3 = Superior.
Sabe ler e escrever	<i>sale</i>	binária	0 = Não; 1 = Sim.
Tempo de trabalho na propriedade	<i>anop</i>	ordinal	1 = menos de 5 anos; 2 = de 6 a 10 anos; 3 = de 11 a 15 anos; 4 = mais de 15 anos.
A água disponível na propriedade é	<i>agud</i>	ordinal	1 = é suficiente só para uso doméstico; 2 = é suficiente para todo uso
Condições de moradia	<i>conm</i>	binária	0 = Alugada ou Cedida; 1 = Própria
Tipo construção da moradia	<i>tipc</i>	binária	0 = Taipa; 1 = Alvenaria
Número cômodos da moradia	<i>numc</i>	escalar	unidade
Índice propensão à sustentabilidade agrícola (<i>isa2</i>)	<i>isa2</i>	binária	= 0, se $isa2 < 0,5$; = 1, se $0,5 \leq isa2 \leq 1,0$

Fonte: Elaboração dos autores

O Pareamento pelo escore de propensão

A avaliação de políticas públicas, em geral, está condicionada à mensuração de seus impactos sobre uma unidade de observação, ou seja, um grupo de beneficiários.

O tipo da avaliação denominada de “avaliação de impacto”, destina-se a definir de maneira mais ampla, se um determinado programa teve os efeitos desejados sobre os indivíduos e se estes são atribuíveis à intervenção do Programa, já que podem existir outros fatores correlacionados com os resultados, mas que não foram causados pelo Programa.

Para avaliar os impactos do PRONAF sobre a sustentabilidade agrícola dos agricultores familiares (Passos 2014), foi utilizada a metodologia do *matching* ou pareamento, a que se recorre bastante na literatura específica para estimar os efeitos causais do Programa, com base em uma amostra de não beneficiários cujas características observáveis são semelhantes às encontradas no grupo de tratamento (agricultores familiares beneficiários do PRONAF).

Na constituição do grupo de controle (agricultores familiares não beneficiários do PRONAF), muitos fatores podem afetar a confiabilidade dos resultados. Esses fatores, são os chamados “vieses de seleção”, que resultam de possíveis diferenças entre as características observáveis e não observáveis deste grupo em relação às encontradas no grupo - tratamento. O método do *Propensity Score Matching*, desenvolvido por P. R. Rosenbaum & Rubin (1983), visa a solucionar a dificuldade de se dispor de informações sobre o mesmo indivíduo antes e depois do acesso ao Programa e assim, resolver o problema do “viés de seleção”.

Com o objetivo de vencer as dificuldades na constituição desses grupos, Roy (1951) e Rubin (1974) propuseram a substituição do grupo de controle, por indivíduos que efetivamente não recebem o tratamento, por intermédio de uma variável *dummy*, que assume o valor igual a 1 se o indivíduo é beneficiário

do Programa, e valor 0 para o não beneficiário. Foi designado por $Y_{i(1)}$ o valor da variável de resultado para o agricultor familiar i do grupo de beneficiários, enquanto $Y_{i(0)}$ representa o valor da mesma variável, caso o agricultor familiar esteja no grupo de controle (não beneficiários).

Com efeito, o resultado do Programa (Y) sobre cada agricultor familiar (i), em linguagem algébrica, corresponde, a:

$$\pi_i = Y_{i(1)} - Y_{i(0)} \quad (5)$$

O impacto médio do Programa para o agricultor familiar i pode ser representado pela equação:

$$\pi_i = E[Y_{i(1)} | D_i = 1] - E[Y_{i(0)} | D_i = 1] \quad (6)$$

Como não se dispõe de informações do beneficiário antes e depois da implantação do Programa, os agricultores desse grupo são substituídos por agricultores familiares que não participaram deste programa, ou seja, por não beneficiários ($E[Y_{i(0)} | D_i = 1]$). Nesse caso a equação anterior é substituída:

$$\pi_i = E[Y_{i(1)} | D_i = 1] - E[Y_{i(0)} | D_i = 0] \quad (7)$$

Essa equação permite a estimação do impacto do programa sobre o grupo de não beneficiários, mas com viés, já que existem diferenças entre $E[Y_{i(0)} | D_i = 1]$ e $E[Y_{i(0)} | D_i = 0]$. O viés, para Heckman et al. (1997), compreende três componentes: exigência de diferenciação nas características observáveis; divergências na distribuição dessas características entre os dois grupos, e diferenças nos resultados, ainda que as características observáveis sejam controladas.

Para minimizar o viés, é introduzida a hipótese de o processo de seleção ser realizado mediante as características observáveis (X_i) dos agricultores, correspondendo, algebricamente, à equação:

$$E[Y_{i(0)} - Y_{i(1)}] = E[Y_{i(0)} | D_i = 0, X] - E[Y_{i(1)} | D_i = 1, X] \quad (8)$$

Considerando que os agricultores com características observáveis idênticas possuem igual probabilidade de receber o benefício, os resultados (Y) passam a ser independentes da participação no Programa. Nesse caso, ($Y_{i(0)}, Y_{i(1)} \perp D_i$); e a equação anterior é reescrita:

$$E[Y_{i(0)}, Y_{i(1)} | D_i, X] \Rightarrow E[Y_{i(0)} | D_i = 0, X] - E[Y_{i(1)} | D_i = 1, X] \quad (9)$$

As equações (8) e (9) estão apoiadas na hipótese da independência condicional, fundamental para o método do pareamento por escore de propensão.

A composição do grupo de não beneficiários, entretanto, com precedência nas características observadas, dificulta a aplicação do método do pareamento, já que, quanto mais características são utilizadas como base, maior será o número de observações necessário no grupo dos beneficiários para que se possa fazer o pareamento com o grupo de não beneficiários.

Com vistas a solucionar essa dificuldade, recorre-se ao uso do método do *Propensity Score Matching*, ou escore de propensão, definido como a probabilidade de um indivíduo ser incluído em um programa. As variáveis que expressam as características observáveis (X) são substituídas por probabilidades associadas a estas variáveis $P(X)$, ou seja:

$$P(X) = \text{Probabilidade}(D = 1 | X) \quad (10)$$

A multidimensionalidade do pareamento pode ser resolvida por via do *propensity score* com a adoção de um escalar. Na equação anterior, (X) pode ser substituído pelo escalar $P(X)$:

$$E[Y_{i(0)} - Y_{i(1)} | D_i = 1, P(X)] = E[Y_{i(0)} | D_i = 0, P(X)],$$

então $(Y_{i(0)}, Y_{i(1)} \perp D | P(X))$ (11)

O uso do *propensity score*, segundo Rosenbaum & Rubin (1983), permite ajustar todo o viés entre os grupos de controle e de tratamento, desde que sejam assumidas as duas hipóteses descritas: a) Independência condicional - a seleção da amostra exige que a participação no programa independa dos resultados, sendo condicional nas covariáveis; b) Existência de suporte comum - indivíduos do grupo de tratamento com características (X) têm de apresentar correspondentes no grupo de controle.

Em relação ao escore de propensão, esse pressuposto (Heckman et al. 1999) estabelece que, para cada probabilidade estimada para os beneficiários, tem-se uma probabilidade semelhante para os não beneficiários. Sendo assim, $0 < P(X) < 1$.

Asseguradas as existências dessas hipóteses, o impacto médio do Programa (*average effect of treatment on treated* - *ATT*) é obtido pela diferença entre o resultado médio do grupo de tratamento e do grupo de controle. Algebricamente, corresponde a:

$$ATT = E\{E[Y_{i(1)} | D_i = 1, p(x_i)] - E[Y_{i(0)} | D_i = 0, p(x_i)] | D_i = 1\} \quad (12)$$

Complementando as estimativas, foram calculados os erros padrões do *ATT* através da técnica estatística denominada de *Bootstrapping*, que replica a amostragem com reposição dentro de cada subamostra para verificar a existência de impactos significativos do programa sobre a sustentabilidade agrícola. No presente estudo foram realizadas 50 replicações para cada estimativa de *ATT*.

4 Resultados

4.1 O Índice de Sustentabilidade Agrícola

Os agricultores familiares beneficiários do PRONAF apresentam Índice de Sustentabilidade Agrícola (ISA) de 0,58901 (Tabela 2), o que os insere no nível médio de sustentabilidade agrícola. O Índice da Gestão Ambiental (IGA) de 0,39426 para os beneficiários, entretanto, é inferior ao obtido pelos não beneficiários, sendo este índice o que apresenta a menor contribuição para

a formação do ISA (22,3%). A participação percentual do Índice da Gestão Social (IGS) é mais do que o dobro do ISA (46,07%), alcançando o valor de 0,81417, enquanto a participação do Índice da Gestão Econômica (IGE) é de 31,61%, com o valor de 0,55861.

O Índice de Sustentabilidade Agrícola (ISA) dos não beneficiários, no valor de 0,45779, é inferior ao observado para os beneficiários, o que os enquadra em baixo nível de sustentabilidade agrícola. Entrementes, diferentemente destes, os agricultores não beneficiários expressam Índice da Gestão Ambiental de 0,40479, equivalente à participação de 29,48%, no ISA, enquanto o Índice da Gestão Econômica (IGE) é de 0,37524 e o Índice da Gestão Social (IGS) é de 0,59333, equivalendo, respectivamente, as participações de 27,32% e 43,2% no ISA, percentuais esses inferiores aos dos beneficiários.

O baixo nível do Índice da Gestão Ambiental dos beneficiários e dos não beneficiários decorre, da não observância de boas práticas agrícolas, especialmente as de plantio, cujos indicadores são os que menos contribuíram, com apenas 10,57% e 10,77%, respectivamente, para a formação do IGA dos respectivos grupos. Ao assim procederem, esses agricultores estão desdenhando do fato de que a continuidade da agricultura familiar depende, inexoravelmente, do uso sustentável dos recursos naturais, ou seja, da sustentabilidade agrícola para esta geração e a que poderia ser legada às futuras gerações.

O bom desempenho dos beneficiários, quanto ao Índice da Gestão Econômica, provém das significativas participações dos indicadores de Resiliência Econômica e Eficiência Financeira, cujas contribuições ao IGE são, respectivamente de 39,03% e 36,30%, distinguindo-se dos não beneficiários que, nesses indicadores, apresentam participações percentuais de 33,52% e de 33,22% na formação do IGE.

Os agricultores beneficiários denotam elevado Índice da Gestão Social e isso os distingue dos não beneficiários, situados que estão em médio nível de sustentabilidade social. A contribuição do indicador de Confiança Institucional na composição do Índice da Gestão Social é a menos expressiva em ambos os grupos, com valores de 16,79% para os beneficiários e de 13,48% para os não beneficiários. No grupo dos beneficiários, no entanto, o indicador que mais contribuiu para o IGS foi o Sentimento de Pertencimento, com 22,52%, enquanto para os não beneficiários o indicador de maior participação percentual no IGS, com 25,75% é o de Reforço de Laços e Valores.

4.2 Estimação do modelo *logit*

As variáveis passíveis de influenciar o acesso ao PRONAF (Tabela 1) expressam qualidades e atributos dos agricultores familiares, de seus domicílios e da propriedade rural percebidos e coletados quando da aplicação das entrevistas semiestruturadas.

Além das variáveis explicativas, o modelo *logit* exige a inclusão de variáveis independentes ou preditoras (Apêndice A) que podem influenciar a participação de agricultores familiares no PRONAF.

Para analisar a influência dessas características sobre o processo de seleção ao PRONAF é aplicado o modelo de regressão com variável dependente binária, ou seja, o modelo *logit*.

modelo (cujos resultados estão apresentados na Tabela 3) mostra que, das 12 variáveis que o compõem, seis são significativas estatisticamente no nível de 1% e de 5% e, destas, três - escolaridade, água disponível na pro-

Tabela 2: Contribuição dos indicadores e Composição do Índice de Sustentabilidade Agrícola (ISA) de beneficiários e não beneficiários do PRONAF, na região do Vale do Médio Curu

Índices e Indicadores	Beneficiários			Não Beneficiários		
	Valor Absoluto	Part.(%) Índices	Part.(%) no ISA	Valor Absoluto	Part.(%) Índices	Part.(%) no ISA
Índice da Gestão Ambiental	0,39426	100,00	22,32	0,40479	100,00	29,48
. Práticas de preparo do solo	0,14000	35,51		0,14688	36,29	
. Práticas de plantio	0,04167	10,57		0,04360	10,77	
. Práticas de pós-plantio	0,09833	24,94		0,09920	24,51	
. Práticas de combate às pragas	0,07167	18,18		0,08400	20,75	
. Serviços de assistência técnica	0,04259	10,80		0,03111	7,68	
Índice da Gestão Econômica	0,55861	100,00	31,61	0,37524	100,00	27,32
. Organização da propriedade	0,13778	24,67		0,12480	33,26	
. Eficiência financeira	0,20278	36,30		0,12466	33,22	
. Resiliência econômica	0,21805	39,03		0,12578	33,52	
Índice da Gestão Social	0,81417	100,00	46,07	0,59333	100,00	43,20
. Confiança institucional	0,13667	16,79		0,08000	13,48	
. Organização de mercados	0,17833	21,86		0,12760	21,51	
. Sentimento de pertencimento	0,18333	22,52		0,13813	23,28	
. Reforço de laços e valores	0,17667	21,74		0,15280	25,75	
. Part. Social em defesa interesses	0,13917	17,09		0,09480	15,98	
Índice Sustentabilidade Agrícola	0,58901		100,00	0,45779		100,00

Fonte: Dados da Pesquisa

priedade e condições de moradia - mostram coeficientes com sinal positivo, correlacionando-se diretamente com a participação no PRONAF. Dessa forma, o agricultor familiar com maior escolaridade, com disponibilidade de água na propriedade, residente em casa própria e casa de alvenaria, apresenta maior propensão de se tornar beneficiário do Programa.

As variáveis *tempo de trabalho na propriedade*, *número de cômodos* e *área colhida*, registram coeficientes com sinais negativos, denotando relação inversa entre estas e a probabilidade de participar do PRONAF. Assim, o agricultor familiar que dispõe de maior área colhida e mais tempo de trabalho na propriedade apresenta menor perspectiva de integrar o PRONAF, confirmando que o foco do Programa é o pequeno agricultor familiar, independentemente, da tradição na agricultura.

Tabela 3: Modelo de regressão *logit* para a variável beneficiário do PRONAF na região do Vale do Médio Curu, no Ceará

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	z	P > z
Idade	0,0250727	0,014705	1,710	0,088
Estado Civil	-0,1944873	0,230630	-0,840	0,399
Escolaridade	2,3630940	0,537493	4,400	0,000
Sabe ler e escrever	-1,1163150	0,810462	-1,380	0,168
Tempo trabalho na propriedade	-0,3904292	0,187700	-2,080	0,038
Água disponível na propriedade	0,7543273	0,347808	2,170	0,030
Condições de moradia	0,8790942	0,411866	2,130	0,033
Tipo de construção moradia	0,4900089	0,571526	0,860	0,391
Número de cômodos	-0,2914720	0,143051	-2,040	0,042
Área Colhida	-3,553717	1,74487	-2,040	0,042
Número Homem-Dia Familiar	0,3071627	0,157865	1,950	0,052
Índice prop. à sust.agrícola (isa2)	-0,0043139	0,008301	-1,070	0,284

Fonte: Dados da pesquisa

As variáveis *idade* e *número de homens-dia familiar* são estatisticamente significantes em nível de 10%. Entretanto, são menos relevantes à inserção do não beneficiário no PRONAF do que a escolaridade e as condições de moradia.

Essas variáveis ganham proeminência, uma vez que o nível maior de escolaridade oferece mais facilidades à adoção de tecnologias, além de ampliar a capacidade de tomada de decisões e, conseqüentemente, melhorar a gestão da propriedade rural. Em relação às condições de moradia, a posse da moradia ou a “casa própria” é motivo de orgulho para o agricultor. Ademais, ao integrar o patrimônio pessoal, a casa própria simboliza o sucesso profissional e o progresso financeiro, obtido ao longo de toda uma vida.

As variáveis *estado civil*, *sabe ler e escrever*, *tipo de construção da moradia* e *índice de propensão à sustentabilidade agrícola (isa2)* não representam qualquer influência em relação à probabilidade de o não beneficiário participar do PRONAF.

4.3 O ajuste do modelo *logit*

O modelo *logit* constante da Tabela 4 foi confirmado em função da qualidade de ajustamento das variáveis segundo os valores dos critérios: função de ve-

rossimilhança (*log likelihood*); Informação Akaike (AIC), Informação de Bayesiano (BIC), pseudo R^2 e o percentual de casos corretamente classificados.

Tabela 4: Testes de qualidade de ajuste da regressão *logit* para comparação de beneficiários e não beneficiários do PRONAF na região do Vale do Médio Curu no Ceará

Critério	Coefficiente
Função de verossimilhança (<i>log likelihood</i>)	-83,268307
Valor do critério AIC	1,041
Valor do critério BIC	-731,365
Valor do pseudo R^2	0,2827
Percentagem de casos corretamente classificados	79,46

Fonte: Dados da pesquisa

O valor do pseudo R^2 de 0,2827, embora moderado, é aceitável, considerando-se que mais de 79% das variações na inclusão de beneficiários do PRONAF podem ser explicadas pelas variáveis explicativas inseridas no modelo. Esses resultados, juntamente com os demais critérios, atestam a boa qualidade de ajuste do modelo selecionado, assegurando que este é crível e adequado para explicar a inclusão de agricultores familiares como beneficiários do PRONAF.

4.4 Cálculo do Odds Ratio

Os valores dos *odds ratio* expressam a variação do logaritmo natural da relação das probabilidades de sucesso ou insucesso do não beneficiário se tornar beneficiário do PRONAF.

Para a variável *idade*, segundo a Tabela 5, o valor do *odds ratio* é maior do que a unidade (1,025), sinalizando que o não beneficiário com maior idade, eleva em 2,5% suas chances de participar do Programa.

A variável *escolaridade* destaca-se na comparação entre beneficiários e não beneficiários do PRONAF segundo o valor do *odds ratio*, indicando que o nível de escolaridade mais elevado aumenta bastante a propensão de um agricultor familiar não beneficiário se tornar beneficiário do Programa.

Para os não beneficiários, o maior tempo de trabalho na propriedade (*odds ratio* = 0,6767) representa uma probabilidade de 32,3% de não serem incluídos no PRONAF.

Em relação ao tipo de construção da moradia (*odds ratio* = 1,632331), verifica-se que o agricultor que possui *casa de alvenaria* aumenta em 63,23% sua probabilidade de integrar o Programa.

O maior número de cômodos na moradia do não beneficiário (*odds ratio* = 0,747) reduz em 25,3% suas chances de vir a se tornar beneficiário do Programa. Isso pode ser entendido que o agricultor com maior número de cômodos, ou seja, com residência maior, tem menor propensão de integrar o PRONAF.

5 Avaliação de impactos do PRONAF

A avaliação das estimativas dos impactos do PRONAF sobre a sustentabilidade agrícola assenta-se no critério de eficácia, ou seja, o Programa é real-

Tabela 5: Valores do *odds ratio* para o modelo de regressão *logit* a fim de comparar beneficiários e não beneficiários do PRONAF na região do Vale do Médio Curu no Ceará

Variável	Odds Ratio	Erro Padrão	z	P > z
Idade	1,025390	0,150783	1,710	0,088
Estado Civil	0,823257	0,189868	-0,840	0,399
Escolaridade	10,623770	5,710204	4,400	0,000
Sabe ler e escrever	0,327484	0,265414	-1,380	0,168
Tempo de trabalho na propriedade	0,676766	0,127029	-2,080	0,038
Água disponível na propriedade	2,126181	0,739503	2,170	0,030
Condições de moradia	2,408717	0,992069	2,130	0,033
Tipo de construção da moradia	1,632331	0,932919	2,130	0,033
Número de cômodos	0,747163	0,106882	-2,040	0,042
Área Colhida	0,028618	0,499348	-2,040	0,042
Número Homem-Dia Familiar	1,359562	0,214628	1,950	0,052
Índice prop. à sust. agrícola (isa2)	0,995695	0,008265	-0,520	0,603

Fonte: Dados da pesquisa.

mente eficaz se é capaz de influenciar positivamente e de maneira conjunta todas as variáveis.

Nesse contexto, a avaliação das estimativas dos efeitos do PRONAF (Tabela 6) traz os resultados decorrentes da comparação dos índices e indicadores sobre a sustentabilidade agrícola de beneficiários e não beneficiários.

Para determinar essas estimativas de impactos, procedeu-se ao cálculo do ATT (*average effect of treatment on treated*) para todas as variáveis resposta considerando-se o método de pareamento do vizinho mais próximo (*nearest Neighbor Matching* - NNM = 5).

Os valores positivos do ATT indicam que as estimativas de impactos são favoráveis ao Programa. Entretanto, a validação desses valores é realizada por intermédio do valor da estatística *t* de Student.

Na comparação entre beneficiários e não beneficiários do PRONAF, os valores dos ATT e a estatística “*t*” (Tabela 6) demonstram a existência de estimativas de impactos positivos do PRONAF para o Índice de Sustentabilidade Agrícola em curto prazo, com proeminência do Índice da Gestão Social, seguido do Índice da Gestão Econômica e, em destaque especial, a Receita Agrícola Anual.

Para o Índice da Gestão Ambiental, todavia, observa-se que as estimativas dos valores do IGA são muito semelhantes entre os dois grupos (Tabela 6), mas percebe-se pequena desvantagem dos beneficiários para cinco dos seis indicadores dessa dimensão (práticas de preparo do solo, de pós-plantio, de combate às pragas e serviços de assistência técnica), o que denota um sério problema para a sustentabilidade ambiental desses agricultores familiares. No indicador de práticas de preparo do solo, 26,7% e 36,7%, respectivamente, dos beneficiários fazem desmatamento e queimadas, enquanto 11,3% e 23,6% dos não beneficiários empregam essas práticas insustentáveis (Passos 2014). No indicador de práticas de combate às pragas, 90% e 91,7% dos beneficiários e 86,4% e 85,6% dos não beneficiários, usam produtos químicos e aplicam defensivos, respectivamente. As estimativas favoráveis de impactos para o indicador práticas de plantio decorrem da adoção de práticas sustentáveis, como o plantio direto, usado por 6,7% dos beneficiários, rotação de culturas, implementada

por 3,3% destes, e usos de esterco e fertilizante, admitidos, respectivamente, por 36,7% e 51,7% dos beneficiários. No indicador de acesso aos serviços de assistência técnica, constata-se que, em relação à frequência, apenas 8,3% dos beneficiários recebem esses serviços mensalmente, enquanto para 83,4% desses a periodicidade dos serviços ultrapassa os dois meses. Entre os não beneficiários, 16,7% recebem assistência técnica mensalmente, todavia, para 63,9% desses agricultores, os serviços são prestados com frequência superior a dois meses. A maior eficiência nesses serviços pode melhorar a produção agrícola, e a conquista de novos conhecimentos e tecnologias pode motivar os agricultores familiares à adoção de práticas agrícolas sustentáveis e economicamente mais rentáveis, elevando a receita agrícola dos agricultores.

Quanto ao Índice da Gestão Econômica, é notório que o PRONAF mostra indicativos de impactos favoráveis para os beneficiários (Tabela 6), o mesmo ocorrendo para todos os três indicadores deste índice. Destaca-se, no entanto, o de Eficiência Financeira, com estimativas de impactos mais significativos, considerando-se que 71,7% dos beneficiários auferem renda agrícola por hectare inferior a R\$ 4.000,00, enquanto somente 28,0% dos não beneficiários chegam a esse nível. A renda agrícola por hectare, para a maioria dos não beneficiários (64,0%), é inferior a R\$ 2.000,00.

Ainda compondo o Índice da Gestão Econômica, verifica-se que existem indicativos de impactos favoráveis do Programa em relação ao indicador de Resiliência Econômica dos agricultores beneficiários. Esse indicador procura identificar quão preparado está o agricultor familiar para enfrentar as adversidades climáticas (secas), frequentes no Ceará, bem como as perdas biológicas decorrentes de doenças e ataques de insetos. Surpreendentemente, em caso de seca, a predisposição de abandonar a agricultura é a opção menos acolhida pelos agricultores: 6,7% para os beneficiários e de 7,2% para os não beneficiários. Essa opção revela que o agricultor beneficiário e o não beneficiário, de modo semelhante, estão dispostos a enfrentar as vicissitudes, que são, de certa maneira, recorrentes na atividade agrícola. Em relação à Garantia contra Adversidades Climáticas, 65% dos beneficiários e 52% dos não beneficiários afirmaram que recorreriam ao Seguro Safra para amenizar os prejuízos financeiros. Como proteção contra eventuais dificuldades, 61,7% dos beneficiários e, apenas, 13,6% dos não beneficiários admitem recorrer à diversificação da produção. Além de reduzir os riscos decorrentes da incidência de fatores biológicos (pragas e doenças), a diversificação ainda promove a elevação da receita agrícola anual, já que permite melhor distribuição da receita agrícola entre os variados produtos, atenuando os possíveis declínios de preços. Ademais, a diversificação da produção favorece a integração ao mercado do agricultor familiar. O despreparo do agricultor familiar para enfrentar os riscos da atividade agrícola é constatado ao se observar que a maioria dos não beneficiários (64,8%) e, somente, 6,7% dos beneficiários asseveram não possuir nenhuma garantia contra as vicissitudes da atividade.

Na composição do Índice da Gestão Social, os agricultores beneficiários apresentam supremacia em relação aos não beneficiários em três dos cinco indicadores: sentimento de pertencimento, reforço de laços e valores e confiança institucional.

As indicações dos maiores impactos positivos do PRONAF concentram-se no IGS dos beneficiários, com predominância dos valores apresentados pelo indicador de sentimento de pertencimento, no qual 90% destes asseveram confiar na ajuda dos amigos em caso de dificuldades, 95% afirmam que costumam

Tabela 6: Estimativas de Impactos do PRONAF através do *propensity score matching* para dados pareados de beneficiários e não beneficiários na mesorregião do Vale do Médio Curu no Ceará

Variável	Valores Médios		ATT Diferença	Erro Padrão	t
	Beneficiários	Não Beneficiários			
Índice de Gestão Ambiental	0,38846	0,42575	-0,03730	0,02961	-1,26
Práticas de Preparo de Solo	0,13895	0,14540	-0,00646	0,00972	-0,66
Práticas de Plantio	0,42105	0,40000	0,00211	0,00933	0,23
Práticas de Pós-Plantio	0,09825	0,09930	-0,00105	0,00362	-0,29
Práticas Combate às Pragas	0,07193	0,09825	-0,02632	0,22463	-1,17
Serv. Assistência Técnica	0,03723	0,04281	-0,00558	0,01451	-0,38
Índice de Gestão Econômica	0,55556	0,35825	0,19731	0,02812	7,02
Organização da Propriedade	0,13450	0,11906	0,01544	0,01485	1,04
Eficiência Financeira	0,20175	0,11053	0,91228	0,01297	7,03
Resiliência Econômica	0,21930	0,12865	0,09064	0,01921	4,72
Índice de Gestão Social	0,81725	0,57275	0,24450	0,03217	7,60
Confiança Institucional	0,13684	0,06573	0,07111	0,01356	5,25
Organização de Mercados	0,17719	0,12386	0,05333	0,00640	8,33
Sentimento de Pertencimento	0,18480	0,14947	0,03532	0,01278	2,76
Reforço de Laços e Valores	0,17719	0,14842	0,02877	0,11584	2,48
Part. Social Defesa Interesses	0,14123	0,08526	0,55965	0,01810	3,09
Índice de Sustentab. Agrícola	0,58709	0,45225	0,13484	0,02002	6,73
Receita Agrícola Anual	5468,35090	1847,94386	3620,5912	895,90288	4,04

Fonte: Dados da pesquisa.

ajudar os amigos em caso de dificuldades e 90% participam de comemorações de datas festivas. Entre os não beneficiários, a participação percentual nesses indicadores é de 60,8%, 88,0% e 58,4%, respectivamente.

As estimativas de impacto do Programa na Receita Agrícola Anual são mais favoráveis aos beneficiários e podem ser explicadas considerando-se que a renda agrícola anual para 71,7% dos beneficiários é de até R\$ 3.000,00, para 21,7% destes é de até R\$ 6.000,00 e para 6,6% ultrapassa R\$ 6.000,00 (Passos 2014). Embora modestos, os resultados atestam a viabilidade econômica, em curto prazo da produção agrícola dos agricultores familiares beneficiários. Entretanto, no longo prazo, a sustentabilidade econômica pode não ser passível de alcançar, dadas as incertezas de manter ou ampliar uma produção sustentável em longo prazo sem necessidade de transferir a posse da propriedade para terceiros.

5.1 Teste de Hipótese para as estimativas do ATT com o método *Bootstrapping*

O método *Bootstrapping* tem por objetivo validar os valores das estimativas de ATT (Tabela 7), identificando os impactos efetivamente significativos sobre a sustentabilidade agrícola de beneficiários e não beneficiários do PRONAF.

Tabela 7: Resultados do Teste de Hipótese para a estimativa ATT, usando *Bootstrapping*, para beneficiários e não beneficiários PRONAF na mesorregião do Médio do Vale do Curu, no Ceará

Variável	Coefficiente observado	Erro Padrão <i>Bootstrapping</i>	z	P > z
Índice de Gestão Ambiental	-0,0655404	0,0425502	-1,54	0,123
Índice de Gestão Econômica	0,1375926	0,051188900	2,69	0,007
Índice de Gestão Social	0,2061111	0,052705400	3,91	0,000
Índice Sustentabilidade Agrícola	0,0927222	0,045142600	2,05	0,040
Receita Agrícola Anual	4046,592	790,5618	5,120	0,000

Fonte: Dados da pesquisa

Os dados constantes da Tabela 7 permitem observar que a estimativa de ATT para o Índice da Gestão Ambiental não é validada pelo Teste de *Bootstrapping*, sinalizando que o PRONAF não se mostrou capaz de incentivar a melhoria de práticas agrícolas sustentáveis, essenciais para assegurar a sustentabilidade ambiental dos agricultores familiares, que dependem de uma agricultura sustentável para viabilizar a continuidade e dinamização das comunidades rurais. Ademais, a insustentabilidade ambiental compromete, seriamente, a sustentabilidade agrícola desses agricultores em longo prazo e, conseqüentemente, a dinamização da economia dos territórios rurais.

O PRONAF, segundo os resultados do teste, apresenta, todavia, impactos favoráveis para o Índice da Gestão Econômica, Índice da Gestão Social, Receita Agrícola Anual e para o Índice de Sustentabilidade Agrícola.

Em relação ao Índice da Gestão Econômica, o resultado legitima a estimativa do ATT, demonstrando que a agricultura familiar apresenta sustentabilidade econômica. Entretanto, a adoção de práticas mais sustentáveis contribuiria para elevar a produtividade e, conseqüentemente, a eficiência financeira dos sistemas agrícolas familiares, assegurando a continuidade do segmento e maior bem-estar aos agricultores familiares.

O PRONAF tem impacto positivo no Índice da Gestão Social, confirmando os resultados indicativos do ATT, ou seja, os agricultores familiares são altamente favorecidos quanto à sustentabilidade social, demonstrando que o Programa contribui para a interação e a coesão social de seus beneficiários.

Finalmente, o Teste de *Bootstrapping* ratifica a estimativa favorável do ATT para o impacto do Programa sobre a Renda Agrícola Anual, confirmando o impacto positivo do Programa para a viabilidade econômica da agricultura familiar, ainda que modestamente, conforme descrição procedida no item anterior, mas consistente com as precárias práticas de produção e recebimento de assistência técnica.

6 Considerações Finais

Neste estudo, investigou-se o impacto do PRONAF sobre a sustentabilidade agrícola de agricultores familiares na microrregião do Vale do Médio Curu, no Estado do Ceará. Para tanto, foram utilizados dados de origem primária, resultantes da aplicação de questionários semiestruturados junto aos agricultores familiares. O pressuposto assumido foi o de que os agricultores familiares detinham sustentabilidade agrícola.

A metodologia aplicada na avaliação de impacto foi a do *Propensity Score Matching*, amplamente utilizada e reconhecida na literatura de avaliação, pela capacidade de medir impactos reais atribuíveis ao Programa.

Na análise das características pessoais e socioeconômicas dos agricultores que podem influenciar o acesso ao PRONAF, destacam-se a escolaridade, a disponibilidade de moradia própria e de água na propriedade. Entretanto, quanto maiores a área colhida e a experiência do agricultor, menor é a probabilidade de ingresso no Programa. Por outro lado, o tipo de construção da moradia, o estado civil e se sabe ler e escrever não exercem qualquer vantagem na seleção como beneficiário.

Os resultados do *propensity score matching* mostram que o PRONAF não apresenta impactos positivos sobre a gestão ambiental dos agricultores beneficiários, contrariando a diretriz, inserida no Decreto 6.882/09, de reformulação do Programa, que prevê “melhor uso dos recursos naturais”. Para as regiões mais pobres e com limitadas fontes de emprego e renda, o uso de práticas agrícolas mais sustentáveis e, conseqüentemente, a sustentabilidade agrícola, são questões de sobrevivência e continuidade do segmento da agricultura familiar.

Não obstante esse resultado, o PRONAF registra impactos positivos na sustentabilidade agrícola em curto prazo dos agricultores familiares, o mesmo ocorrendo em relação aos índices da gestão econômica e social da propriedade e à renda agrícola anual. A sustentabilidade agrícola em longo prazo, todavia, requer uma harmoniosa combinação dessas dimensões que, interligadas, constituem a base de uma agricultura sustentável. Como essas dimensões estão interconectadas, a melhoria da receita agrícola (gestão econômica), por si, não tem sentido se não vier acompanhada de uma melhoria nos desempenhos das gestões ambientais e sociais. De igual modo, a adoção de práticas agrícolas mais sustentáveis, sem a melhoria da renda agrícola e das questões sociais e culturais, não é capaz de manter a viabilidade da agricultura familiar.

Dada a relevância do segmento da agricultura familiar, sugere-se a efetivação de estudos mais abrangentes, objetivando consolidar regionalmente os

resultados aqui apresentados, de maneira a reorientar essa política pública, que é o elo de fortalecimento desse segmento.

Referências Bibliográficas

Allen, P., Van Dusen, D., Lundy, J. & Gliessman, S. (1991), 'Expanding the definition of sustainable agriculture', *Center for Agroecology and Sustainable Agriculture*.

Aquino, J. R. & Schneider, S. (2010), '12 anos da Política de crédito do PRONAF no Brasil (1996-2008): uma reflexão crítica', in *Congresso Latinoamericano de Sociologia Rural*, Porto de Galinhas (PE), p. 8.

Binder, C. R., Schmid, A. & Steinberger, J. (2012), 'Sustainability solution space of the Swiss milk value added chain', *Ecological Economics* **83**, 210–220.

Brasil (2010), *Plano Territorial de Desenvolvimento Rural Sustentável: Território Cidadania Vales do Curu e Aracatiaçu*, – MDA/SDT/AMUV, Fortaleza: Instituto Agropoulos do Ceará. Ministério do Desenvolvimento Agrário (MDA).

Brasil (2017), *Novo Plano Safra da agricultura familiar 2017/2018*. Brasília: Ministério do Desenvolvimento Agrário (MDA).

URL: 'Disponível em: <<http://www.mda.gov.br/sitemda/noticias/Acesso em 12 de junho de 2017>

Chaddad, F. R., Jank, M. S. & Nakahodo, S. N. (2006), 'Repensando as políticas agrícola e agrária do Brasil', *Revista Digesto Econômico*.

Cochran, W. (1977), *Sampling Techniques*, 3rd ed, Wiley.

Damasceno, N. P., Khan, A. S. & Lima, P. V. S. (2011), 'O impacto do Pronaf sobre a sustentabilidade da agricultura familiar, geração de emprego e renda no Estado do Ceará', *Revista de Economia e Sociologia Rural* **49**(1), 129–156.

De Koeijer, T. J., Wossink, G. A. A., Van Ittersum, M. K., Struik, P. C. & Renkema, J. A. (1999), 'A conceptual model for analyzing input-output coefficients in arable farming systems: From diagnosis towards design', *Agricultural Systems* **61**, pp. 33–44.

Del Grossi, M. (2011), Agricultura familiar no Censo Agropecuário 2006, Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, Belo Horizonte: SOBER.

Dumanski, J. (1997), 'Criteria and indicators for land quality and sustainable land management'.

Dumanski, J., Terry, E., Byerlee, D. & Pieri, C. (1998), 'Performance indicators for sustainable agriculture'. Washington (DC): World Bank. (Discussion Note).

Feijó, R. (2001), The impact of a family farming credit programme on the rural economy of Brazil, in 'Anais do Congresso de Economia ANPEC 29'.

Frater, P. & Franks, J. (2013), 'Measuring agricultural sustainability at the farm-level: A pragmatic approach', *International Journal of Agricultural Management* **2**(4), 207–225.

Gazolla, M. & Schneider, S. (2013), 'Qual fortalecimento da agricultura familiar? Uma análise do Pronaf crédito de custeio e investimento no Rio Grande do Sul', *Revista de Economia e Sociologia Rural* **51**, 45–68.

Gil, A. C. (2008), *Métodos e Técnicas de Pesquisa Social*, 6. ed., São Paulo: Atlas.

Gomes, E. G., Mello, J. C. C. B. S. & Mangabeira, J. A. C. (2009), 'Estudo da sustentabilidade agrícola em município amazônico com análise envoltória de dados', *Pesquisa Operacional* **29**(1), 23–45.

Goodland, R. (1995), 'The concept of environmental sustainability', *Annual Review of Ecology and Systematics* **26**, 1–24.

Grisa, C. (2010), 'As políticas públicas para a agricultura familiar no Brasil: um ensaio a partir da abordagem cognitiva', *Desenvolvimento em Debate* **1**(2), 83–109.

Grisa, C., Wesz Junior, V. J. & Buchweitz, V. D. (2014), 'Revisitando o Pronaf: velhos questionamentos, novas interpretações', *Revista de Economia e Sociologia Rural* **52**(02), 323–346.

Guanziroli, C. E. (2007), 'PRONAF dez anos depois: resultados e perspectivas para o desenvolvimento rural', *Revista de Economia e Sociologia Rural* **45**(2), 301–328.

Gómez-Limón, J. & Sanchez-Fernandez, G. (2010), 'Empirical evaluation of agricultural sustainability using composite indicators', *Ecological Economics* **69**, 1062–1075.

Hansen, J. W. & Jones, J. W. (1996), 'A systems framework for characterizing farm sustainability', *Agricultural Systems*. Essex, England, GB, **51**, 185–201.

Heckman, J., Ichimura, H. & Todd, P. (1997), 'Matching as an econometric evaluation estimator: evidence from evaluating a job training program', *Review of Economic Studies* **64**(4), 605–654.

Heckman, J., Lalonde, R. & Smith, J. (1999), *The economics and econometrics of active labor market programs*, in Ashenfelter, O. C. & Card, D., eds, *Handbook of Labor Economics*, vol. 3, part A, ch. 31.

Häni, F., Braga, F., Stämpfli, A Keller, T., Fischer, M. & Porsche, H. (2003), 'Rise, a tool for holistic sustainability assessment at the farm level', *International Food and Agribusiness Management Review* **6**(4), 78–90.

IPEA (2013), *Caracterização do público potencial do PRONAF "B" na região Nordeste e no Estado de Minas Gerais. Uma análise baseada nos dados do Censo Agropecuário 2006*, Technical report. Brasília: IPEA. (Relatório de pesquisa).

Lopes, S. B. (2001), *Arranjos institucionais e a sustentabilidade de sistemas agro-florestais: uma proposição metodológica*, PhD thesis. Porto Alegre: UFRGS, 182 p. (Dissertação de Mestrado em Desenvolvimento Rural).

Lourenzani, W. L. (2006), 'Capacitação gerencial de agricultores familiares: uma proposta metodológica de extensão rural', *Organizações Rurais & Agroindustriais* **8**(3), 313–322.

- Magalhães, A. M., Silveira Neto, R., Dias, F. M. & Barros, A. R. (2006), 'A experiência recente do PRONAF em Pernambuco: uma análise por meio de propensity score', *Economia Aplicada* **10**(1), 57–74.
- Mattei, L. (2005), 'Impactos do PRONAF: análise de indicadores', *Núcleo de Estudos Agrários e Desenvolvimento Rural - NEAD*.
- Moreira, V. S., Silveira, S. F. R. & Motter, K. Z. (2014), 'Avaliação do PRONAF B sobre a satisfação de agricultores familiares em municípios de Minas Gerais', *Estudos, Sociedade e Agricultura* **22**(2), 432–456.
- Nações Unidas (2007), '*Coesão Social. Inclusão e sentido de pertencer na América Latina e no Caribe*'. Santiago do Chile: CEPAL.
- Nações Unidas (2010), '*Social cohesion in Latin America: concepts, frames of reference and indicators*'. Santiago de Chile: CEPAL.
- Neder, H. D. & Buainain, A. M. (2012), Impactos do PRONAF sobre indicadores sociais da agropecuária no Brasil no período de 2000 a 2010, in '*Congresso da SOBER 50*'.
- Norman, D. W. & Dixon, J. (1995), '*Sustainable dry land cropping in relation to soil productivity*'. Rome: FAO. (FAO Soils Bulletin 72).
- Passos, A. T. B. (2014), *O impacto do PRONAF sustentável sobre a sustentabilidade agrícola da agricultura familiar: o caso da microrregião do Vale do Médio Curu no Estado do Ceará*, PhD thesis. Fortaleza: UFC. (Tese de Doutorado em Desenvolvimento e Meio Ambiente).
- PNUD, (2013). Índice de Desenvolvimento Humano Municipal no Brasil, Brasília: IPEA, FJP. Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento.
- Pretty, J. (2006), '*Agroecological approaches to agricultural development*'. Washington (DC): World Bank.
- Reidsma, P., Bakker, M. M., Kanellopoulos, A., Alam, S. J., Kros, J. & Vries, W. (2015), 'Sustainable agricultural development in a rural area in the Netherlands? Assessing impacts of climate and socioeconomic change at farm and landscape level', *Agricultural Systems* **141**, 160–173.
- Rigby, D., Woodhouse, P., Young, T. & Burton, M. (2001), 'Constructing a farm level indicator of sustainable agricultural practice', *Ecological Economics* **39**, 463–478.
- Rinne, J., Lyytimäki, J. & Kautto, P. (2013), 'From sustainability to well-being: lessons learned from the use of sustainable development indicators at national and EU level', *Ecological Indicators* **35**, 35–42.
- Rosenbaum, P. R. & Rubin, D. (1983), 'The central role of the propensity score in observational studies for causal effects', *Biometrika* **70**(1), 41–55.
- Roy, A. D. (1951), 'Some thoughts of the distribution of earning', *Oxford Economic Papers* **3**(2), 135–146.
- Rubin, D. (1974), 'Estimating causal effects to treatments in randomized and nonrandomized studies', *Journal of Educational Psychology* **5**(66), 688–701.

Ryan, M., Buckley, C., Dillon, E. J., Donnellan, T., Hanrahan, K., Hennessy, T. & Moran, B. (2014), 'The development of farm-level sustainability indicators for Ireland using the Teagasc National Farm Survey'. in *88th Annual Conference of the Agricultural Economics Society*, Paris: Agro Paris Tech.

Sands, G. R. & Podmore, T. H. (2000), 'A generalized environmental sustainability index for agricultural systems', *Agriculture, Ecosystems and Environment* **79**, 29–41.

Santos, G. J. & Marion, J. C. (1996), *Administração de custos na agropecuária*, 2. ed, São Paulo: Atlas.

Schaller, N. (1993), 'Sustainable agriculture and the environment. The concept of agricultural sustainability', *Agriculture, Ecosystems and Environment* **46**, 89–97.

Schneider, S., Cazella, A. & Mattei, L. (2004), 'Histórico, caracterização e dinâmica recente do Pronaf-Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar'. In: Schneider, S., Silva, M. K. & Marques, P. E. M., eds, *Políticas públicas e participação social no Brasil rural*, Porto Alegre: UFRGS, pp. 21–49.

Singh, R. K., Murty, H. R., Gupta, S. K. & Dikshit, A. K. (2012), 'An overview of sustainability assessment methodologies', *Ecological Indicators* **15**(1), 281–299.

Souza, P. M., Fornazier, A., Ponciano, N. J. & Gomes Ney, M. (2011), 'Agricultura familiar versus agricultura não-familiar: uma análise das diferenças nos financiamentos concedidos no período de 1999 a 2009', *Revista Econômica do Nordeste* **42**(01), 105–124.

Souza, P. M., Gomes Ney, M., Ponciano, N. J. & Fornazier, A. (2014), 'Análise das fontes de mudanças na distribuição regional do Pronaf-crédito, no período de 1999 a 2011', *Estudos, Sociedade e Agricultura* **22**(1), 237–254.

Tilman, D., Cassman, K. G., Matson, P. A., Naylor, R. & Polasky, S. (2002), 'Agricultural sustainability and intensive production practices', *Nature* **418**, 671– 677.

Van Calker, K., Berentsen, P. M., Giesen, G. W. J. & Huirne, R. B. M. (2005), 'Identifying and ranking attributes that determine sustainability in Dutch dairy farming', *Agriculture and Human Values* **22**, 53–63.

Vilain, L. (2008), *La méthode IDEA, indicateurs de durabilité des exploitations agricoles*, 3 ed. Dijon: Educagri.

Waas, T., Hugé, J., Verbruggen & Wrigh, T. (2011), 'Sustainable Development: A bird's eye view', *Sustainability* **3**(10), 1637–1661.

White, M. A. (2013), 'Sustainability: I know it when I see it', *Ecological Economics* **86**, 213–217.

Zaccagnini, M. E. (2001), *Analytic framework for assessing factors that influence sustainability of uses of wild living natural resources*, The International Union for Conservation of Nature – IUCN.

Apêndice

Tabela 8: Variáveis aplicadas na composição do Índice de Sustentabilidade Agrícola de beneficiários e não beneficiários do PRONAF na microrregião do Vale do Médio Curu, no Estado do Ceará

Índices e indicadores	Variáveis e sua Operacionalização
Índice da Gestão Ambiental	
Indicador de Práticas de Preparo de Solo	Faz desmatamento
	Faz queimada
	Usa trator
	Usa grade
Indicador de Práticas de Plantio	Usa arado
	Usa plantio direto
	Faz rotação culturas
	Usa esterco
Indicador de Práticas de Pós-Plantio	Usa fertilizante. Se sim, usa fertilizante em quantidade maior do que a recomendada; usa fertilizante na quantidade recomendada
	Faz capina manual
Indicador de Práticas de Combate às Pragas	Usa herbicida
	Métodos combate pragas: não usa nada; usa produto químico;
	Frequência de uso: mais 2 vezes; duas vezes; uma vez
Indicador dos Serviços de Assistência Técnica	Usa defensivo
	Recebimento de assistência técnica
	Forma recebimento assistência técnica: em grupo; Individual.
	Frequência no Recebimento de Assist. Técnica: mais de 2 meses, bimensalmente; mensalmente
Índice da Gestão Econômica	
Indicador de Organização da Propriedade	Mantém as mesmas culturas
	Diversificou a produção
	Melhorou qualidade produção
	O chefe de família trabalha mais
Indicador de Eficiência Financeira	O Trabalho ficou mais fácil
	Receita Agrícola por ha: $RA / (ha) < R\$ 2.000,00$; $R\$ 2.000,00 \leq RA / (ha) < R\$ 4.000,00$; $R\$ 4.000,00 \leq RA / (ha) < R\$ 6.000,00$; $RA / (ha) \geq R\$ 6.000,00$
Indicador de Resiliência Econômica	Em caso de seca ou perda parcial da produção, sua opção é: abandonar a agricultura; solicitar ajuda aos familiares; Pedir ajuda a associação ou sindicato; Recorrer ao Programa Garantia Safra
	A sua garantia contra dificuldades ou adversidades climáticas é: nenhuma; poupança pessoal; diversificação da produção

Fonte: Elaboração dos autores

Tabela 8: Variáveis aplicadas na composição do Índice de Sustentabilidade Agrícola de beneficiários e não beneficiários do PRONAF na microrregião do Vale do Médio Curu, no Estado do Ceará (continuação)

Índices e indicadores	Variáveis e sua Operacionalização
Índice da Gestão Social	
Indicador de Confiança Institucional	Você confia: políticos; polícia; dirigentes de associações/sindicatos
Indicador de Organização de Mercados	A comercialização da produção se dá: na propriedade, para consumidores; levam diretamente à feira livre; na propriedade, para comerciantes; através de associação ou cooperativa
Indicador de Sentimento de Pertencimento	Em caso de necessidade, confia que amigos vão poder ajudá-lo?
	Você costuma ajudar amigos em dificuldades? Você e seus amigos comemoram juntos as datas festivas?
Indicador de Reforço de Laços e Valores	Convive bem com pessoas de outras religiões?
	Aceita que a mulher trabalhe fora de casa?
Indicador de Participação Social em Defesa seus Interesses	Participa de movimentos em defesa de seus interesses, como: Concessão de crédito; recebimento de assistência técnica; acesso a programas governo.
	Participa de eleição de dirigentes de associação, sindicato ou cooperativa?

Fonte: Elaboração dos autores

MERCOSUL E O EFEITO *SPILLOVER* NA CRIAÇÃO DE COMÉRCIO*

ALEXANDRE LOURES[†]

ERIK FIGUEIREDO[‡]

LUCAS MARIANO[§]

Resumo

Este artigo analisa se a experiência de exportação dentro do Mercosul afeta a probabilidade de criação de mercado para novos produtos fora da área de comércio, i.e., um efeito *spillover* para terceiros países. Usando um banco de dados com elevada desagregação (BACI-HS4) e uma estratégia de estimação baseada em modelos probabilísticos, constata-se que as experiências anteriores de exportação estão associadas a uma probabilidade de 1,9% de criação de mercado para novos produtos. Esse efeito, aliado aos resultados de Figueiredo & Loures (2016), indicam que o Mercosul não só contribui para a ampliação da margem extensiva de comércio dentro do bloco, como também constitui um primeiro passo para que um produto se consolide na exploração de novos mercados internacionais.

Palavras-chave: Mercosul, comércio internacional, efeito *spillover*.

Abstract

This paper analyzes whether export experience within Mercosur affects the likelihood of market creation for new non-marketed products, i.e. a *spillover* effect for third countries. Using a highly disaggregated database (BACI-HS4) and an estimation strategy based on probabilistic models, it is found that previous export experiences are associated with a 1.9% market-creation probability for new products. This effect, coupled with the results of Figueiredo & Loures (2016), indicates that Mercosur not only contributes to the expansion of the extensive trade margin within the bloc, but also constitutes a first step for a product to consolidate itself in the exploration of new international markets.

Keywords: Mercosur, international trade, spillover effect.

JEL classification: C33, C55, F14, F15.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea150797>

* Os autores são gratos ao suporte do CNPq por meio do projeto 400216/2017-5.

[†] Universidade Federal da Paraíba (UFPB), Brasil. Email: alexandre.loures@gmail.com

[‡] Universidade Federal da Paraíba (UFPB), Brasil. Email: eafigueiredo@gmail.com

[§] Universidade Federal da Paraíba (UFPB), Brasil. Email: lucasmariano1905@gmail.com

1 Introdução

Na segunda metade da década de 2000, o *Inter-American Development Bank* promoveu uma série de discussões relacionadas ao futuro do Mercosul. O esforço dos diversos participantes resultou em uma coletânea de artigos sintetizadas no livro *“Deepening Integration in Mercosur: Dealing with Disparities”* organizado por Blyde et al. (2008). O tema central do debate era como um acordo regional poderia sobreviver a disparidades institucionais e de política macroeconômica apresentadas por seus países fundadores. Em meio a tantas dúvidas, alguns pesquisadores mostravam-se otimistas quanto ao sucesso da integração desses países. Galvão Jr (2008, p. 255), por exemplo, classificava o Mercosul como sendo um *“young and highly asymmetric integration effort”* e, como um acordo ‘jovem’, ele teria *“time to solve or at least accommodate, within the integration framework, most of its numerous problems”*.

Em oposição às previsões otimistas, estudos como os de Olarreaga & Soळा (1998), Azevedo (2008) e Reis et al. (2014) alertavam para os possíveis desvios de comércio gerados pelo bloco.¹ Em outras palavras, dividindo o comércio em duas partes, a intra-bloco – entre os países signatários – e a extra-bloco – entre os signatários e parceiros fora do Mercosul –, observou-se que as exportações extra-bloco foram reduzidas devido à preferência dada em exportar para dentro do bloco, o que colocava em dúvida o efeito líquido da criação de novas exportações.

Hoje, quase trinta anos depois de sua fundação, pode-se dizer que as previsões otimistas, como as de Galvão Jr (2008), têm prevalecido. De uma forma geral, as evidências empíricas têm indicado diversos benefícios econômicos do Mercosul sobre os seus países membros. Os exemplos são diversos, Yeats (1997), pioneiramente, indentificou um crescimento expressivo no comércio intra-bloco principalmente em produtos nos quais o bloco não era competitivo internacionalmente. Cordeiro & Rodrigues Jr (2016) chegam a conclusões similares, porém, apontando indícios de desvio de exportações industriais em direção do bloco (*“trade diversion”*). Usando uma abordagem estrutural, Loures & Figueiredo (2017) sugerem que o acordo gera um impacto positivo sobre o bem-estar econômico dos países membros. Os mesmos autores, Figueiredo & Loures (2016), também demonstram que o bloco promove a entrada de novos produtos no mercado, comprovando seu efeito sobre a margem extensiva de comércio.²

Diante disso, este artigo pretende testar uma hipótese ainda pouco explorada pela literatura relacionada aos efeitos dos *“Regional Trade Agreements”* (RTAs), qual seja: que esses acordos são capazes de gerar externalidades positivas na pauta de exportação (efeitos de *spillover*). Mais especificamente, busca-se averiguar se o Mercosul não só promove a entrada de novos produtos no setor exportador, como constitui o primeiro passo para que esses produtos sejam ofertados no mercado internacional posteriormente.

¹Há também discussões relacionadas aos problemas de formação/consolidação do bloco. Preusse (2001, p. 21), por exemplo, destaca as tensões existentes: *“(…) some important obstacles have to be removed: first, there are strong vested interests in the leading economies of the region which try heavily to avoid rigorous structural adjustment to the world market. This adjustment, however, is indispensable if Mercosur is to become an open region after a long period of import substitution”*.

²Margem extensiva caracteriza-se como sendo o número de produtos comercializados, enquanto margem intensiva é a média do valor dos produtos já comercializados no mercado internacional (Baldwin & Di Nino 2008, Santos Silva et al. 2014).

Essa hipótese está ancorada em desenvolvimentos teóricos recentes e seus mecanismos causais podem ser classificados em três efeitos distintos: i) a existência de economias de escala na produção,³ ii) a presença de experiência adquirida nas exportações para países membros do acordo⁴ – “*learning by exporting*” – e, iii) a ocorrência de economias de escala na exportação para países não-membros do RTA.⁵ Conforme Krugman (1980), quando um acordo é formado, as firmas conseguem distribuir os custos para um mercado maior, ou seja, para um maior número de consumidores, o que acaba favorecendo o aumento do comércio considerando uma situação em que as firmas têm economias de escala na produção e, assim, aumentando a possibilidade de exportar para terceiros países. Ademais, após a promulgação de um RTA, as firmas ficam expostas a um maior mercado exportador, o que poderia aumentar sua produtividade, reduzindo seus custos e permitindo que elas consigam exportar para mercados fora do bloco cujos custos transacionais inviabilizavam os fluxos bilaterais de comércio anteriormente.

Para este artigo, define-se um novo produto, k , como sendo aquele produto para o qual não houve exportação em qualquer um dos anos anteriores à promulgação do Mercosul (1991). Em seguida, verifica-se se esse novo produto foi comercializado primeiramente entre os membros do Mercosul para, só depois, fazer parte da pauta exportadora dos membros e não-membros. Em caso afirmativo, tem-se uma evidência preliminar de que o Mercosul age como um primeiro passo para a consolidação de um produto no mercado internacional.

Para fundamentar econometricamente a hipótese do efeito *spillover*, este estudo adotará uma estratégia similar à de Molina (2010). Nesse sentido, busca-se analisar o impacto do acordo de livre comércio para os países do Mercosul sobre a probabilidade das exportações de novos produtos para terceiros países. Será considerada uma série de especificações econométricas visando controlar por fatores não-observados e correlacionados com a variável de interesse. Os resultados iniciais serão baseados em um modelo binário, *logit*, sem inclusão de efeitos fixos, dado o conhecido problema de “parâmetros incidentais” associados a essa classe de estimadores (Neyman & Scott 1948). Modelos com efeitos fixos e variantes no tempo serão abordados a partir de uma estrutura de probabilidade linear, estimada como uma análise de robustez.

A organização deste artigo tem a seguinte forma. Além dessa seção, encontra-se apresentada na Seção 2 a especificação econométrica utilizada para as análises. Já na Seção 3 apresentam-se os resultados e discussões. Por fim, na Seção 4 são feitas as considerações finais.

³Conforme Moore (1959) economia de escala caracteriza-se como sendo a vantagem de custo que a empresa obtém devido sua escala de operação em que o custo por unidade de produto diminui com o aumento da escala.

⁴Para Molina (2010) a exposição das firmas aos mercados internacionais pode contribuir para que possam ter acesso a novas tecnologias e *expertises*, contribuindo para melhorar seu processo de produção e, assim, reduzindo seus custos de produção.

⁵Destaca-se a existência de um custo de entrada no mercado internacional associado com o estabelecimento de canais de distribuição, mas uma vez estabelecidos esses canais, o custo médio de exportar o mesmo produto para destinos adicionais deve ser menor (Borchert 2007).

2 Dados e especificação empírica

2.1 Dados

Fluxo de comércio bilateral: a principal fonte de dados é constituída por informações relativas ao comércio bilateral positivo (ausência de zeros) entre os países de origem e destino, respectivamente, i e j . Considerou-se a desagregação do Sistema Harmonizado de quatro dígitos (HS4), que abrange o maior número de países possível, totalizando, em média, 1.241 setores para cada país. Os dados são fornecidos pelo *Centre D'Estudes Prospectives Et D'Informations Internationales* (CEPII), *Base pour l'Analyse du Commerce International* (BACI);⁶

Regional Trade Agreements - RTAs: os dados sobre os RTAs foram obtidas da base *Mario Larch's Trade Agreements Database*;⁷

Demais variáveis de controle: outra fonte de informação foi a *The Database Penn World Table version 9.0*, de onde foram obtidos dados sobre o Produto Interno Bruto (PIB), taxa de câmbio real e sobre o PIB *per capita*;⁸

Período de análise e definição do Mercosul: a análise compreende o período amostral 1989-2010, sendo a amostra composta pelos membros plenos do Mercosul: Argentina, Brasil, Paraguai e Uruguai como países de origem e 183 países como destino,⁹ totalizando 338.822 observações. Destaca-se que, uma vez que a Venezuela atualmente encontra-se suspensa do acordo bem como se tornou membro pleno do Mercosul¹⁰ somente em 2012 e o período amostral termina em 2010, este artigo optou por não incluir essa economia como um país de origem na análise e;

Fluxos comerciais iguais a zero: convém ressaltar que a base BACI, utilizada neste estudo, não reporta a ausência de comércio, ou seja, o fluxo de comércio bilateral igual a zero. Dessa forma, o presente estudo realizou um procedimento de expansão da base de tal modo que esse fluxo fosse computado na base.

2.2 Definições: novos produtos e *spillover*

Considere a identificação de um novo produto, k , na pauta de exportação do país i , no tempo t . Assuma ainda que ele não era exportado por i no período $t - n$. Algebricamente, tal situação pode ser representada da seguinte forma:

$$NewP_{ik,t} = \begin{cases} 1 & \text{se } x_{ik,t} > 0 \text{ e } x_{ik,t^*} = 0 \text{ para } t^* < t \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (1)$$

em que $x_{ik,t}$ representa o valor exportado do produto k do país de origem i no período t .

⁶Disponível em: http://www.cepii.fr/CEPII/en/bdd_modele/presentation.asp?id=1.

⁷Obtida no endereço: <http://www.ewf.uni-bayreuth.de/en/research/RTA-data/index.html>.

⁸Essa base encontra-se em: <https://www.rug.nl/ggdc/productivity/pwt/>.

⁹A lista de todos os países de destino encontra-se na Tabela 3 do Apêndice A-1.

¹⁰O Mercosul é composto por cinco membros plenos (Argentina, Brasil, Paraguai, Uruguai e Venezuela – atualmente suspensa), cinco membros associados (Bolívia, Chile, Colômbia, Equador e Peru) e dois estados observadores (Nova Zelândia e México).

Conforme Molina (2010), essa delimitação para novos produtos se faz necessária para identificar onde a experiência pregressa da exportação ocorreu. Sendo assim, a fim de determinar se a experiência foi adquirida no comércio intra-bloco ou fora do bloco, extraem-se dois subconjuntos do conjunto dado na Condição 1. A seguir, tem-se o subconjunto para as experiências adquiridas através do fluxo bilateral de comércio com os países não-membros, representados por j :

$$NewP_{ijk,t} = \begin{cases} 1 & \text{se } x_{ijk,t} > 0 \text{ e } x_{ijk,t^*} = 0 \text{ para } t^* < t \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (2)$$

Por sua vez, o subconjunto para as experiências adquiridas por meio do comércio entre os membros do Mercosul, representados por m , é dado por:

$$NewP_{imk,t} = \begin{cases} 1 & \text{se } x_{imk,t} > 0 \text{ e } x_{imk,t^*} = 0 \text{ para } t^* < t \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (3)$$

Diante disso, no contexto do presente estudo, define-se a variável que irá capturar o efeito das experiências anteriores entre os membros do Mercosul por:

$$inside_{ijk,t} = \begin{cases} 1 & \text{se } x_{ijk,t} > 0 \quad \forall j \text{ e } t \in [t-2; t-1] \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (4)$$

Importante salientar que a construção para a variável que irá capturar as experiências anteriores entre membros e não-membros, $outside_{ijk,t}$, é idêntica a da $inside_{ijk,t}$ e, por brevidade, não será mostrada aqui. Ademais, a variável que irá capturar o efeito *spillover* caracteriza-se como sendo uma interação entre uma *dummy* que assume valor igual a um se o par de países i , origem, e j , destino, são membros do Mercosul e zero caso contrário, capturando o efeito do Mercosul – denotada por $mercotur_{ij,t}$ – e a variável explicativa $inside_{ijk,t}$.

Definidas as variáveis centrais do estudo, a subseção seguinte discute a especificação econométrica adotada para a mensuração do efeito *spillover*.

2.3 Especificação empírica

Como já ressaltado, a base de dados utilizada para a construção da variável dependente deste estudo não reporta os fluxos de comércio bilateral iguais a zero. Portanto, o primeiro passo será o da expansão da base BACI, de modo a reportar os setores inexistentes na pauta de exportação com valores iguais a zero. Por exemplo, suponha que o Brasil não tenha exportado soja para os Estados Unidos nos anos de 2000 e 2001, o que não será reportado na BACI, mas ao expandir essa base, essa ausência de comércio na *commodity* soja entre Brasil e Estados Unidos será gerada e reportada com valor zero. Em seguida, cria-se uma variável indicadora que assume valor 1, se o valor exportado do setor é positivo e zero caso contrário.

Para identificar o fluxo de novos produtos nos diferentes mercados, serão necessárias duas definições prévias relativas aos novos produtos e os grupos

de destino desses produtos. Em primeiro lugar, um novo produto será aquele que nunca fez parte da pauta de exportação dos países exportadores no período antes da promulgação do Mercosul. Esse novo produto poderá ser destinado a dois grupos distintos de importadores: a) os países membros do Mercosul e; b) para os países não-membros do Mercosul (por vezes chamados de terceiros países). Dito isso, mesmo que um produto k já tenha sido exportado para o grupo “a”, sua primeira aparição na pauta do grupo “b” será definida como “nova”. Usando uma definição mais concreta: observa-se da base de dados deste estudo, que os produtos classificados no grupo HS4 igual a 6308¹¹ só passaram a fazer parte da pauta exportadora no ano de 1992, no comércio entre Paraguai e Alemanha. Ou seja, esse produto não havia sido exportado nos anos 1989, 1990 e 1991 e, por isso, é definido como um novo produto.

Para avaliar se a promulgação do Mercosul é capaz de criar mercado para novos produtos para terceiros países deve-se ter o cuidado de trabalhar somente com produtos que não faziam parte do fluxo de comércio bilateral antes da entrada em vigor do Mercosul (em $t-2$ e $t-1$).¹² Assim, o segundo filtro a ser aplicado na base trata-se da exclusão daqueles produtos para os quais já existia comércio antes da promulgação do Mercosul, nos anos de 1989 e 1990.

Contudo, após esse segundo filtro o regressando será composto tanto por produtos que começaram a ser comercializados após a instituição do Mercosul bem como por produtos que mesmo após a entrada em vigor desse acordo não foram incluídos na pauta de exportação. Sendo assim, o terceiro filtro aplicado à variável dependente foi a exclusão desses produtos que mesmo após a criação do Mercosul não passaram a ser exportados.

Assim, utilizando o modelo de escolha binária *logit*, o efeito do Mercosul sobre a probabilidade da criação de um novo mercado para o produto k pode ser medido pela seguinte expressão:

$$\begin{aligned} Pr(newp_{ijk,t}) = & \beta_1 l g d p_{i,t} + \beta_2 l g d p_{j,t} + \beta_3 l x r_{i,t} + \beta_4 i n s i d e_{i j k,t} + \\ & + \beta_5 o u t s i d e_{i j k,t} + \beta_6 m e r c o s u r_{i j,t} + \beta_7 s p i l l o v e r_{i j k,t} + \\ & + \beta_8 l m o d u l e_{i j,t} + \gamma_t + \epsilon_{i j k,t}; \end{aligned} \quad (5)$$

em que $Pr(newp_{ijk,t})$ assume valor 1 se um novo produto k for exportado pelo país i , membro do Mercosul, para um país j fora do acordo comercial pela primeira vez no período t ; $l g d p_{i,t}$ caracteriza-se como sendo o logaritmo do Produto Interno Bruto (PIB) do país de origem enquanto que $l g d p_{j,t}$ o logaritmo do PIB do país de destino; já $l x r_{i,t}$ representa o logaritmo da taxa de câmbio real do país de origem; $i n s i d e_{i j k,t}$ ¹³ caracteriza-se como sendo uma *dummy* que assume valor igual a um se o produto k era exportado, antes da promulgação do Mercosul (no caso em análise os anos de 1989 e 1990), apenas para países membros do acordo e zero caso contrário, $o u t s i d e_{i j k,t}$ ¹³ é uma *dummy* que assume um se o produto k era comercializado apenas entre membros e não-membros em qualquer dos dois anos anteriores a promulgação do

¹¹ Compreendendo: têxteis, sortidos de tecidos e fios, com ou sem acessórios, para confecção de tapetes, tapeçarias, bordados, guardanapos e semelhantes, em embalagens para venda a retalho.

¹² Em que t representa o ano da entrada em vigor do Mercosul, 1991.

¹³ Note que um novo produto exportado para um terceiro país pode apresentar uma experiência anterior para um país membro ou para outro mercado não-membro ou para ambos, bem como não possuir nenhuma experiência anterior.

Mercosul, ou seja, nos anos de 1989 e 1990, e zero em caso contrário; por sua vez $mercosur_{ij,t}$ representa uma *dummy* que assume um se o país exportador i fazia parte do acordo de comércio e zero caso contrário; caracterizando o módulo da diferença entre os PIBs *per capita* do país de origem e de destino tem-se $lmodule_{ij,t}$, sendo uma *proxy* para a similaridade entre os países com o intuito de capturar a proximidade de gostos e preferências dos consumidores. O coeficiente β_7 é de maior interesse já que representa o efeito do termo de interação entre $inside_{ijk,t}$ e $mercosur_{ij,t}$ ¹⁴ que determina a ocorrência do *spillover* do Mercosul. A variável γ_t denota os efeitos fixos de tempo e $\epsilon_{ijk,t}$ o termo de erro não-observável.

Salienta-se que a inclusão das variáveis $lgdp_{i,t}$ e $lgdp_{j,t}$ no modelo econômico tem como finalidade observar se acordos comerciais com países desenvolvidos possuem uma maior probabilidade de exportação para terceiros países. Quanto à inclusão do regressor $lxi_{i,t}$, justifica-se, uma vez que apreciações (depreciações) reais do câmbio poderiam diminuir (aumentar) a probabilidade de exportar um novo produto. Portanto, essa variável controla para qualquer mudança na competitividade dos exportadores. Por sua vez, as variáveis $inside_{ijk,t}$ e $outside_{ijk,t}$ objetivam capturar, respectivamente, os efeitos de uma experiência anterior dentro e fora do Mercosul. Ou seja, se experiências anteriores possuem efeitos positivos sobre a probabilidade de se criar mercado para esses mesmos produtos, confirmando ou rejeitando a hipótese da existência de um mecanismo de aprendizagem – “*learning by exporting*” – ou de uma economia de escala na exportação, respectivamente.

Para determinar a existência do efeito *spillover* do Mercosul, inclui-se a variável de interação $spillover_{ijk,t}$ na especificação econométrica. Importante salientar que se o parâmetro dessa variável reportar um sinal positivo, significa que a experiência anterior dos membros do Mercosul possui um efeito adicional para a criação de mercado para novos produtos exportados para os não-membros. A Tabela 1 apresenta as principais variáveis incluídas no modelo e uma síntese dos sinais esperados.

Destaca-se, ainda, que neste tipo de análise existe o risco da sobreposição de efeitos dos acordos comerciais assinados e, sendo assim, o intervalo de tempo entre cada “*Regional Trade Agreement*” é de fundamental importância para a identificação do efeito *spillover* “puro” do acordo em análise, i.e., independente de quaisquer efeitos de outros acordos. Nesse sentido, Molina (2010) destaca que adotar uma janela de setes anos (três anos antes, $t - 3$, e três anos depois, $t + 3$), centrada em torno da data da entrada em vigor do Mercosul – assim t , neste estudo, corresponde ao ano de 1991 – parece ser razoável para contornar o problema da sobreposição. Dessa forma, uma vez que o Mercosul foi o único acordo assinado por Argentina, Brasil, Paraguai e Uruguai dentro desse intervalo temporal (janela de sete anos), pode-se dizer que os resultados reportados por este artigo não apresentam o problema da sobreposição de efeitos.

Além disso, objetivando filtrar para outros efeitos,¹⁵ este artigo considera a criação de mercado para novos produtos para terceiros países como sendo apenas aqueles produtos que passaram a ser exportados nos cinco anos seguin-

¹⁴Essa interação dá origem à variável denominada de $spillover_{ijk,t}$.

¹⁵Conforme Molina (2010, p. 85), “os produtos exportados para não-membros em $t + 6$ ou mais períodos não podem ser observados, mas aumentar o lapso temporal poderá capturar outros efeitos de demanda ou oferta”.

Tabela 1: Descrição das variáveis independentes

Variáveis	Sinal esperado	Efeito sobre a variável dependente
$lgdp_{i,t}$	> 0	Impacto do PIB do país exportador
$lgdp_{j,t}$	> 0	Impacto do PIB do país importador
$lxi_{i,t}$	< 0	Controlar mudanças de competitividade do exportador
$inside_{ijk,t}$	> 0	Indica se a experiência de exportação prévia para países membros afeta a exportação de novos produtos
$outside_{ijk,t}$	> 0	Controlar o efeito de haver exportação para um país não-membro antes do acordo comercial
$mercosur_{ij,t}$	> 0	Denota a influência de fazer parte do acordo sobre as exportações para países não membros
$spillover_{ijk,t}$	> 0	Indica a existência do <i>spillover</i> devido ao acordo comercial
$lmodule_{ij,t}$	< 0	Expressa o efeito da similaridade de renda dos países do fluxo de comércio

tes à promulgação do Mercosul ($t + 5$).¹⁶ Contudo, como um teste de robustez, este artigo adotou um intervalo temporal maior entre a promulgação do Mercosul e a exportação de novos produtos para países não-membros, ou seja, considerou como novos produtos exportados para terceiros países aqueles que passaram a ser exportados ao longo de todo o período amostral após a implementação do Mercosul ($t + 19$). Sendo assim, este artigo estimou dois modelos distintos em que, primeiramente, analisou o efeito *spillover* do Mercosul considerando apenas a criação de mercado para novos produtos durante os cinco anos posteriores ($t + 5$) à implementação do Mercosul, definido como **Modelo Restrito**, e, posteriormente, realizou-se uma outra estimação considerando a criação de mercado para novos produtos ao longo de todo o período após a constituição do Mercosul ($t + 19$), denominado de **Modelo Irrestrito**.

Por fim, torna-se fundamental destacar uma importante limitação associada à estimação do Modelo (5) via *logit* (e/ou *probit*), qual seja: modelos de dados em painel não-lineares com efeitos fixos podem gerar estimativas viciadas devido ao problema de “parâmetros incidentais”, i.e., a teoria assintótica desses modelos demonstra que o número de “*nuisance parameters*” cresce com a amostra.¹⁷ Diante disso, e visando controlar por fatores que são particulares ao par de países, ij , porém invariantes no tempo, optou-se pela estimação do Modelo 6 por meio de um modelo de probabilidade linear (MPL):

¹⁶O que corresponde aos anos de 1992, 1993, 1994, 1995 e 1996.

¹⁷Esse problema foi estabelecido no estudo de Neyman & Scott (1948). Para uma discussão recente, ver Fernández-Val & Weidner (2016).

$$\begin{aligned}
Pr(newp_{ijk,t}) = & \beta_1 lgdp_{i,t} + \beta_2 lgdp_{j,t} + \beta_3 lxr_{i,t} + \beta_4 inside_{ijk,t} + \\
& + \beta_5 outside_{ijk,t} + \beta_6 mercosur_{ij,t} + \beta_7 spillover_{ijk,t} + \\
& + \beta_8 lmodule_{ij,t} + \gamma_t + \eta_{ij} + \epsilon_{ijk,t};
\end{aligned} \quad (6)$$

em que η_{ij} denota os efeitos fixos por pares de países. Sabe-se que o MPL possui uma limitação associada à possibilidade de gerar valores ajustados para a variável dependente fora do intervalo (0,1). Logo, esse modelo será incluído como um teste de robustez, uma vez que ele controla por fatores não-observados associados ao par ij e invariantes no tempo.

3 Resultados e Discussões

A Tabela 2 sintetiza os principais resultados do estudo. Na primeira coluna de cada modelo, Restrito e Irrestrito, apresentam-se os resultados para os parâmetros e seus desvios padrões. A segunda coluna destina-se a expor os efeitos marginais. De uma forma geral, não há diferença expressiva entre os dois modelos apresentados.¹⁸ Contudo, essa similaridade é justificável, dado que o Mercosul estabelece um compromisso entre os Estados signatários que os proíbe de negociarem acordos bilaterais de livre-comércio de forma independente, sem os outros membros do bloco. Em outras palavras, estabelece o compromisso dos membros do Mercosul de negociarem de forma conjunta os acordos comerciais que incluem preferências tarifárias com terceiros países. Sendo assim, e ciente de que a diferença principal entre os modelos restrito e irrestrito se dá no intervalo temporal considerado para observar um novo produto, é natural que os resultados sejam próximos.

Via de regra, todos os coeficientes estimados apresentaram os sinais esperados e significância estatística. Os sinais positivos para $lgdp_{i,t}$ e $lgdp_{j,t}$, Tabela 2, sugerem que países participantes de acordos com economias desenvolvidas possuem uma maior probabilidade de exportarem para terceiros países. Já para a variável $lxr_{i,t}$ o sinal negativo implica que quanto menos apreciado estiver o câmbio maior a probabilidade de se exportar para um país fora da área do Mercosul. As experiências anteriores dentro da área do Mercosul, $inside_{ijk,t}$, reportaram um sinal positivo, porém, não significativo. Já a variável $outside_{ijk,t}$, foi positiva e estatisticamente diferente de zero, demonstrando que experiências anteriores fora da área do Mercosul possuem um efeito positivo sobre a probabilidade de exportação desse mesmo produto para não-membros. Esse último resultado ratifica a hipótese da existência de uma economia de escala na exportação.

Focando no efeito *spillover*, ambos os modelos reportam coeficientes positivos e significativos. Nota-se ainda que, quanto maior a similaridade entre as duas economias ($lmodule_{ij,t}$), maior será a probabilidade de criação de mercado para novos produtos para terceiros países. Dito isso, nota-se que, após controlar para outros fatores que possam impactar sobre a probabilidade da criação de mercado para novos produtos para não-membros, a variável de interesse $spillover_{ijk,t}$ possui um efeito positivo e estatisticamente significativo sobre essa probabilidade, sendo que experiências anteriores de exportação para

¹⁸Por brevidade não foram reportados na Tabela 2 os valores para os coeficientes dos efeitos fixos ano.

Tabela 2: Probabilidade de criação de novos mercados para não-membros

Variável	Modelo Restrito		Modelo Irrestrito	
	Coefficiente	Efeito Marginal	Coefficiente	Efeito Marginal
$lgdp_{i,t}$	0,0950 ^a (0,0062)	0,0097 ^a (0,0006)	0,0955 ^a (0,0061)	0,0098 ^a (0,0006)
$lgdp_{j,t}$	0,0793 ^a (0,0031)	0,0081 ^a (0,0003)	0,0788 ^a (0,0030)	0,0081 ^a (0,0003)
$lxi_{i,t}$	-0,0259 ^a (0,0025)	-0,0027 ^a (0,0030)	-0,0257 ^a (0,0025)	-0,0026 ^a (0,0003)
$inside_{ijk,t}$	0,0022 (0,0146)	0,0002 (0,0015)	0,0101 (0,0144)	0,0010 (0,0015)
$outside_{ijk,t}$	0,3481 ^a (0,0257)	0,0318 ^a (0,0021)	0,3329 ^a (0,0254)	0,0306 ^a (0,0021)
$mercosur_{ij,t}$	0,8029 ^a (0,0218)	0,1002 ^a (0,0032)	0,7703 ^a (0,0215)	0,0955 ^a (0,0031)
$spillover_{ijk,t}$	0,1757 ^a (0,0261)	0,0190 ^a (0,0030)	0,1847 ^a (0,0256)	0,0204 ^a (0,0029)
$lmodule_{ij,t}$	-0,0620 ^a (0,0047)	-0,0064 ^a (0,0005)	-0,0621 ^a (0,0046)	-0,0064 ^a (0,0005)
Amostra	328.140		338.822	

Notas: Erros padrões entre parênteses. Significância estatística: ^a1%, ^b5% e ^c10%.

o produto k dentro da área do Mercosul implicaria em uma probabilidade de 1,9% desse mesmo produto ser exportado para países fora da área desse bloco.

Embora não configure um impacto expressivo, pode-se entender esse resultado como um efeito ignorado pela literatura pregressa. De uma forma geral, os estudos concentram-se no impacto direto do Mercosul sobre as exportações. A variável $mercosur_{ij,t}$, por exemplo, mensura o efeito do bloco sobre a margem extensiva (novos produtos) – em média 10%. Esse resultado é similar ao reportado por Figueiredo & Loures (2016). Contudo, também deve-se considerar os efeitos sobre o grupo de países não-tratados. Nesse sentido, pode-se dizer que o Mercosul está associado a uma probabilidade de aproximadamente 12% de criação de margem extensiva de comércio.

Convém ressaltar que, embora diverjam na magnitude, os resultados listados na Tabela 2 corroboram os achados da literatura em relação aos efeitos dos RTAs sobre a margem extensiva do comércio. O estudo Molina (2010), por exemplo, encontra um efeito *spillover* das RTAs muito próximo aos aqui reportados. Com um foco específico no Mercosul, Nicita et al. (2003) sugerem que o acordo serve como uma plataforma de acesso para terceiros mercados das exportações do Paraguai. O efeito dos RTAs nas exportações para terceiros países também é demonstrado em Borchert (2007), que encontra uma expansão dos produtos mexicanos para países fora do NAFTA, especificamente para a América Latina e Central.

3.1 Teste de Robustez

Como mencionado na Subseção 2.3, as estimativas *logit* (*probit*) não são robustas à inclusão de efeitos fixos. Nesse sentido, a estimação do Modelo (5) requer a consideração de estruturas lineares, tal como o MPL. Sendo assim, será possível incluir os efeitos fixos considerados pela literatura. A Tabela 3 apresenta três especificações: i) coluna 2, com o modelo com efeito fixo por ano; ii) coluna 3, com efeitos por pares de países e; iii) coluna 4, com efeitos fixos de ano e pares de países. Regra geral, as magnitudes dos resultados não se alteram de forma expressiva quando comparadas com as estimativas *logit* apresentadas na seção anterior. Observam-se a manutenção dos sinais esperados, com duas exceções: os sinais para $lxi_{i,t}$ e $lmodule_{ij,t}$ no modelo MPL² que reportaram sinais positivos e significativos.

Assim como para a especificação *baseline* do artigo, Modelo (5), os regressores $lgdp_{i,t}$ e $lgdp_{j,t}$ reportaram sinais positivos e significância estatística para

Tabela 3: Resultados para os Modelos de Probabilidade Linear (MPL)

Variável	MPL ¹	MPL ²	MPL ³
$lgdp_{i,t}$	0,0114 ^a (0,0007)	0,2320 ^a (0,0054)	0,0520 ^a (0,0111)
$lgdp_{j,t}$	0,0080 ^a (0,0003)	0,1040 ^a (0,0041)	0,0237 ^a (0,0047)
$lxi_{i,t}$	-0,0018 ^a (0,0002)	0,0072 ^a (0,0005)	0,0008 (0,0007)
$inside_{ijk,t}$	0,0015 (0,0014)	0,0011 (0,0015)	0,0013 (0,0014)
$outside_{ijk,t}$	0,0380 ^a (0,0026)	0,0373 ^a (0,0030)	0,0373 ^a (0,0030)
$mercosur_{ij,t}$	0,1040 ^a (0,0026)	0,0902 ^a (0,0052)	0,0963 ^a (0,0055)
$spillover_{ijk,t}$	0,0240 ^a (0,0032)	0,0431 ^a (0,0034)	0,0418 ^a (0,0034)
$lmodule_{ij,t}$	-0,0075 ^a (0,0005)	0,0004 ^a (0,0013)	0,0008 (0,0013)
Amostra	338.822		
Efeito fixo ano	Sim	Não	Sim
Efeito fixo par de países	Não	Sim	Sim

Notas: Erros padrões entre parênteses. Significância estatística: ^a1%, ^b5% e ^c10%.

os três modelos de robustez¹⁹, sinalizando a propensão de acordos com economias desenvolvidas de exportarem para terceiros países. Por sua vez, para a variável $lxi_{i,t}$, os sinais foram negativo no modelo MPL¹ e, ao contrário do modelo *baseline*, positivo nos modelos MPL² e MPL³, porém significativo apenas naquele. Já para as variáveis explicativas $inside_{ijk,t}$ e $outside_{ijk,t}$ os sinais reportados nos três modelos foram positivos, porém, com significância estatística somente para $outside_{ijk,t}$. Sendo assim, experiências anteriores à promulgação do Mercosul, entre países membros e não-membros desse RTA, impactam positivamente sobre a probabilidade de exportar o mesmo produto para não-membros, mesmo resultado obtido no Modelo (5).

Quanto à variável de controle para RTA, $mercosur_{ij,t}$, essa reportou o sinal esperado, além de ser estatisticamente significativa e, sendo assim, indicando que participar do acordo aumenta a probabilidade de criação de mercado para novos produtos para terceiros países. Para a variável de interesse, $spillover_{ijk,t}$, os sinais reportados nos três modelos ratificam os resultados do modelo *baseline*, evidenciando que experiências anteriores no comércio bilateral para o produto k entre os Estados membros do Mercosul resultaria em uma maior probabilidade de exportar o mesmo produto para países não-membros. A similaridade entre as duas economias, $lmodule_{ij,t}$, assim como no modelo *baseline*, apresentou sinal negativo no modelo MPL¹, significando que, quanto maior a similaridade entre os países, maior a probabilidade da criação de comércio para terceiros países. Porém, os modelos MPL² e MPL³ reportaram sinal positivo, sendo significativo apenas no MPL².

4 Considerações finais

Este artigo se concentrou em uma área ainda pouco explorada pela literatura empírica de economia internacional, qual seja, a captação dos efeitos indiretos dos Acordos Regionais de Comércio (*Regional Trade Agreements*). Para tanto, definiu-se efeito *spillover* como a capacidade de criação de mercado para novos produtos fora do bloco comercial. Concentrando-se no Mercosul, observou-se que o seu efeito direto – criação de mercado para novos produtos dentro do bloco – situa-se próximo de 10%. Adicionalmente, seu efeito *spillover* foi de

¹⁹MPL¹, MPL² e MPL³.

cerca de 2%. A captação desse efeito adicional constitui a principal contribuição deste artigo, abrindo espaço para investigações futuras voltadas para mensurações mais precisas envolvendo o efeito do Mercosul e indicadores de crescimento e bem-estar dos países membros.

Por fim, e seguindo as orientações contidas em Preusse (2001), ressalta-se que os benefícios do efeito *spillover* do Mercosul podem ser potencializados a partir de uma maior coordenação das políticas adotadas entre os países membros de forma a estabilizar o sistema de incentivos para investidores intra-bloco. Além disso, o autor recomenda uma maior flexibilização da obrigatoriedade dos países membros adotarem um política comercial comum contra não-membros, o que estimularia o comércio com terceiros países. Ademais, assim como em Bean (1992) e Galvão Jr (2008), propõe-se a resolução de conflitos das políticas comerciais nos setores mais sensíveis do bloco.

Referências Bibliográficas

- Azevedo, A. F. Z. (2008), 'Mercosul: o impacto da liberalização preferencial e as perspectivas para a união aduaneira'. in Baldwin, R. E., Di Nino, V., Fontagne, L., De Santis, R. A. & Taglioni, D., eds, *Study on the Impact of the Euro on Trade and Foreign Direct Investment*, Brussels: European Commission. (Economic Papers 321).
- Baldwin, R. & Di Nino, V. (2008), The newly-traded goods hypothesis: evidence from the trade data, in R. E. Baldwin, V. Di Nino, L. Fontagne, R. A. De Santis & D. Taglioni, eds, 'Study on the Impact of the Euro on Trade and Foreign Direct Investment', SSRN Electronic Journal.
- Bean, C. R. (1992), 'Economic and monetary union in Europe', *Journal of Economic Perspectives* 6(4), 31–52.
- Blyde, J. S., Fernández-Arias, E. & Giordano, P. (2008), *Deepening integration in Mercosur: Dealing with Disparities*, Washington, DC: Inter-American Development Bank.
- Borchert, I. (2007), 'Preferential Trade Liberalization and the Path-Dependent Expansion of Exports'. St. Gallen: University of St. Gallen, Department of Economics. (Discussions Paper No. 2007-06).
- Cordeiro, B. F. & Rodrigues Jr, M. (2016), *Os impactos do Mercosul sobre o comércio: uma abordagem gravitacional*, Master's thesis. São Paulo: FEA-USP. Dissertação de Mestrado).
- Fernández-Val, I. & Weidner, M. (2016), 'Individual and time effects in nonlinear panel data models with large N', *Journal of Econometrics* 196, 291–312.
- Figueiredo, E. & Loures, A. (2016), 'O Efeito do Mercosul Sobre a Comercialização de Novos Produtos', *Revista Brasileira de Economia* 70(3), 305–314.
- Galvão Jr, R. F. (2008), Regional Competitiveness Policies for Deeper Integration in Mercosur, in *Deepening integration in Mercosur: Dealing with Disparities*, Washington, DC: Inter-American Development Bank.
- Krugman, P. (1980), 'Scale economies, product differentiation, and the pattern of trade', *The American Economic Review* 70(5), 950–959.

- Loures, A. & Figueiredo, E. (2017), 'Uma nota sobre o impacto do comércio internacional no crescimento de economias em desenvolvimento', *Revista Brasileira de Economia* **71**(4), 453–461.
- Molina, A. C. (2010), 'Are preferential agreements stepping stones to other markets?'. Geneva: The Graduate Institute of International and Development Studies. (IHEID Working Papers 13-2010).
- Moore, F. T. (1959), 'Economies of scale: some statistical evidence', *The Quarterly Journal of Economics* **73**(2), 232–245.
- Neyman, J. & Scott, E. L. (1948), 'Consistent estimates based on partially consistent observations', *Econometrica* **16**(1), 1–32.
- Nicita, A., Olarreaga, M. & Soloaga, I. (2003), 'The Region as an Export Platform to the World?: The Case of Mercosur', *Cuadernos de economía* **40**(121), 442–451.
- Olarreaga, M. & Soloaga, I. (1998), 'Endogenous tariff formation: the case of Mercosur', *The World Bank Economic Review* **12**(2), 297–320.
- Preusse, H. G. (2001), 'Mercosur: another failed move towards regional integration?', *The World Economy* **24**, 911–931.
- Reis, M., Azevedo, A. F. Z. & Lélis, M. T. C. (2014), 'Os efeitos do novo regionalismo sobre o comércio', *Estudos Econômicos* **44**(2), 351–381.
- Santos Silva, J. M. C., Tenreyro, S. & Wei, K. (2014), 'Estimating the extensive margin of trade', *Journal of International Economics* **93**(1), 67–75.
- Yeats, A. J. (1997), *Does Mercosur's trade performance raise concerns about the effects of regional trade arrangements?*, Technical report. Washington, DC: World Bank. (Policy Research Working Paper Series 1729).

Apêndice A-1

Tabela 4: Lista dos países de destino

África do Sul	Croácia	Islândia	Quênia
Albânia	Cuba	Israel	Reino Unido
Alemanha	Dijibuti	Itália	Rep. Centro-Africana
Andorra	Dinamarca	Jamaica	Rep. Checa
Angola	Dominica	Japão	Rep. Dominicana
Antígua e Barbuda	Egito	Jordânia	Rep. Quirguiz
Antilhas Holandesas	El Salvador	Kuwait	Ruanda
Arábia Saudita	Emirados Árabes Reunidos	Laos	Rússia
Argélia	Equador	Letônia	Samoa
Argentina*	Eritreia	Libano	Santa Helena
Armênia	Eslováquia, Rep.	Libéria	Santa Lúcia
Aruba	Eslôvênia	Líbia	São Cristóvão e Nevis
Austrália	Espanha	Lituânia	São Tomé e Príncipe
Áustria	Estados Unidos	Macau	São Vicente e Granadinas
Azerbaijão	Estônia	Macedônia, FYR	Seicheles
Bahamas	Etiópia	Madagascar	Senegal
Bangladesh	Fiji	Malásia	Serra Leoa
Barbados	Filipinas	Malawi	Singapura
Barém	Finlândia	Maldivas	Síria
Belize	França	Mali	Sri Lanka
Benin	Gabão	Malta	Sudão
Bermudas	Gâmbia	Marrocos	Suécia
Bielorrússia	Gana	Maurício	Suíça
Bolívia	Geórgia	Mauritânia	Suriname
Bósnia e Herzegovina	Gibraltar	México	Tailândia
Brasil*	Granada	Moçambique	Taiwan
Brunei Darussalam	Grécia	Moldávia	Tajiquistão
Bulgária	Guatemala	Mongólia	Tanzânia
Burquina Faso	Guiana	Montserrat	Togo
Burúndi	Guiné	Myanmar	Tonga
Butão	Guiné-Bissau	Nepal	Trinidad e Tobago
Cabo Verde	Guiné Equatorial	Nicarágua	Tunísia
Camarões	Haiti	Níger	Turquemenistão
Camboja	Honduras	Nigéria	Turquia
Canadá	Hong Kong	Noruega	Ucrânia
Catar	Hungria	Nova Caledônia	Uganda
Cazaquistão	Iêmen	Nova Zelândia	Uruguai*
Chile	Ilhas Cayman	Omã	Vanuatu
China	Ilhas Malvinas	Países Baixos	Venezuela
Chipre	Ilhas Marianas do Norte	Panamá	Vietnã
Colômbia	Ilhas Marshall	Papua-Nova Guiné	Zâmbia
Comores	Ilhas Virgens Britânicas	Paquistão	Zimbábue
Congo, Rep. Dem. do	Índia	Paraguai*	
Coreia, Rep. da	Indonésia	Peru	
Coreia do Norte	Irã, Rep. Islâmica do	Polinésia Francesa	
Costa do Marfim	Iraque	Polónia	
Costa Rica	Irlanda	Portugal	

Nota: O símbolo de asterisco indica os países de origem, *i*, mas que também são destino, *j*.

MERCADO DE TRABALHO FORMAL E RENDIMENTOS DA AGROINDÚSTRIA SUCROENERGÉTICA DE 2000 A 2016

LEANDRO GILIO *
NICOLE RENNÓ CASTRO †
LUCIANO RODRIGUES ‡
MIRIAN RUMENOS PIEDADE BACCHI §

Resumo

Analisa-se a evolução do mercado de trabalho da agroindústria sucroenergética de 2000 a 2016 por meio de uma base atualizada de dados e uma nova reflexão sobre o impacto de aspectos institucionais e conjunturais relacionados ao setor. A avaliação foi conduzida a partir de análises descritivas e equações de rendimento. Também se propôs uma nova classificação de trabalhadores entre atividades intrasetoriais. Como resultados, verifica-se que a nova abordagem revelou maior concentração de trabalhadores no segmento agrícola comparativamente a estudos anteriores. Destaca-se também o declínio de postos a partir de 2008 como efeito da mecanização e da crise no setor, mas com evolução na qualidade.

Palavras-chave: mercado de trabalho, indicadores sociais, setor sucroenergético, equação de rendimentos.

Abstract

We evaluated the evolution of the sugarcane industry labor market from 2000 to 2016 through an updated database and a new reflection on the impact of institutional and conjunctural aspects related to the sector. Our evaluation was conducted based on descriptive analyses and earnings equations. Our study also proposed a new classification of workers between intrasectoral activities. The results ensure that the new approach revealed a higher concentration of workers in the agricultural segment, compared to previous studies. Also noteworthy is the decline in posts from 2008 on, the effect of mechanization, and the crisis in the sector, but with job quality evolution.

Keywords: labor market, social indicators, sugarcane industry, earnings equation.

JEL classification: J43, Q26, O15.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea151478>

* Insper, Centro de Agronegócio Global, Brasil. E-mail: leandro3@insper.edu.br

† Universidade Federal de São João del-Rei (UFSJ) e Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (Cepea), Brasil. E-mail: renno.nicole@gmail.com

‡ Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz da Universidade de São Paulo (ESALQ-USP), Brasil. E-mail: luodrig@usp.br

§ Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz da Universidade de São Paulo (ESALQ-USP), Brasil. E-mail: mrpbacch@usp.br

1 Introdução

A emergência da economia de baixo carbono e a busca mundial por fontes alternativas e renováveis de energia geraram uma expansão significativa da produção e do consumo de biocombustíveis de base agrícola nas últimas décadas. Atualmente, mais de 64 países possuem programas nacionais para o uso de biocombustíveis e, com os compromissos assumidos por mais de 190 nações na Conferência do Clima de 2015 em Paris (COP-21), houve um importante reforço no papel da referida fonte na matriz energética mundial futura (Kutas et al. 2016). Como efeito, foram criadas possibilidades de desenvolvimento econômico, emprego e renda, notadamente em países em desenvolvimento na América Latina, África e Ásia, e em áreas rurais, que em geral são bastante defasadas em relação a seus indicadores socioeconômicos quando comparados às áreas urbanas ou industriais.

O caso brasileiro, neste contexto, desponta-se como relevante objeto de análise, principalmente pela experiência histórica e singular ao país na produção e no uso de etanol combustível em larga escala, iniciada com o programa governamental Proálcool (Programa Nacional do Álcool) e a introdução dos veículos dedicados a etanol (E100) ao final da década de 1970. Desde então, houve grande expansão das regiões produtoras de cana-de-açúcar e, com isso, diferentes impactos e oportunidades de desenvolvimento socioeconômicos relacionados à atividade, principalmente no que se refere à criação de postos de trabalho, de maneira direta e indireta (Moraes & Zilberman 2014, Gilio 2015).

A agroindústria sucroenergética brasileira em sua história recente passou por importantes transformações e mudanças institucionais que impactaram diretamente o seu desenvolvimento, tanto no mercado de etanol quanto no de açúcar, com destaque ao início da desregulamentação do setor, na década de 1990, e o surgimento dos veículos bicombustíveis em 2003.

Esses dois fatos permitiram um intenso crescimento de oferta e da demanda por açúcar brasileiro e etanol combustível, que seguiu aquecida até 2008, gerando investimentos e elevação da competitividade na atividade (Moraes & Zilberman 2014). Houve, no período, um processo de redefinição da estrutura de mercado e de produção por meio de um movimento de fusões e aquisições de empresas e da entrada de capital estrangeiro (Moraes 2007, Beiral 2011, Gilio 2015). Segundo Moraes (2007), tais transformações geraram impactos importantes sobre o mercado de trabalho relacionado ao setor, com destaque à terceirização de serviços agrícolas e industriais e, especialmente, ao processo de mecanização do corte e plantio da cana-de-açúcar. Este último aspecto também se relaciona à proibição da queima da cana-de-açúcar como método de despalha, que incentivou a adoção da mecanização da colheita, reduzindo a demanda por mão-de-obra no campo, mas com ganhos ambientais e de qualidade dos empregos gerados (Moraes 2007, Gilio 2015).

A partir de 2009, iniciou-se um período de crise e maior cautela de investimentos na atividade sucroenergética. Vários fatores são apontados na literatura na configuração deste cenário: a política de controle de preços da gasolina executada pela ação governamental desde 2006; a baixa previsibilidade de políticas energéticas, as desonerações promovidas sobre os combustíveis fósseis como medida de controle inflacionário, os incentivos preferenciais governamentais a outras fontes energéticas; o incremento crescente dos custos trabalhistas; os efeitos da mecanização e, ainda, as restrições à aquisição de terras por estrangeiros, que limitaram investimentos, entre outros (Solowiejczyk

& Costa 2013, Moraes et al. 2014, Gilio et al. 2015, Gilio & Castro 2016). Entre 2008 e 2014, 83 usinas foram fechadas devido a dificuldades financeiras, sendo 64 destas localizadas no Centro-Sul do país, principal região produtora (Santos et al. 2015). Esse processo de fechamento de usinas e a mecanização da colheita, induzida pelas pressões ambientais e pelos custos trabalhistas, impactaram diretamente o mercado de trabalho da atividade.

Nesse contexto de mudanças institucionais, mercadológicas e tecnológicas do setor, diversos estudos buscaram avaliar a evolução de indicadores do mercado de trabalho da agroindústria sucroenergética, destacando sua dimensão e relevância.

Moraes (2007) realizou uma análise destacando a dimensão de crescimento do número de trabalhadores e formalização no setor de 2000 a 2005. Avaliando o Brasil como um todo, tal estudo considera que, no período, houve aumento expressivo de 52,9% no número de empregados na atividade, com o contingente passando de 642.848 em 2000 para 982.604 em 2005, com destaque ao aumento na formalização e qualidade dos empregos gerados ao longo do tempo. Hoffmann & Oliveira (2008), por sua vez, também destacaram a grande importância do setor no segmento agrícola, dimensionando-o em 608,3 mil trabalhadores na produção de cana em 2006. Oliveira (2009) apontou que, em 2007, havia 527.401 pessoas ocupadas na cultura de cana, que corresponderam a 19,9% do total de empregos gerados na agricultura brasileira daquele ano. Já Toneto Junior & Liboni (2008), avaliando o período de 1994 a 2006, identificaram que a remuneração do setor não se distingue daquela de outros setores industriais brasileiros e tende a ser maior com relação a outras culturas quando no segmento agrícola.

Tais estudos lançaram foco sobre a avaliação da importância do mercado de trabalho do setor, em termos de dimensão, e qualidade dos empregos gerados, em período de grande crescimento da atividade sucroenergética no Brasil (entre 2000 e 2007), tanto na área agrícola como industrial. Em período posterior, Baccarin et al. (2011) e Baccarin (2015) avaliaram as ocupações na indústria canavieira, com destaque para a análise do efeito da mecanização sobre o número de pessoas ocupadas no setor no período de 2007 a 2012. Entre outros resultados, os autores evidenciaram que houve redução no número de trabalhadores canavieiros no período de mecanização, em contraste com o movimento observado em outras atividades econômicas no país de modo geral. Silva et al. (2019), em uma abordagem de Modelos Aplicados de Equilíbrio Geral, simularam impactos da mecanização e também avaliaram redução expressiva do contingente de mão de obra empregado na produção de cana-de-açúcar até 2031.

Mesmo com diversos estudos já publicados na área, identifica-se que existem lacunas ainda não exploradas na literatura disponível. Mais particularmente, dois aspectos relevantes e que certamente impactaram este mercado no período recente merecem maior atenção: (i) os efeitos diretos da eliminação gradual do processo de queima da cana-de-açúcar e a consequente mecanização da colheita e, posteriormente, do plantio; (ii) e os efeitos do ciclo de crise do setor, verificado a partir de 2008.

O primeiro aspecto (i) remete à mudança institucional que exigiu uma transformação significativa no sistema de produção da cultura canavieira. Já o segundo (ii), tem origem em fatores de ordem financeira, agrônômica e mercadológica, mas também são fortemente associados a políticas governamentais e questões institucionais relevantes (Moraes & Zilberman 2014, Moraes & Bac-

chi 2014, Gilio & Castro 2016, Rodrigues & Bacchi 2016). Ambos os processos certamente exerceram efeitos relevantes sobre o mercado de trabalho do setor sucroenergético, mas que ainda não foram dimensionados e avaliados com as informações mais recentes. Isso posto, no presente estudo se busca avaliar a evolução dos indicadores do mercado de trabalho formal dos setores de cana-de-açúcar, açúcar e etanol para o período de 2000, início do livre mercado, até 2016.

Neste estudo, busca-se atualizar os dados publicados sobre o tema, mas também oferecer uma reflexão analítica mais detalhada sobre o impacto de aspectos institucionais e conjunturais ao longo do período mencionado. Também são calculadas equações de rendimento, de modo a se obter informações sobre os determinantes do nível de salário dos trabalhadores do setor sucroenergético. Nesta análise, diferente de trabalhos anteriores disponíveis na literatura que se concentram na avaliação de dados de corte transversal, utiliza-se a metodologia de dados em painel, que apresenta vantagens ao se incorporar a dimensão temporal, além de se controlar características não observáveis dos trabalhadores do setor.

Por fim, no trabalho adota-se uma proposta metodológica de classificação intrassetorial das atividades dos trabalhadores da agroindústria sucroenergética, com aprimoramento fundamental em relação a outros estudos disponíveis. Diferentemente dos métodos de classificação geralmente utilizados em estudos anteriores, que lançam foco apenas à atividade fim da empresa contratante por meio da Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE) (ver Moraes (2007); Toneto Junior & Liboni (2008), entre outros), apresenta-se neste estudo a segmentação por meio da atividade fim do trabalhador, baseada nos registros na Classificação Brasileira de Ocupações (CBO). Tal modificação, que será melhor detalhada na seção seguinte, visa oferecer resultados mais robustos e maior aderência da análise à realidade desta indústria.

Em síntese, ao promover uma atualização das informações sobre o setor, identificar e quantificar os determinantes do rendimento dos trabalhadores nessa indústria, propor uma abordagem metodológica diferenciada e promover uma avaliação para um horizonte temporal mais longo, este presente estudo amplia o entendimento sobre o assunto, oferecendo informações importantes para ações no âmbito dos agentes públicos e privados. Particularmente, os resultados gerados devem permitir reflexões importantes sobre o impacto das políticas públicas sobre a estrutura de emprego em um dos setores mais dinâmicos do agronegócio brasileiro.

2 Metodologia e fonte de dados

Este estudo utiliza como base de dados principal os registros da RAIS, do Ministério do Trabalho e Emprego, que se constitui em um censo do mercado de trabalho formal brasileiro, em que a unidade de análise é o estabelecimento e seus vínculos empregatícios. O período de análise compreende os anos de 2000 a 2016.

Em uma primeira etapa de apresentação dos resultados, é feita uma análise exploratória e descritiva de caráter agregado de dados do setor sucroenergético (que considera a produção de cana-de-açúcar, açúcar e etanol), organizados em tabelas e gráficos, considerando os critérios de subdivisão que são apresentados na subseção 2.1. Na segunda etapa, foi realizada a estimação

de equações de rendimentos, buscando-se explorar como evoluíram os diferenciais de salário no setor, tanto no período de expansão quanto no período de declínio da atividade, passando pelo processo de mecanização, conforme estratégia empírica apresentada na subseção 2.2.

Importante destacar que os dados de emprego presentes na RAIS têm como limitação a abordagem restrita ao mercado formal, não havendo qualquer mensuração ou informação relativa a ocupações sem registro. Para se avaliar o mercado informal, existe a possibilidade do uso de dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), que apresenta amostras relativas tanto ao mercado formal quanto informal de trabalho brasileiro. Porém, pelo caráter amostral, análises baseadas na PNAD tornam-se limitadas no que tange a níveis mais altos de desagregação (seja setorial ou regional), podendo implicar em baixa precisão das informações. Como nessa pesquisa o foco de análise é um setor específico, com desagregação regional e por atividade do trabalhador, o uso dos microdados da PNAD não seria adequado.

Além disso, o setor sucroenergético, como característica, apresenta nível de formalidade elevado comparativamente à média brasileira de modo geral ou a outras atividades de base agropecuária. Para fins de comparação, na Tabela 1, apresentam-se informações provenientes da PNAD sobre o nível de formalização do setor sucroenergético de modo agregado, para o Brasil como um todo e para as principais macrorregiões produtoras (Centro-Sul e Nordeste).

Como comparação, de acordo com Castro et al. (2016), no agronegócio como um todo a informalidade representou cerca de 67% dos postos de trabalho, contra 33% da média dos demais setores da economia (com base nos dados de 2014 PNAD Contínua). Tal fato indica que, no caso do setor sucroenergético, a análise limitada ao mercado formal não apresenta distorção significativa da realidade observada no período em análise. Deste modo, neste estudo optou-se por limitar a análise ao mercado formal do trabalho no setor sucroenergético, utilizando-se apenas dados provenientes da RAIS, que permitem também, como já mencionado, uma maior desagregação regional e por atividade do trabalhador.

Tabela 1: Percentual de trabalhadores informais^a no setor sucroenergético

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2011	2012	2013	2014	2015
Brasil	30,5	28,6	30,1	28,6	25,3	19,3	20,2	20,5	16,7	15,9	13,2	12,7
Nordeste	45,8	43,9	45,6	41,9	36,6	33,7	33,5	33,9	30,9	22,5	23,3	19,3
Centro-Sul	16,3	14,2	16,1	15,0	13,4	9,6	10,6	10,1	10,2	12,7	9,0	9,9

Fonte: elaboração própria com base na PNAD (IBGE, 2003 a 2017).

^aSão considerados informais trabalhadores das categorias sem carteira assinada; conta própria e não remunerado, classificação também utilizada em Castro et al. (2016)

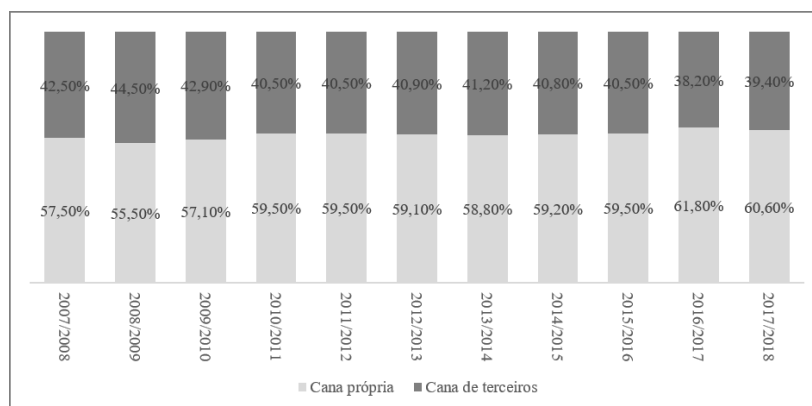
2.1 Método de classificação de atividades

Os estudos relacionados a análises setoriais do mercado de trabalho que fazem uso dos dados da RAIS, de modo geral, utilizam como critério de classificação dos trabalhadores a Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE), que estabelece códigos de atividades econômicas aplicados aos agentes que

se engajam na produção de bens e serviços (Moraes 2007, Toneto Junior & Liboni 2008, Castro et al. 2016). Como já destacado, os dados da RAIS, do Ministério do Trabalho e Emprego, são fornecidos pelos empregadores e as CNAEs avaliadas classificam a atividade econômica principal dos mesmos.

Classifica-se no setor sucroenergético as atividades agrícolas, de cultivo de cana de açúcar e as atividades industriais, que são presentes nas usinas de produção de açúcar e etanol. As usinas produtoras de açúcar e etanol utilizam três principais arranjos organizacionais para garantir o suprimento de cana-de-açúcar: i) a produção da cana-de-açúcar gerenciada pela própria empresa industrial (agroindústrias); ii) a produção da cana-de-açúcar gerenciada a partir de companhia agrícola vinculada à indústria; iii) a compra de cana-de-açúcar de fornecedores especializados. A maior parte das empresas do setor produz uma proporção elevada da cana-de-açúcar que processa, na qual apenas aproximadamente 40% da matéria-prima é adquirida de terceiros. A Figura 1 apresenta dados sobre a proporção de cana-própria e proveniente de fornecedores moída em usinas da região Centro-Sul, principal região produtora.

Figura 1: Proporção de cana-de-açúcar por origem utilizada em moagem nas usinas da região Centro-Sul



Fonte: UNICADATA (2018)

Tendo em vista a elevada verticalização do setor sucroenergético, seja por meio das agroindústrias ou de companhia agrícola vinculada à unidade industrial, a classificação de trabalhadores apenas por meio do critério de CNAEs da atividade principal da empresa contratante pode levar a erros de interpretação na avaliação intrassetorial. Especificamente, trabalhadores da produção primária da cana-de-açúcar em empresas verticalizadas são classificados como pertencentes à CNAE que se refere ao elo industrial do setor (atividade fim principal), resultando em superestimação dos empregos nesses elos e, analogamente, em subestimação dos empregos no campo. Percebe-se, deste modo, que análises intrassetoriais sobre evolução de indicadores de dimensão, características médias ou salários, baseadas na classificação por atividade econômica, podem levar a resultados enviesados.

Isso posto, neste presente estudo, como já destacado, propõe-se uma classificação dos trabalhadores em duas etapas. Primeiramente, os trabalhadores foram agregados tendo como origem as CNAEs relativas ao setor sucroener-

gético¹. Em uma segunda etapa, estes trabalhadores foram reclassificados intrasetorialmente entre as atividades agrícolas e industriais por meio de suas ocupações dentro do setor, avaliadas a partir do Código Brasileiro de Ocupações – CBO. O uso da CBO para a classificação dos trabalhadores do setor sucroenergético também foi adotado por Baccarin et al. (2011) especificamente para a segregação das pessoas ocupadas na área agrícola e não agrícola, porém com critérios e lógica de análise distintas das adotadas neste presente estudo.

Com a avaliação dos CBOs, os trabalhadores foram classificados dentro do setor em 3 atividades: (i) agrícola, que corresponde as atividades relativas ao plantio, cultivo e colheita de cana-de-açúcar; (ii) industrial, que corresponde às atividades de produção de açúcar e etanol nas usinas; e (iii) administrativo/outros, que correspondem às atividades de administração, serviços ou de apoio no setor.

Neste estudo também se optou pela não separação entre trabalhadores industriais na produção de etanol e açúcar, tendo em vista que quase 80% da produção brasileira é realizada por usinas do tipo mistas, que produzem ambos os produtos, sendo, portanto, difícil separar os trabalhadores das áreas comuns de moagem, tratamento de caldo, etc. entre aqueles vinculados à produção de etanol e aqueles relativos à fabricação de açúcar (CONAB 2017).

2.2 Equações de rendimentos

A análise de dados médios sobre salários e quantidades de empregos entre atividades dentro do setor sucroenergético, embora forneça elementos importantes sobre a dinâmica deste mercado, não permite uma avaliação detalhada acerca dos salários dos indivíduos e de seus determinantes. Dessa forma, estimaram-se, neste estudo, equações de rendimentos, tomando por base os microdados identificados da RAIS, que permitem o acesso às informações de cada trabalhador². Com isso, buscou-se explorar como evoluíram os diferenciais de salários dentro do setor diante de diferentes características socioeconômicas, do trabalho e locais dos indivíduos, tanto no período de expansão, quanto no período de declínio da produção e aumento da mecanização. Nessa etapa do trabalho, são comparados três biênios: 2003 e 2004, 2007 e 2008, e 2015 e 2016, sendo estimada uma equação de rendimentos para cada um.

A opção pela organização em biênios foi realizada de tal modo a se obter um painel de dados individuais, o que possibilitou o uso de uma abordagem de efeitos aleatórios³ para controlar as heterogeneidades não observadas entre os indivíduos que impactam os rendimentos e que são correlacionadas com as variáveis explicativas incluídas no modelo.

¹CNAEs relativas ao setor sucroenergético utilizadas, com código de Classe (CNAE 2.0): 01.13-0 (cultivo de cana-de-açúcar); 10.71-6 (Fabricação de açúcar em bruto); 10.72-4 (Fabricação de açúcar refinado); 19.31-4 (Fabricação de álcool).

²A utilização destes dados foi autorizada em acordo de cooperação técnica com o Ministério do Trabalho, vinculada ao compromisso de sigilo dos pesquisadores em relação aos dados individuais de pessoas físicas (Extrato de Acordo de Cooperação Técnica 21/11/2017, publicado no Diário Oficial da União de 06/12/2017, seção 3, página 136).

³O uso de dados em painel, de modo geral, pode ser estimado por um modelo de efeitos fixos ou aleatórios. A diferenciação entre estes se dá pelos efeitos não correlacionados com os regressores no modelo, e não se esses efeitos são estocásticos ou não (Greene 2008). No caso, com o grande número de variáveis explicativas do tipo categórica, recomenda-se na literatura o uso de modelos de efeitos aleatórios.

A especificação do modelo econométrico seguiu a estrutura já consagrada na literatura sobre o tema, tendo como variável dependente o logaritmo neperiano do salário real médio recebido por hora trabalhada (*lnsalhora*). Segundo Hoffmann & Ney (2004), o uso do modelo log-linear é adequado diante da elevada assimetria de distribuição dos rendimentos e efeitos aproximadamente multiplicativos das variáveis explicativas. Portanto, foram estimadas equação anuais descritas conforme a equação (1):

$$\lnsalhor a_i = \alpha + \delta_j H_i + \beta_s X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

Em (1), i representa os trabalhadores do setor sucroenergético; α , o termo constante e ε_i , os erros aleatórios; H_i é o vetor de variáveis explicativas baseadas na Teoria do Capital Humano, representadas nesse estudo por variáveis categóricas para nível de instrução e idade; δ_j o vetor de coeficientes relacionado; X_i é o vetor com variáveis de controles adicionais com respectivos coeficientes β_s . Em resumo, considerou-se, na especificação, as seguintes variáveis:

- Binárias para diferenciar o tipo de ocupação, entre agrícola (*agr*), industrial (*ind*) e administrativa (*adm*), sendo a última a categoria-base.
- Binária para os níveis de instrução, tendo as seguintes categorias: indivíduos analfabetos (*descol1*), com de 1 a 5 anos de estudo (*descol2*), de 6 a 9 anos de estudo (*descol3*), de 10 a 12 anos de estudo (*descol4*) e com mais de 13 anos de estudo (*descol5*), sendo *descol1*, ou os indivíduos sem instrução, a categoria-base.
- Idade e idade ao quadrado, utilizadas na literatura como proxy para experiência no trabalho, sendo que o termo quadrático visa captar a não linearidade dessa relação.
- Sexo (*sex*), por meio de uma binária que assume 1 para masculino e 0 para feminino;
- Tamanho do estabelecimento, por meio de três binárias para estabelecimentos: pequenos, com até 9 empregados; médios, com 10 a 49 empregados; e grandes, com 50 a 500 empregados (sendo os pequenos a categoria-base).
- Região Geográfica, por meio de cinco binárias: Norte (*ufn*), Nordeste (*ufne*), Sudeste (*ufse*), Sul (*ufs*) e Centro-Oeste (*ufco*), sendo a região Sudeste a base;
- Binárias de efeito temporal não linear (*ano*).

3 Resultados e discussão

A Tabela 2 apresenta a evolução do número de trabalhadores formais no setor sucroenergético envolvidos na produção de cana-de-açúcar, açúcar e etanol, de modo agregado, para o Brasil e as duas principais regiões produtoras, para os anos de 2000 a 2016. Nota-se que, para o Brasil como um todo, entre 2000 e 2008, o número de empregos formais no setor registrou um aumento expressivo de 99,6%. Em 2008, atinge-se o maior valor da série histórica avaliada, em número de pessoas ocupadas. No período subsequente, de 2008 a 2016, verifica-se queda de 38,1%, com notável perda de postos de trabalho na região centro-sul (-40,3%). Ao longo do período, a localização dos empregos seguiu predominante na região centro-sul.

Tabela 2: Evolução do número de trabalhadores formais no Brasil e regiões de 2000 a 2016

Ano	Nº trabalhadores			Participação relativa da região Centro-Sul
	Brasil	Centro-Sul	Norte-Nordeste	
2000	642.848	392.624	250.224	61%
2001	735.890	433.170	302.720	59%
2002	764.593	475.086	289.507	62%
2003	831.062	504.930	326.132	61%
2004	900.768	557.742	343.026	62%
2005	982.604	618.161	364.443	63%
2006	1.113.961	745.795	368.166	67%
2007	1.260.711	884.270	376.441	70%
2008	1.283.258	893.018	390.240	70%
2009	1.212.271	823.986	388.285	68%
2010	1.181.846	797.729	384.117	67%
2011	1.153.960	780.107	373.853	68%
2012	1.091.575	741.416	350.159	68%
2013	1.022.320	699.283	323.037	68%
2014	935.009	632.479	302.530	68%
2015	840.281	561.184	279.097	67%
2016	794.911	532.905	262.006	67%

Fonte: Elaboração própria com base em dados da RAIS.

A Tabela 3 traz o número de empregados formais por atividade, conforme a subdivisão agrícola, indústria e administrativo/outros. Percebe-se que o crescimento do número de empregados formais na indústria e nas atividades administrativas foi, em termos relativos, maior do que o de trabalhadores rurais, elevando a participação desses segmentos dentro do setor.

Esta nova configuração desenhada ao longo dos anos, que se verifica na Tabela 3, se deve, em grande medida, ao efeito de mudanças institucionais no setor, com a necessidade de ampliação da mecanização.

Destaca-se o decreto Federal nº 2.661, de 8/7/98, que estabelece a eliminação gradual da queima da cana-de-açúcar no Brasil e, no âmbito dos estados, a lei estadual de São Paulo nº 11.241, que estipulou um cronograma gradativo de extinção da queima da cana-de-açúcar, iniciado na safra 2002, a ser totalmente banida até o ano de 2021 em áreas mecanizáveis, e até 2031 em áreas não mecanizáveis.

Conforme destacado em Moraes (2007), em 2007 foi assinado o protocolo agroambiental, entre a União da Indústria de Cana-de-Açúcar (UNICA) e o governo do Estado de São Paulo, o que antecipou eliminação da queima no Estado de São Paulo (principal região produtora no Brasil). Apesar de o protocolo não ter força de lei, ou seja, não substitui a Lei Estadual nº 11.241, e não ter tido adesão obrigatória, houve grande aceitação dos produtores. Com isso, incentivou-se o processo de mecanização, devido à inviabilização da colheita manual com o fim da queima, tornando a atividade agrícola naturalmente menos trabalho intensiva. Segundo informações da CONAB (2018), na safra 2016/17, a colheita mecanizada no Brasil chegou a 89,8% da produção.

Apesar das vantagens claras associadas às melhorias das condições de trabalho com redução do corte manual, o uso de uma máquina na colheita substitui, em média, o posto de trabalho de 80 cortadores (Smeets et al. 2008). Quando comparamos o número de empregos na atividade agrícola com a pro-

Tabela 3: Evolução do número de trabalhadores formais no Brasil nas diferentes áreas do setor sucroenergético (quantidade e percentual de representatividade dentro da atividade)

	Indústria		Agrícola		Administrativo/outros	
	Quantidade	(%)	Quantidade	(%)	Quantidade	(%)
2000	64.454	10,0%	513.416	79,9%	64.978	10,1%
2001	67.341	9,2%	593.876	80,7%	74.673	10,1%
2002	66.162	8,7%	625.676	81,8%	72.755	9,5%
2003	78.772	9,5%	671.496	80,8%	80.794	9,7%
2004	88.807	9,9%	726.005	80,6%	85.956	9,5%
2005	95.692	9,7%	795.410	80,9%	91.502	9,3%
2006	107.694	9,7%	898.697	80,7%	107.570	9,7%
2007	118.940	9,4%	1.019.269	80,8%	122.502	9,7%
2008	132.923	10,4%	1.023.814	79,8%	126.521	9,9%
2009	139.010	11,5%	948.565	78,2%	124.696	10,3%
2010	144.121	12,2%	908.010	76,8%	129.715	11,0%
2011	150.632	13,1%	861.093	74,6%	142.235	12,3%
2012	146.125	13,4%	804.279	73,7%	141.171	12,9%
2013	143.460	14,0%	740.275	72,4%	138.585	13,6%
2014	135.577	14,5%	665.230	71,1%	134.202	14,4%
2015	127.358	15,2%	591.533	70,4%	121.390	14,4%
2016	126.172	15,9%	555.929	69,9%	112.810	14,2%

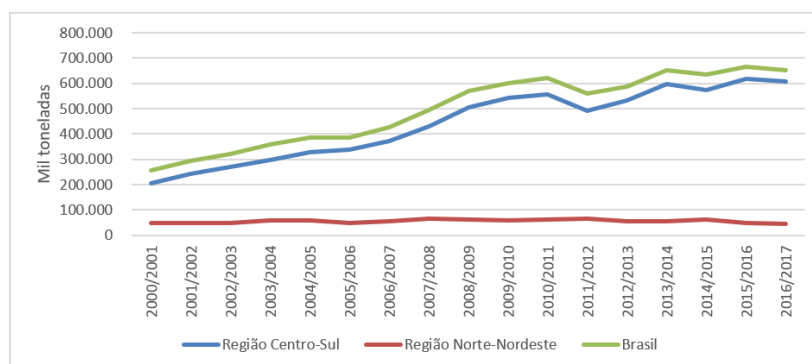
Fonte: Elaboração própria com base em dados da RAIS.

dução de cana de açúcar, percebe-se que há evidência de efeitos significativos provenientes deste processo de mecanização: entre 2008 e 2016, houve redução de 45,7% nos empregos, enquanto a produção em toneladas de cana-de-açúcar cresceu 14,5%, acompanhando o aumento observado no Centro-Sul, entre as safras 2008/09 e 2016/17, conforme apresentado na Figura 2.

Os dados apresentados na Tabela 3 também evidenciam que a redução no número de empregos formais a partir de 2007 ocorreu inicialmente com mais intensidade entre os funcionários da área agrícola das empresas, tendo em vista o avanço rápido da mecanização. Nos últimos anos da série, entretanto, se observa redução relativa importante também na área industrial. Esse último movimento está associado ao fechamento de inúmeras usinas e ao processo de otimização e automação nas empresas.

A partir dos resultados divididos por atividade apresentados na Tabela 4, também é possível verificar que, em comparação com Moraes (2007), este estudo apresenta os mesmos dados totais para o setor agregado, porém, a divisão entre as atividades traz dados bastante distintos. Tal fato se deve à diferença na classificação dos trabalhadores entre os subsetores da indústria sucroenergética.

Conforme mencionado na seção metodológica, este presente estudo classifica os funcionários formais do setor sucroenergético de acordo com a função exercida pelos mesmos e não pela classificação da atividade da empresa em que eles estavam vinculados. Ao utilizar o CNAE da empresa empregadora, um tratorista trabalhando em uma usina cuja atividade principal registrada é a produção de açúcar, por exemplo, seria classificado na atividade “fabricação de açúcar”. No presente estudo, esse mesmo funcionário foi classificado no subsetor “agrícola”, pois, a despeito da atividade principal da empregadora, o mesmo exerce atividade vinculada à área rural, conforme registro advindo do

Figura 2: Produção de cana-de-açúcar, em mil toneladas, por safra.

Fonte: UNICADATA (2018)

CBO. A Tabela 4 apresenta uma síntese desta diferença, para anos selecionados.

Tabela 4: Comparação entre a divisão intrassetorial de atividades do setor sucroenergético, com base em Moraes (2007) e a nova classificação proposta, para os anos de 2000 e 2005

	Ano	Área de Ocupação			Total
		Agrícola	Indústria	Administrativo/ outros	
Moraes (2007)	2000	356.986	285.862	-	642.848
	2005	414.668	567.936	-	982.604
Classificação deste estudo	2000	513.416	64.454	64.978	642.848
	2005	795.410	95.692	91.502	982.604

Fonte: Elaboração própria com base em dados da RAIS e Moraes (2007).

A análise da Tabela 4 explicita a relevância do procedimento metodológico adotado, tendo em vista seu impacto sobre os números desagregados do setor. Ainda que com totais coincidentes, houve importante aprimoramento no que tange à distribuição desses trabalhadores entre as atividades agrícolas, industrial e administrativo/outros. Essa nova classificação também impacta possíveis análises subsequentes sobre o mercado de trabalho do setor, como os salários médios calculados para os diferentes elos desta cadeia – apesar de este dado não ser explorado em Moraes (2007). A Tabela 5 apresenta a evolução do salário médio das três atividades do setor, por região, conforme a classificação do presente estudo.

A evolução dos salários médios para três períodos distintos (2000, 2008 e 2016), separados por região produtora e escolaridade média, encontra-se nas Tabelas 6 (Brasil), 7 (Centro-Sul) e 8 (Nordeste). Observa-se uma clara evolução da escolaridade média dos trabalhadores do setor para o Brasil e para ambas as regiões analisadas, com maior destaque para a Centro-Sul. Nota-se também que os salários são positivamente correlacionados com a escolaridade média e que a média salarial (real, a preços de outubro de 2017, atualizados pelo IPCA) apresentou grande evolução no período.

Silva et al. (2019) destaca que o processo de mecanização abriu novas possibilidades de assimilação de mão de obra mais qualificada e técnica no setor,

Tabela 5: Evolução do salário médio real, por área e região brasileira*

Ano	Brasil			Centro-Sul			Nordeste		
	Indústria	Outros	Agrícola	Indústria	Outros	Agrícola	Indústria	Outros	Agrícola
2000	1.932	2.341	1.049	2.020	2.595	1.255	1.663	1.848	757
2001	2.002	2.368	1.046	2.097	2.586	1.269	1.735	1.942	759
2002	2.066	2.433	1.082	2.159	2.657	1.266	1.781	1.963	805
2003	2.171	2.296	1.129	2.286	2.532	1.336	1.825	1.825	840
2004	2.078	2.337	1.120	2.204	2.589	1.304	1.711	1.832	847
2005	2.080	2.333	1.170	2.223	2.621	1.365	1.655	1.775	862
2006	2.145	2.414	1.262	2.273	2.668	1.425	1.721	1.867	952
2007	2.264	2.569	1.345	2.395	2.784	1.495	1.789	1.986	1.014
2008	2.419	2.798	1.441	2.574	3.094	1.629	1.841	2.012	1.042
2009	2.435	2.980	1.471	2.593	3.315	1.675	1.843	2.072	1.081
2010	2.534	3.009	1.609	2.684	3.336	1.847	1.950	2.115	1.172
2011	2.596	3.091	1.708	2.732	3.429	1.962	2.060	2.139	1.248
2012	2.662	3.135	1.812	2.802	3.435	2.093	2.108	2.250	1.301
2013	2.805	3.233	1.935	2.982	3.544	2.252	2.093	2.295	1.348
2014	2.859	3.268	1.993	3.063	3.600	2.361	2.063	2.275	1.346
2015	2.863	3.297	2.015	3.080	3.646	2.391	2.094	2.271	1.382
2016	2.839	3.286	2.013	3.062	3.651	2.386	2.024	2.216	1.380

Fonte: Elaboração própria com base em dados da RAIS. *a preços de outubro de 2017, deflacionados pelo IPCA.

embora em uma proporção muito menor e com distintos requisitos de qualificação, criando oportunidades para tratoristas, motoristas, mecânicos e pilotos de colhedoras. Baccarin et al. (2011), que analisam apenas o período de 2007 a 2009, apontaram para uma tendência de redução na sazonalidade de emprego nas lavouras, mesmo para os trabalhadores não qualificados. Por outro lado, fatalmente houve a diminuição de postos de trabalho para um grande número de cortadores de cana desprovidos de escolaridade e experiência profissional em outras áreas (Moraes 2007, Ribeiro & Ficarelli 2010, Ferreira Filho 2013). Os resultados das Tabelas 6, 7 e 8 ilustram evidências de tal efeito. De acordo com Abreu et al. (2009), esse fato indica a necessidade de alfabetização, qualificação e treinamento dessa mão de obra, para que ela esteja apta a realizar atividades que exijam maior escolaridade e tenham melhores possibilidades de realocação.

Tabela 6: Evolução do número de empregados e do salário médio real no Brasil por faixa de anos de estudo para 2000, 2008 e 2016*

Anos de estudo	Nº Trabalhadores			Salário Real		
	2000	2008	2016	2000	2008	2016
Analfabeto	120.910	99.925	38.876	728	1.048	1.276
1-5	359.998	610.853	248.294	1.170	1.412	1.712
6-9	105.660	329.496	211.846	1.507	1.652	2.161
10-12	44.179	211.693	252.306	1.964	2.043	2.538
13 ou mais	12.101	31.291	43.589	4.967	6.614	6.309

Fonte: Elaboração própria com base em dados da RAIS. *a preços de outubro de 2017, deflacionados pelo IPCA.

O crescimento dos salários médios seria um efeito esperado, principalmente diante do período expansão do setor até 2008 e subsequente rápida transformação tecnológica vivenciada. No entanto, o aumento do salário médio no setor agregado pode resultar de diferentes processos intrasetoriais, com dinâmicas distintas do ponto de vista do trabalhador. Após esta análise

Tabela 7: Evolução do número de empregados e do salário médio real na região Centro-Sul por faixa de anos de estudo para 2000, 2008 e 2016*

Anos de estudo	Nº Trabalhadores			Salário Real		
	2000	2008	2016	2000	2008	2016
Analfabeto	18.989	25.056	6.315	1.069	1.372	1.545
1-5	241.815	390.281	119.938	1.304	1.203	2.064
6-9	87.060	271.554	156.499	1.544	1.400	2.392
10-12	34.957	178.925	211.448	1.976	2.125	2.681
13 ou mais	9.803	27.202	38.705	4.928	6.599	6.363

Fonte: Elaboração própria com base em dados da RAIS.*a preços de outubro de 2017, deflacionados pelo IPCA.

Tabela 8: Evolução do número de empregados e do salário médio real na região Nordeste por faixa de anos de estudo para 2000, 2008 e 2016*

Anos de estudo	Nº Trabalhadores			Salário Real		
	2000	2008	2016	2000	2008	2016
Analfabeto	101.921	74.869	32.561	1.069	1.372	1.545
1-5	118.183	220.572	128.356	1.304	1.203	2.064
6-9	18.600	57.942	55.347	1.544	1.400	2.392
10-12	9.222	32.768	20.546	1.976	2.125	2.681
13 ou mais	2.298	4.089	4.884	4.928	6.599	6.363

Fonte: Elaboração própria com base em dados da RAIS.*a preços de outubro de 2017, deflacionados pelo IPCA.

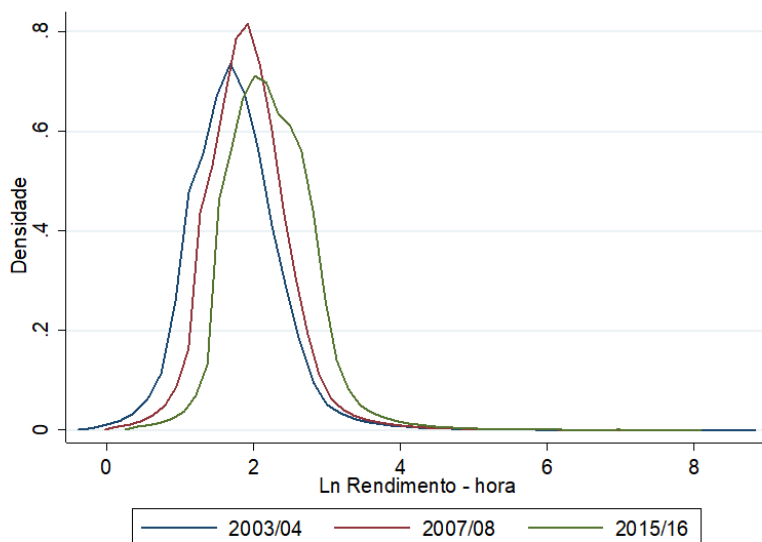
exploratória inicial, discute-se a segunda etapa do estudo, que lança foco nos trabalhadores individuais do setor. Com essa avaliação, explora-se como evoluíram os diferenciais salariais dentro do setor, tanto no período de expansão, quanto no período de declínio, marcado pela imposição da mecanização.

A Figura 3 mostra a distribuição dos salários reais recebidos por hora pelos empregados no setor sucroenergético. Nota-se, primeiramente, o deslocamento à direita da distribuição dos rendimentos entre os biênios 2003/04 e 2007/08, e entre 2007/08 e 2015/16. Ademais, nota-se, no último biênio, uma maior concentração de indivíduos recebendo maiores salários, com certa assimetria positiva dessa distribuição.

De forma complementar, a Figura 4 mostra a distribuição dos salários reais recebidos por hora, mas de forma desagregada, para os empregados dos elos agrícola e industrial do setor. Tanto na produção da cana quanto no elo agroindustrial verificam-se deslocamentos anuais à direita da distribuição. Todavia, há indícios de que os ganhos salariais foram maiores na agricultura. Enquanto no biênio 2003/04 havia um distanciamento relevante entre as distribuições salariais da agricultura e da indústria, em 2015/16 essas distribuições se aproximaram – ainda que com a indústria mantendo uma maior concentração de indivíduos auferindo maiores salários frente aos trabalhadores do campo.

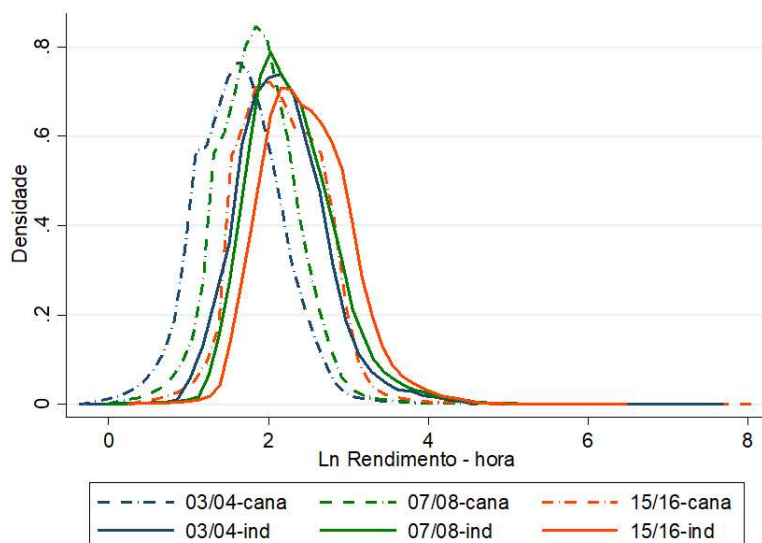
Para aprofundar a análise acerca dos diferenciais de rendimentos intrasetoriais principalmente diante de diferentes características socioeconômicas, do trabalho e locais dos indivíduos, a Tabela 9 apresenta as estimativas das equações de rendimentos para os 3 biênios analisados, assim como as diferenças percentuais de cada grupo frente às respectivas categorias-base para

Figura 3: Distribuição do logaritmo neperiano do salário-hora real dos trabalhadores do setor sucroenergético^a



^aEstimação da função de densidade Kernel com a “regra de bolso de Silverman” para a escolha a largura da janela.

Figura 4: Distribuição do logaritmo neperiano do salário-hora real dos trabalhadores do setor sucroenergético, no setor agrícola (cana) e industrial (ind)



as variáveis categóricas.

Estima-se que, no setor, homens auferem salários cerca de 40% maiores frente às mulheres para cada hora trabalhada, percentual que demonstrou relativa estabilidade no período. Ainda, conforme o esperado diante da literatura teórica e empírica, verificaram-se ganhos salariais com a idade (*proxy* para experiência), mas a taxas decrescentes e sem variações relevantes entre os anos.

Tabela 9: Estimativas das equações de rendimentos para os anos analisados

	2003/04	Diferença Percentual ^a	2007/08	Diferença Percentual ^a	2015/16	Diferença Percentual ^a
ano	0,0001 (0,0005)	0,01	0,0734*** (0,0012)	7,62	0,0123*** (0,0006)	1,24
agr	-0,3175*** (0,0017)	-27,20	-0,2620*** (0,0015)	-23,05	-0,1150*** (0,0015)	-10,86
adm	-0,0505*** (0,0021)	-4,92	-0,0692*** (0,0018)	-6,69	-0,0423*** (0,0018)	-4,14
descol2	0,1276*** (0,0016)	13,61	0,2152*** (0,0015)	24,01	0,1475*** (0,0023)	15,89
descol3	0,2139*** (0,0018)	23,85	0,3200*** (0,0016)	37,71	0,2415*** (0,0024)	27,32
descol4	0,3424*** (0,0022)	40,83	0,4314*** (0,0019)	53,94	0,3639*** (0,0025)	43,89
descol5	1,0061*** (0,0040)	173,49	1,1666*** (0,0033)	221,11	0,9527*** (0,0033)	159,27
idade	0,0441*** (0,0003)		0,0422*** (0,0002)		0,0532*** (0,0003)	
idade2	-0,0005*** (0,0000)		-0,0005*** (0,0000)		-0,0006*** (0,0000)	
sex	0,3408*** (0,0019)	40,61	0,3178*** (0,0015)	37,41	0,3560*** (0,0019)	42,76
medio	0,0449*** (0,0019)	4,59	0,0372*** (0,0018)	3,79	0,1150*** (0,0027)	12,19
gde	0,0967*** (0,0014)	10,15	0,0595*** (0,0013)	6,13	0,2629*** (0,0020)	30,07
ufn	-0,2220*** (0,0073)	-19,91	-0,1240*** (0,0058)	-11,66	-0,2966*** (0,0062)	-25,62
ufne	-0,4299*** (0,0012)	-34,88	-0,1543*** (0,0014)	-14,27	-0,4801*** (0,0013)	-38,12
ufs	-0,3710*** (0,0020)	-31,00	-0,1077*** (0,0017)	-10,15	-0,3122*** (0,0025)	-26,80
ufco	-0,0777*** (0,0018)	-7,41	0,0054*** (0,0016)	0,54	-0,0435*** (0,0019)	-4,21
constante	0,5680 (0,9747)		-146,6644*** -24,883		-24,1370*** -12,021	
N	1.296.243		1.589.630		849.576	
sigma_u	0,421		0,396		0,375	
sigma_e	0,243		0,244		0,188	
rho	0,749		0,725		0,799	
Prob > chi2	0,0000		0,0000		0,0000	

Fonte: Resultados originais da pesquisa. Notas: ^a Diferença percentual frente aos salários da categoria base. Sendo b o coeficiente, a diferença é calculada como 100[exp(b)-1]% (Hoffmann & Ney 2004).

Quanto às regiões geográficas, para todos os anos, foram estimados diferenciais salariais negativos frente ao Sudeste (categoria-base). Mas, comparando-se os dois primeiros biênios analisados (2003/04 com 2007/08), que caracterizam o período de forte expansão do setor, verificou-se uma aproximação das médias salariais entre as regiões. Já no período subsequente, caracterizado pela expansão da mecanização, os diferenciais de salários entre as regiões se aprofundaram novamente diante da forma geograficamente desigual que marcou esse processo.

Também conforme esperado, para os três biênios analisados verificam-se ganhos salariais positivamente relacionados com tamanho dos estabelecimen-

tos. Esse diferencial aumentou entre 2007/08 e 2015/16. O período entre os biênios destacados corresponde a um período de crise no setor, com o fechamento de várias unidades industriais. Com isso, tal resultado de aprofundamento da vantagem salarial dos estabelecimentos de maior porte no período também pode indicar um melhor desempenho destas empresas no enfrentamento do período de retração (empresas mais eficientes devem ter apresentado maior taxa de crescimento nesse período).

Voltando-se às principais variáveis de interesse do estudo, verifica-se uma aproximação entre os salários-hora médios pagos na atividade agrícola e aqueles pagos para os trabalhadores industriais e administrativos, controladas as demais características. Enquanto os salários administrativos se mantiveram praticamente estáveis frente aos industriais, o diferencial entre os salários administrativos e os agrícolas recuou de 27,2% em 2003/04 para 23,05% em 2007/08 e então para apenas 10,86% em 2015/16 (Tabela 9).

Seja no primeiro período analisado, marcado pelo crescimento e maior demanda por investimentos no setor, ou no segundo, marcado pela importante transformação tecnológica e pela substituição do trabalho pouco qualificado, envolvido no corte manual, por empregos de qualificação – apesar do menor número absoluto de empregos –, evidencia-se que o dinamismo do setor se refletiu em ganhos salariais.

Entre 2003/04 e 2007/08, de modo geral, aumentaram os diferenciais salariais relacionados ao grau de instrução no setor, sobretudo para os trabalhadores com mais de 13 anos de estudo, que, no primeiro biênio, auferiam salários 173,49% maiores que os recebidos por pessoas sem instrução, percentual que aumentou para 221,11% no biênio 2007/08. Por outro lado, comparando-se 2007/08 e 2015/16, marcou o setor a diminuição dos diferenciais salariais por níveis de instrução.

Conforme destacado em Pianta et al. (2009), o avanço tecnológico pode, por um lado, causar a ampliação das diferenças salariais dentro de uma indústria quando partes dos melhores retornos obtidos são apropriadas por gestores e trabalhadores mais qualificados. Por outro lado, se o avanço tecnológico proporciona a difusão do conhecimento de modo que novos processos e bens de capital distribuem competências e aumentam a produtividade dos trabalhadores menos qualificados, esse pode levar à redução de diferenciais salariais. No caso do setor sucroenergético entre 2007 e 2016, evidências apontam para uma maior força do processo em que mesmo os trabalhadores menos qualificados auferem ganhos com o avanço tecnológico.

Aprofundando-se na questão regional, a Tabela 10 apresenta as estimativas das equações de rendimentos para os biênios inicial e final, desagregando os trabalhadores das regiões Centro-Sul e Nordeste. Em ambas as regiões, verificam-se tendências similares àquelas observadas em âmbito nacional e descritas anteriormente. Porém, comparando-se a região Nordeste com o Centro-Sul, verifica-se que a região Nordeste ainda concentra maiores desigualdades entre os salários-hora médios pagos na atividade agrícola e aqueles pagos para os trabalhadores industriais e administrativos, controladas as demais características.

Apesar dessa característica, é importante mencionar que a diferença entre os salários dos trabalhadores das áreas administrativas e agrícola tem apresentado recuo não desprezível, passando de 42,68% em 2003/04 para 21,95% em 2015/16. O diferencial de salário administrativos, por sua vez, se manteve

praticamente estável no Nordeste frente aos industriais no período em análise.

Em relação à escolaridade, o Nordeste também apresentou diferencial mais elevado para os trabalhadores com maior anos de estudo, visto que o rendimento aumenta de maneira mais significativa entre as diferentes faixas de escolaridade.

Tabela 10: Estimativas das equações de rendimentos por região (Nordeste e Centro-Sul)

	2003/2004		2015/2016	
	Nordeste	Centro-Sul	Nordeste	Centro-Sul
agr	-0,4268*** (0,0040)	-0,2902*** (0,0020)	-0,2195*** (0,0031)	-0,0817*** (0,0017)
adm	-0,0763*** (0,0050)	-0,0593*** (0,0027)	-0,0781*** (0,0039)	-0,0342*** (0,0024)
descol2	0,1239*** (0,0022)	0,0619*** (0,0029)	0,1239*** (0,0027)	0,1746*** (0,0056)
descol3	0,2820*** (0,0037)	0,1117*** (0,0031)	0,1747*** (0,0031)	0,2823*** (0,0056)
descol4	0,4597*** (0,0054)	0,2270*** (0,0034)	0,2957*** (0,0038)	0,3988*** (0,0056)
descol5	1,3454*** (0,0190)	0,8306*** (0,0080)	1,0555*** (0,0137)	0,9569*** (0,0071)
Controle idade	Sim	Sim	Sim	Sim
Controle tam. estabelecimento	Sim	Sim	Sim	Sim
Controle anual	Sim	Sim	Sim	Sim
Controle estados	Sim	Sim	Sim	Sim

Fonte: Resultados originais da pesquisa. Notas: Erro padrão nos parênteses; * p < 0,10, ** p < 0,05, *** p < 0,01.

4 Conclusões

A proposta metodológica apresentada para a divisão dos trabalhadores do setor sucroenergético entre as atividades agrícola, industrial e administrativo/outros permitiu uma melhor avaliação da estrutura de distribuição dos empregos neste mercado. Comparativamente a estudos anteriormente realizados, verifica-se uma maior proporção de empregos na área agrícola, que antes eram avaliados como empregos industriais devido à elevada integração vertical do setor.

Na análise do período selecionado, a agroindústria sucroenergética sofreu diversas transformações de ordem institucional e mercadológica, que geraram diferentes efeitos sobre o mercado de trabalho no setor.

Os resultados destacam a grande expansão do número de empregos e salários até 2008, com diferenciais de salários entre os trabalhadores do setor, em geral apresentando redução. Mas houve queda no número de ocupações no período posterior até 2016. Por outro lado, nesse mesmo período, avaliou-se um crescimento da qualidade das ocupações, com crescimento da proporção de trabalhadores com maior escolaridade no total de empregos e elevação dos salários reais.

Destacou-se na configuração deste contexto o processo de mecanização da colheita, notadamente na região Centro-Sul, o que impactou na redução significativa de empregos na área agrícola. Porém, o avanço tecnológico trouxe evoluções importantes, como a possibilidade de empregos de melhor qualidade e ganhos salariais, que foram verificados inclusive entre os trabalhadores menos qualificados. Também se verificaram efeitos da crise do setor, que teve influência expressiva principalmente na queda de empregos na indústria entre 2008 e 2016.

Por fim, é preciso reconhecer que a análise conduzida aqui não tem a pretensão de esgotar o assunto. Novos trabalhos visando avaliar o impacto da mecanização sobre o fluxo migratório dos trabalhadores rurais, os ganhos de produtividade do trabalho nos diferentes subsetores da indústria sucroenergética e as novas ocupações dos antigos cortadores de cana-de-açúcar, por exemplo, serão fundamentais para ampliar o conhecimento sobre o tema e direcionar medidas de caráter público ou privado nessa área.

Referências Bibliográficas

- Abreu, D., Moraes, L. A., Nascimento, E. N. & Oliveira, R. A. (2009), 'Impacto social da mecanização da colheita de cana-de-açúcar', *Revista de Medicina do Trabalho* 4(6), 3–11.
- Baccarin, J. G. (2015), 'Mudanças tecnológicas recentes e ocupação canavieira no centro-sul do Brasil', *Revista Laborativa* 4(1), 56–78.
- Baccarin, J. G., Gebara, J. J. & Borges Junior, J. C. (2011), 'Expansão canavieira e ocupação formal em empresas sucroalcooleiras do Centro-Sul do Brasil, entre 2007 e 2009', *Rev. Econ. Sociol. Rural* 49(2), 493–506.
- Beiral, P. R. S. (2011), *O mercado brasileiro de etanol: concentração e poder de mercado sob a ótica da Nova Organização Indústria Empírica. Dissertação de Mestrado*, Master's thesis, Piracicaba: ESALQ-USP. (Dissertação de Mestrado).
- Castro, N. R., Almeida, A. N., Barros, G. S. C. & Morais, A. C. P. (2016), 'Diferencial de rendimentos no agronegócio: uma análise a partir dos dados da PNAD Contínua', in *54º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural - Anais Eletrônicos Sober 2016*, Maceió: SOBER.
- CONAB (2017). *Perfil do Setor do Açúcar e do Etanol no Brasil*, v.1, Brasília: CONAB.
- CONAB (2018). *Acompanhamento da Safra Brasileira – Cana-de-Açúcar. Terceiro Levantamento*, v. 5 – Safra 2018/19, v. 5, Brasília: CONAB, p. 1–71.
- Ferreira Filho, J. B. S. (2013), 'Food security, the labor market, and poverty in the brazilian bio-economy', *Agricultural Economics* 44, 85–93.
- Gilio, L. (2015), *Análise dos impactos socioeconômicos da expansão do setor sucroenergético*, Master's thesis, Piracicaba: ESALQ-USP. (Dissertação de Mestrado).

- Gilio, L. & Castro, N. R. (2016), 'Avaliação de aspectos limitantes ao crescimento do etanol e o setor sucroenergético no Brasil', *Revista Eletrônica de Energia* 6(1), 58–74.
- Gilio, L., Moraes, M. A. F. D., Moreira, G. C. & Guardia, A. F. T. S. (2015), 'Restrição à Propriedade e Arrendamento de Terras por Estrangeiros: Evidências sobre Efeitos nas Decisões de Investimento do Setor Sucroenergético', *Economic Analysis of Law Review* 6, 356–372.
- Greene, W. H. (2008), *Econometric Analysis*, Fifth edition, USA, Upper Saddle River, NJ.
- Hoffmann, R. & Ney, M. G. (2004), 'Desigualdade, escolaridade e rendimentos na agricultura, indústria e serviços, de 1992 a 2002', *Economia e Sociedade* 13(2), 51–79.
- Hoffmann, R. & Oliveira, F. C. R. (2008), 'Evolução da remuneração das pessoas empregadas na cana-de-açúcar e em outras lavouras, no Brasil e em São Paulo'. in *46º Congresso da Sociedade Brasileira Economia, Administração e Sociologia Rural - Anais do 46º Congresso da SOBER*, Rio Branco: SOBER.
- Kutas, G., Phillips, L. & Sousa, E. L. (2016), 'Perspectivas do Mercado Internacional', *AgroAnalysis* 36(5), 43.
- Moraes, M. A. F. D. (2007), 'O mercado de trabalho da agroindústria canavieira: desafios e oportunidades', *Economia Aplicada* 11(4), 605–619.
- Moraes, M. A. F. D. & Zilberman, D. (2014), *Production of ethanol from sugarcane in Brazil*, London: Springer.
URL: <http://dx.doi.org/10.1007/978-3-319-03140-8>
- Moraes, M. A. F. D., Zilberman, D. & Rodrigues, L. (2014), *The free market: The profound changes and the new agenda*, New York: Springer, cap. 14.
- Moraes, M. L. & Bacchi, M. R. P. (2014), 'Etanol, do início às atuais fases de produção', *Revista de Política Agrícola* 4, 5–22.
- Oliveira, F. C. (2009), *Ocupação, emprego e remuneração na cana-de-açúcar e em outras atividades agropecuárias no Brasil, de 1992 a 2007*, Master's thesis, Piracicaba: ESALQ-USP. (Dissertação de Mestrado).
- Pianta, M., Angelini, E. C. & Farina, F. (2009), 'Innovation and wage polarisation in Europe', *International Review of Applied Economics* 23(3), 309–325.
- Ribeiro, H. & Ficarelli, T. R. A. (2010), 'Sugarcane Burning and Perspectives for Harvesters in Macatuba', *Saúde e Sociedade* 19(1), 48–63.
- Rodrigues, L. & Bacchi, M. R. P. (2016), 'Light fuel demand and public policies in Brazil, 2003-2013', *Applied Economics* 54, 5300–5313.
- Santos, G. R., Garcia, E. A. & Shikida, P. F. A. (2015). *A Crise na Produção do Etanol e as Interfaces com as Políticas Públicas*, Brasília: IPEA.
URL: Disponível em: <<http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/4259>>
- Silva, R. P., Gilio, L. & Castro, N. R. (2019), 'Impactos da eliminação da queimada da cana sobre o setor sucroenergético: uma análise de equilíbrio geral'. *Revista Econômica do Nordeste*, Nordeste 50(1), 9-21.

Smeets, E., Junginger, M., Faaij, A., Walter, A. & Dolzan, P. (2008), 'The sustainability of Brazilian ethanol - An assessment of the possibilities of certified production', *Biomass & Bioenergy* 32(8), 781–813.

Solowiejczyk, A. & Costa, R. P. F. (2013), 'O controle de preço da gasolina pode ser fatal', *Agroanalysis* 82, 21–22. (acesso em abril de 2017).

URL: Disponível em: <http://www.agroanalysis.com.br/materia_detalhe.php?id-Materia=1415>

Toneto Junior, R. & Liboni, L. B. (2008), 'Evolução recente do mercado de trabalho da cana-de-açúcar no Brasil (1995-2006)', *Organizações Rurais e Agroindustriais* 10(3), 455–474.

UNICADATA (2018), *Histórico de produção e moagem*. (acesso em abril de 2018).

URL: Disponível em: <<http://www.unicadata.com.br/historico-de-producao-e-moagem.php?idMn=32&tipoHistorico=4>>

DETERMINANTES DO APROVEITAMENTO FINAL DE PONTOS DAS EQUIPES NOS CAMPEONATOS BRASILEIRO E ARGENTINO DE FUTEBOL

JACY DE FREITAS ALVES *
JADER FERNANDES CIRINO †
FRANCISCO CARLOS DA CUNHA CASSUCE ‡

Resumo

O estudo analisa os determinantes do aproveitamento percentual de pontos dos times ao final dos campeonatos brasileiro e argentino de futebol da primeira divisão no período 2006-2017. Através da regressão beta, verificou-se que o valor de mercado médio dos jogadores da equipe, entendido como *proxy* da qualidade do elenco, e a manutenção do mesmo treinador ao longo do campeonato foram cruciais para o melhor desempenho dos clubes nas duas ligas. Portanto, visando aumento de receitas para os clubes na forma de premiação e venda de ingressos, produtos licenciados e programas de sócio-torcedor, os gestores devem considerar fortemente tais variáveis.

Palavras-chave: futebol, desempenho, campeonato nacional, Brasil, Argentina.

Abstract

The study analyzes the determinants of percentage points achievement of the teams at the end of the Brazilian and Argentine first division soccer championships in the period 2006-2017. Through beta regression, it was found that the average market value of the team players and the maintenance of the same coach throughout the championship were crucial for the better performance of the clubs in the two leagues. Therefore, in order to increase revenue for clubs in the form of awards and sales of tickets, licensed products and partner-fan programs, managers should strongly consider such variables.

Keywords: soccer, performance, national championship, Brazil, Argentina.

JEL classification: Z20, L21, M21

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea154821>

* Universidade Federal de Viçosa (UFV), Brasil. E-mail: jacyalves29@gmail.com

† Universidade Federal de Viçosa (UFV), Brasil. E-mail: jader.cirino@ufv.br

‡ Universidade Federal de Viçosa (UFV), Brasil. E-mail: francisco.cassuce@ufv.br

1 Introdução

O futebol é o esporte mais popular do mundo (Hoffmann et al. 2002, Papanikos 2017) em razão de fatores como seu alto grau de imprevisibilidade e regras de fácil entendimento, fazendo com que ele seja acompanhado de perto por milhões de pessoas ao redor do planeta (Aidar & Faulin 2013). De acordo com dados da Federação Internacional de Futebol (FIFA), citados por Conmebol (2013), o futebol já contava, em 2006, com 265 milhões de jogadores e jogadoras profissionais em atividade em todo o planeta, além de 5 milhões de árbitros e funcionários. Tais números contribuem para a difusão da atividade na indústria do entretenimento, possibilitando a abertura de novos mercados no mundo dos negócios. Além disso, Ribeiro & Lima (2012) apontam que o esporte vem passando por uma transformação tanto institucional quanto gerencial, onde os clubes deixaram de ser simples organizações esportivas para se tornarem grandes empreendimentos, com elevadas receitas associadas principalmente ao alto preço dos ingressos, transferências de jogadores, premiação das competições e direitos de imagem.

No Brasil, o futebol pode ser considerado uma identidade cultural do povo e, mais que isso, um modelo de expressão da sociedade brasileira. Isso porque tal esporte demanda estilo de jogo e exigência técnica que se encaixam nas características socioculturais da população brasileira, de modo que as pessoas se identificam com situações e emoções ocorridas dentro de campo. O futebol é uma maneira do povo brasileiro extravasar emoções profundas como paixão, ódio, prazer, alegria, tristeza, força e muitas outras (Daolio 2000, Guedes 2014).

Essa identidade cultural com o futebol não é muito diferente na Argentina. Apesar de nos primeiros anos, o futebol ter sido uma atividade elitista, apenas de ingleses, com o passar do tempo as raízes latinas no país prevaleceram para que o referido esporte se tornasse paixão nacional, principalmente depois que os primeiros times trocaram seus nomes ingleses por outros mais próximos da cultura argentina. Cicciaro & Puccio (2010) e Guedes (2014) mencionam que o futebol na Argentina alcançou tamanha identificação com o povo que o mesmo é capaz de construir amizades ou causar lutas agressivas entre os torcedores que vão até as últimas consequências para defender seu time de futebol. Em sua pesquisa, Cicciaro & Puccio (2010) afirmam que 70% dos torcedores entrevistados já se envolveram pelo menos uma vez em atos violentos em caso de derrota do seu clube de coração. Ademais, no período 2008-2017, a média anual de 9 torcedores mortos em virtude da violência relacionada ao futebol na Argentina foi maior do que a verificada, por exemplo, no auge da violência entre as torcidas na Inglaterra, que fora de 6 entre o período 1974-1989 (Trejo et al. 2019).

Assim, percebe-se que o significado do futebol na Argentina é tamanho que o mesmo deixou de ser apenas atividade de entretenimento para se tornar fator que interfere na personalidade das pessoas e no relacionamento cultural das mesmas com a sociedade.

No Brasil, o setor de esportes representou em 2012, aproximadamente, 1,6% do PIB do país, sendo o futebol responsável por 53% do total produzido pelo ramo em questão. Em termos quantitativos, cerca de 0,8% do PIB brasileiro foi composto pelo futebol. Este montante está relacionado às transações entre clubes, entidades esportivas, mídia, comércio, vestuário, artigos e equipamentos, dentre outros. Além dessas atividades, indiretamente, o setor tem

impacto nas indústrias de alimentação, transporte, hotelaria e comunicação (Pluri Consultoria 2012).

Na economia argentina, o futebol também possui importante impacto econômico, representando cerca de 1,3% do PIB do país em 2013. Tal produção equivale não apenas aos clubes, mas também aos setores que fazem parte da cadeia que é ligada diretamente ao futebol como as empresas de publicidade, comunicação, turismo, bilheteria e exportação de atletas (Coremberg et al. 2015).

Diante do contexto em que os clubes da primeira divisão, tanto do campeonato brasileiro quanto do argentino, têm papel altamente relevante na produção do setor futebol em seus respectivos países, já que são os detentores da maior parte das transações financeiras no futebol local, faz-se necessário entender quais os aspectos relevantes na determinação do desempenho das equipes em suas ligas nacionais. Tal análise permitirá que as agremiações busquem alternativas para melhorar o desempenho dentro de campo e, conseqüentemente, fora dele, pois um desempenho satisfatório na liga nacional gera aumento de receitas, principalmente com premiação e venda de ingressos e programas de sócio-torcedor.

Este aumento nas receitas possibilita maior capacidade de investimento no futebol e, assim, torna-se viável a montagem de elencos mais fortes, elevando a competitividade nos torneios. Como resultado, tem-se maior comprometimento da torcida, o qual se reflete na elevação de público nos jogos, aumento das cotas de sócio-torcedor e da compra de produtos licenciados com a marca do clube, gerando deste modo, um ciclo virtuoso (Pluri Consultoria 2014a).

Sendo assim, este trabalho tem por finalidade abordar quais são os principais determinantes do desempenho dos clubes, em termos do aproveitamento percentual relacionado ao número de pontos ao final do torneio, nos campeonatos brasileiro e argentino da primeira divisão no período entre 2006 e 2017. O intervalo de tempo escolhido para análise foi este porque a partir de 2006 é possível obter as informações para todos os clubes participantes da amostra, ao passo que 2017 é o ano em que se teve os campeões nacionais mais recentes quando da elaboração do estudo.

A escolha das ligas nacionais de Brasil e Argentina se deve primeiro ao fato de que as duas são as únicas da América do Sul que estavam, segundo a Pluri Consultoria (2014b), entre as 15 mais valiosas do mundo em termos de valor de mercado dos elencos para as temporadas de 2012, 2013 e 2014. Ademais, até o ano de 2017, os clubes dos dois países eram responsáveis por mais de 70% dos títulos da Libertadores da América, a principal competição continental da América do Sul, o que torna este um diferencial a mais para a escolha das duas ligas nacionais.

Em termos de contribuição para a Economia do Esporte, a pesquisa traz abordagem inédita e atual sobre o tema no Brasil e na Argentina, a qual pode fornecer subsídios para a ação dos agentes ligados ao esporte profissional nos países em questão.

A hipótese central desta pesquisa é que o valor de mercado médio dos jogadores, assim como verificado por Gerhards & Mutz (2017) para as principais ligas de futebol europeias, é o principal fator determinante para a classificação final nos campeonatos brasileiro e argentino de futebol, uma vez que tal medida é considerada como característica principal para mensurar a qualidade dos elencos. Acredita-se, portanto, que possuir um elenco valioso, de modo geral, eleva o aproveitamento dos clubes ao fim do torneio. Além do valor de mercado, o estudo analisa o impacto das seguintes variáveis para o sucesso

nas duas principais ligas sul-americanas: flutuação do elenco, desproporção do valor de mercado entre os atletas do mesmo plantel, presença de jogadores estrangeiros, coeficiente de variação da idade do elenco, recém-promoção da segunda divisão, número de jogos simultâneos à liga em outras competições e quantidade de treinadores ao longo do campeonato.

Dessa forma, o objetivo geral do artigo é identificar variáveis que interferem no aproveitamento final, dado em percentual de pontos ganhos em relação ao total de pontos disputados, nas ligas brasileira e argentina de futebol. Especificamente, busca-se comparar os campeonatos nacionais do Brasil e Argentina, apontando suas principais diferenças e pontos em comum.

2 Revisão de Literatura

Essa seção apresenta trabalhos seminais sobre a Economia do Esporte e estudos empíricos voltados para o futebol relacionados ao tema do presente artigo.

Entre o primeiro grupo de trabalhos, o estudo de Sloane (1971) é o único que trata do futebol inventado pelos ingleses, onde a criação e estrutura dos clubes de futebol é dada de forma diferente da que é feita pelas equipes dos esportes norte-americanos que são criados como empresas visando principalmente obter lucro. Dessa forma, o referido autor fornece subsídios para esta pesquisa, na medida em que considera que os clubes buscam maximizar, além do lucro, a utilidade da instituição.

A maximização da utilidade, dependendo de seu grau, pode exigir uma restrição mínima nos lucros. Esta discussão acerca da maximização do lucro no esporte teve início com as obras de Rottenberg (1956), Neale (1964) e Jones (1969), onde os mesmos discutem, para os esportes norte-americanos, quais seriam os agentes maximizadores e quais ações seriam as mais adequadas para que o ator em questão alcançasse seus objetivos. Diferente destes autores, Sloane (1971), analisando o caso do futebol inglês, acredita que o pressuposto da maximização da utilidade pode fornecer previsões mais válidas que o da maximização de lucro não só nos esportes profissionais, mas também em outras formas de entretenimento.

Adicionalmente à esta discussão existente na origem dos trabalhos acerca da Economia do Esporte sobre o que os clubes maximizam, Fort & Quirk (2004) e Késenne (2006) debatem sobre a diferença na escolha por jogadores talentosos entre as ligas onde os clubes maximizam o percentual de vitórias, caso das ligas europeias de futebol, para as ligas em que os proprietários das equipes visam lucro, caso das ligas esportivas norte-americanas. Fort & Quirk (2004) afirmam que no primeiro caso, o preço e a demanda pelos atletas mais talentosos é pelo menos tão grande quanto na segunda situação. Dessa forma, apesar de participar de ligas em que o foco de maximização é distinto, os proprietários têm que arcar com, no mínimo, o mesmo ônus para adquirir os melhores atletas e maximizar seus objetivos.

Késenne (2006) pondera ainda que a maximização do percentual de vitórias só seria possível se os clubes maximizassem a quantidade de jogadores talentosos em suas equipes. Ao comparar os dois tipos de maximização, o autor expõe que existem diferenças na composição do mercado de atletas em ambos os casos, já que nas ligas onde os clubes visam maximizar as vitórias há maior mobilidade internacional de jogadores do que nas ligas onde as equipes visam maximizar os lucros. Assim, o estudo conclui que nas ligas cujo foco dos

clubes é a maximização das vitórias, a demanda por atletas talentosos é maior e sua distribuição é mais desigual do que nas ligas cujo objetivo é maximizar os lucros.

Retomando o trabalho de Sloane (1971), o estudo aponta que a questão da maximização da utilidade se refere ao fato de que o clube, diferente de uma empresa, se enquadra mais em um sistema unitário do que em um sistema pluralista de interesses divergentes. Isso porque como o que é julgado na indústria do futebol é o desempenho do time, o objetivo de todos os membros do clube é o sucesso dentro de campo e não o lucro. A lealdade dos torcedores e diretores ao clube por si só produz utilidade, de modo que estes estão dispostos a doar dinheiro visando obter sucesso dentro do campo. Portanto, o empresário ligado a um time de futebol, ao investir nele, busca maximizar também sua própria utilidade.

No futebol brasileiro e argentino, os clubes, em sua fundação, não tinham o propósito de se tornar grandes empreendimentos lucrativos, mas sim buscar ter uma instituição que pudesse, na prática do esporte, representar um bairro, cidade ou uma camada da população. Prova disso é que, diferente do que aconteceu na Inglaterra, onde o futebol é profissionalizado desde 1896, no Brasil e Argentina o esporte passou por uma fase amadora, onde a prática era dada simplesmente com o intuito de entreter e os clubes eram pautados em uma gestão coletiva baseada em uma composição jurídica de associação civil sem fins lucrativos (Gil 2003).

Portanto, ao mencionar que a maximização da utilidade pode ser o principal foco de um clube, acredita-se que esta assertiva se encaixa melhor na realidade vivida pelos clubes brasileiros e argentinos, visto que a profissionalização da gestão do futebol buscando melhorar os resultados financeiros da instituição se deu em um período relativamente recente se comparado ao futebol inglês. Destaca-se, também, que no futebol brasileiro e argentino existem agentes que investem nos clubes com o intuito de maximizar sua própria satisfação, na medida que, ao aumentar o investimento no clube de coração, eleva-se a possibilidade de o investidor vê-lo campeão.

A ação de agentes financeiros no Brasil, como Leila Pereira e Paulo Nobre no Palmeiras, e na Argentina, como Marcelo Tinelli no San Lorenzo, são exemplos de empresários que participam diretamente da vida financeira do clube ajudando em contratações e prêmios. Nesses casos, a relação com o time vai além do simples objetivo de obter ganhos financeiros, pois eles também visam maximizar sua própria utilidade na medida que, a partir do financiamento particular, buscam ver a equipe para qual torcem sempre no mais alto nível possível. Ademais, muitas das vezes tais agentes tem interesse em desempenhar cargos políticos dentro dos clubes, sendo o caso dos três citados.

Passando-se para estudos empíricos relacionados ao desempenho esportivo das equipes de futebol, tem-se que os condicionantes microeconômicos estariam ligados a elementos técnicos, estruturais e psicológicos dos clubes, tais como qualidade do elenco, mando de campo, estratégia na partida e apoio da torcida. Palomino et al. (1998), através da união de teoria dos jogos com análise econométrica, usaram tais variáveis como suporte para observar como essas características alterariam a probabilidade de marcar gols dos times de futebol da Itália, Inglaterra e Espanha para as temporadas de 1995 a 1998. Como resultado, os autores afirmam que os elementos utilizados são conjuntamente importantes para a referida probabilidade.

Os determinantes macroeconômicos estão relacionados a aspectos gerais

da economia em que os clubes se enquadram, tais como o PIB per capita, taxa de desemprego, tamanho da população, fator geográfico e origem cultural da localidade em que o clube tem sua sede. Hoffmann et al. (2002) fizeram um estudo com esse foco para identificar a conexão que existe entre o nível de desenvolvimento de uma nação e o sucesso no futebol. Para tanto, usaram o aporte econométrico tendo como variável dependente o número de pontos no ranking FIFA para o ano de 2001. Os resultados mostraram que o fato do país ser latino, o PIB per capita e o fator geográfico são condicionantes significativos para o desempenho de uma seleção no referido *ranking*.

Gerhards & Mutz (2017) analisaram os fatores que impactaram no sucesso dos clubes nas ligas nacionais europeias, onde aspectos como o valor de mercado do time, desproporção de valor de mercado dos atletas, diversidade cultural e grau de flutuação dentro do elenco foram usados como variáveis para determinar o desempenho, em termos de pontuação, ao final das competições nacionais. Para tal aferição, abrangeu-se as temporadas de 2011/12 a 2015/16 para as 12 principais ligas nacionais da Europa. De modo geral, os autores afirmam que o sucesso no futebol profissional é fruto principalmente do nível de investimento financeiro em elenco, já que, segundo os mesmos, 2/3 da variância no desempenho da equipe depende do valor de mercado dos jogadores.

Na literatura brasileira, existem estudos que relacionam a questão dos determinantes econômicos com o desempenho das equipes em competições nacionais, assim como outros fatores que interferem na competitividade e equilíbrio do esporte no Brasil.

Araújo Jr et al. (2005) utilizaram em sua pesquisa variáveis socioeconômicas e políticas para determinar o desempenho dos clubes de cada estado no campeonato brasileiro de futebol no período de 1971 a 1998. De modo geral, os autores inferem que a ação política dos dirigentes das federações e dos clubes interferiu negativamente na probabilidade de sucesso das equipes na liga nacional, ao passo que a renda per capita do estado impactou positivamente nas chances de uma equipe de determinado estado ser bem-sucedida no torneio.

Buscando realizar uma análise de como mudanças institucionais no futebol brasileiro interferiram na competitividade da liga, Drummond et al. (2010) discutiram de que forma tais mudanças, como a criação da Lei Pelé e a alteração do formato de disputa e da quantidade de times participantes, modificaram o equilíbrio competitivo do torneio. Em suma, afirmam que as reformulações no formato do campeonato foram benéficas para o aumento da competitividade da liga nacional.

Complementando esta questão do equilíbrio competitivo da liga brasileira, Gasparetto & Barajas (2016) concluem em seu trabalho que, comparativamente, o campeonato brasileiro é mais equilibrado do que as principais ligas europeias de futebol. Os autores, assim como Drummond et al. (2010), utilizaram os índices de balanço competitivo Herfindahl e C4 para inferir sobre o tema supracitado.

Importante destacar que os textos econômico-científicos sobre futebol no Brasil ainda são incipientes, haja vista a reconhecida popularidade nacional do esporte. Nesse sentido, Drummond et al. (2010) colocam que somente a partir dos anos 2000 começaram a surgir mais pesquisas sobre o tema. Além dos três estudos já citados anteriormente, enquadram-se nessa perspectiva os trabalhos de Giovannetti et al. (2006), Madalozzo & Villar (2009), Araujo Jr

et al. (2018), Shikida, Carraro & Júnior (2018) e Shikida, Araujo Jr & Pinho (2018).

Diante do apresentado, o presente estudo faz uma adaptação do trabalho de Gerhards & Mutz (2017) para o continente sul-americano, enfatizando os campeonatos brasileiro e argentino de futebol. Diferente dos outros trabalhos citados anteriormente, esta pesquisa busca fazer uma análise das ligas nacionais de Brasil e Argentina comparando as mesmas e considerando variáveis que ainda não haviam sido levadas em conta conjuntamente em estudos anteriores.

3 Metodologia

O presente estudo analisa os determinantes para o aproveitamento final de pontos dos clubes participantes dos campeonatos da primeira divisão do futebol brasileiro e argentino no período entre 2006 e 2017. Para essa situação na qual a variável de resposta y é medida continuamente no intervalo $0 < y < 1$, Ferrari & Cribari Neto (2004) propuseram a classe de modelos de regressão beta¹. Conforme os autores, tais modelos são baseados na hipótese adequada de que a variável de resposta é beta distribuída, uma vez que a distribuição beta é bastante flexível para modelar proporções como a proposta no presente estudo.

A densidade beta é dada por:

$$\pi(y; p, q) = \frac{\Gamma(p+q)}{\Gamma(p)\Gamma(q)} y^{p-1} (1-y)^{q-1}, \quad 0 < y < 1 \quad (1)$$

onde $p > 0$, $q > 0$ e $\Gamma(\cdot)$ é a função gama conforme segue:

$$\Gamma(p) = \int_0^{\infty} y^{p-1} e^{-y} dy \quad (2)$$

A média e a variância de y são, respectivamente:

$$E(y) = \frac{p}{(p+q)} \quad (3)$$

$$var(y) = \frac{pq}{(p+q)^2(p+q+1)} \quad (4)$$

O procedimento de estimação de p e q por máxima verossimilhança é apresentado por Cribari Neto & Vasconcellos (2002).

Uma vez que a modelagem econométrica geralmente considera a média da variável de resposta, Ferrari & Cribari Neto (2004) sugerem uma reparametrização da densidade beta, na qual $\mu = p/(p+q)$ e $\phi = p+q$, ou seja, $p = \mu\phi$ e $q = (1-\mu)\phi$. Dessa forma, as equações (3) e (4) tornam-se, respectivamente,

¹A apresentação dos modelos de regressão beta é largamente baseada em Ferrari & Cribari Neto (2004).

$E(y) = \mu$ e $var(y) = \frac{V(\mu)}{1+\phi}$, com $V(\mu) = \mu(1-\mu)$. Assim, a função densidade beta passa a ser representada conforme segue:

$$f(y; \mu, \phi) = \frac{\Gamma(\phi)}{\Gamma(\mu\phi)\Gamma((1-\mu)\phi)} y^{\mu\phi-1} (1-y)^{(1-\mu)\phi-1}, \quad 0 < y < 1 \quad (5)$$

onde $0 < \mu < 1$ e $\phi > 0$.

Dependendo dos valores dos dois parâmetros da equação (5), a distribuição beta torna-se bastante flexível para modelar proporções, já que a mesma acomoda distribuições simétricas, assimétricas, em formas de J e de J invertido a partir de diferentes combinações dos referidos parâmetros.

Sendo y_1, \dots, y_n variáveis independentes aleatórias, onde cada $y_t, t = 1, \dots, n$, segue a distribuição de densidade da equação (5) com média μ_t e parâmetro de precisão desconhecido ϕ , tem-se o seguinte modelo, admitindo que a média de y pode ser representada conforme segue:

$$g(\mu_t) = \sum_{i=1}^k x_{ti} \beta_i = \eta_t \quad (6)$$

onde $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_k)^T$ é um vetor de parâmetros e x_1, \dots, x_{tk} variáveis são as observações das k covariadas ($k < n$), as quais são assumidas como fixas e conhecidas. Adicionalmente, $g(\cdot)$ é uma função de ligação estritamente monotônica e duas vezes diferenciável, com domínio em $(0,1)$ e imagem no conjunto dos números reais \mathbb{R} .

Para o modelo de regressão beta, é possível utilizar diferentes funções de ligação, como a *logit* $g(\mu_t) = \log\{\mu/(1-\mu)\}$, a *probit* $g(\mu_t) = \Phi^{-1}(\mu)$, a *cloglog* $g(\mu_t) = \log\{-\log(1-\mu)\}$ e a *loglog* $g(\mu_t) = -\log\{-\log(\mu)\}$.

De maneira similar, o parâmetro de precisão ϕ escala a variância condicional de y por meio da função de ligação de escala $h(\phi) = \chi\gamma$. Para essa última, podem ser utilizadas as funções *log* $h(\phi) = \log(\phi)$, *raiz* $h(\phi) = \sqrt{\phi}$ e *identidade* $h(\phi) = \phi$.

A estimação do vetor paramétrico k -dimensional $\Theta = (\beta^T, \phi)^T$, em que $k = (p+1)$, é feita pelo método da máxima verossimilhança. Destaca-se que os estimadores obtidos serão consistentes e eficientes quando o modelo é corretamente especificado. De acordo Smithson & Verkuilen (2006), para a regressão beta, o modelo que minimizar o critério de informação bayesiana (BIC) será o de melhor especificação. Dessa forma, no artigo foram estimados doze modelos por meio do *software* Stata considerando todas as combinações possíveis entre as funções de ligação e as funções de ligação de escala citadas, escolhendo para a análise, conforme procedimento proposto por Cameron & Trivedi (2005), aquele modelo que minimizar o BIC.

A equação (7) representa a regressão a ser estimada no estudo utilizando separadamente os dados do campeonato brasileiro e do campeonato argentino, obtendo-se assim, dois modelos distintos com a melhor especificação conforme o BIC. A equação geral é apresentada conforme segue:

$$APR_{it} = \beta_0 + \beta_1 VM_{it} + \beta_2 VM_{it}^2 + \beta_3 CVE_{it} + \beta_4 ESTR_{it} + \beta_5 FLUT_{it} \\ + \beta_6 TEC_{it} + \beta_7 TEC_{it}^2 + \beta_8 CVI_{it} + \beta_9 QJO_{it} + \beta_{10} QJO_{it}^2 + \\ \beta_{11} PROM_{it} + \beta_{12} DCLUB_{it} + \mu_{it} \quad (7)$$

onde i se refere à cada unidade de corte transversal da amostra, que neste caso são os times; t é referente aos anos da amostra, que vão de 2006 a 2017; β_j , ($j=0, \dots, 12$) são os parâmetros a serem estimados; e μ é o termo de erro aleatório. A descrição e o detalhamento das variáveis utilizadas são apresentados a seguir.

A variável dependente é dada pelo aproveitamento percentual em número de pontos ao final da liga, pois ao se considerar o campeonato argentino no modelo, deve-se levar em consideração que o mesmo passou por modificações em sua fórmula de disputa no período 2006-2017, fazendo com que o número total de pontos disputados na liga fosse modificado em alguns anos. Portanto, para que haja uma padronização da variável dependente, em todos os modelos é considerado o aproveitamento ao final de cada campeonato e não a quantidade de pontos conquistados ao término do mesmo.

O campeonato brasileiro manteve a mesma fórmula ao longo de todo horizonte temporal da amostra (com 20 clubes, se enfrentando entre si em turno e retorno no período de maio a dezembro), sendo campeã a equipe com o maior número de pontos ao final da liga. Já o campeonato argentino, no recorte de 2006 a 2014, era dividido em duas competições distintas, realizadas com 20 clubes se enfrentando em turno único, sendo elas o *Apertura*, disputado no segundo semestre do ano, entre agosto e dezembro, e o *Clausura*², normalmente jogado entre fevereiro e junho, sendo campeão o time com maior número de pontos em cada um desses torneios. Diante disto, entre 2006 e 2014, considerou-se nesta pesquisa somente os dados referentes ao torneio *Apertura*, já que era a competição em que o recorte de tempo mais se assemelhava ao do campeonato brasileiro da primeira divisão.

Em 2015, a liga argentina mudou de formato, passando a contar com 30 equipes se enfrentando de fevereiro a dezembro em turno único e com uma rodada extra somente de clássicos, totalizando 30 jogos. No ano de 2016, com o intuito de se adequar ao calendário europeu de disputa (início em agosto e final em junho do ano seguinte, com jogos de ida e volta), houve nova mudança, de modo que no primeiro semestre aconteceu um torneio de transição no qual os 30 times se dividiram em dois grupos com 15 equipes cada, onde cada um jogou um total de 16 partidas. Este campeonato especificamente foi considerado na pesquisa, visto que foi o único que começou e terminou em 2016. Para que este se equiparasse aos demais, levou-se em consideração apenas o desempenho dos times na fase inicial, de forma que foi considerada a performance dos clubes como em um campeonato de pontos corridos convencional. Já para o ano de 2017, foi considerada a recém-criada Superliga Argentina, que contou com 30 clubes que se enfrentaram em turno único, tendo início em agosto de 2016 e término em junho de 2017.

²Nas temporadas 2012/2013 e 2013/2014, os respectivos campeonatos tiveram os nomes alterados para Inicial e Final. No segundo semestre de 2014, o campeonato argentino foi denominado Torneio de Transição.

Sobre a equação (7), é importante destacar que, conforme mencionado por Gerhards & Mutz (2017), o sucesso nas ligas de futebol deve ser mensurado tendo em comparação os clubes da mesma competição. Logo, foi feita uma transformação z das variáveis independentes para que as relações sejam consideradas levando em conta os clubes da mesma liga no mesmo ano, a fim de que possam ser comparados em ambos torneios analisados. Ao realizar a transformação z pôde-se notar que, por exemplo, no ano de 2013, Santos no Brasil e Vélez Sarsfield na Argentina tiveram valores de mercado médio de jogadores- z rigorosamente iguais a 1,32. Isso significa que os dois clubes tinham elencos de 1,32 desvios padrão acima da média se comparados aos demais times da mesma liga em termos de valor de mercado no referido ano.

Na sequência, são apresentadas informações sobre as variáveis independentes utilizadas na equação (7), sendo que as quatro primeiras foram baseadas em Gerhards & Mutz (2017). As demais foram inseridas com o intuito de captar particularidades dos campeonatos brasileiro e argentino que pudessem influenciar no desempenho final das equipes nos respectivos campeonatos nacionais.

Iniciando pela média do valor de mercado de um elenco, essa é dada pela soma do valor de mercado dos jogadores do plantel, medido em euros, dividido pela quantidade de atletas que compuseram o mesmo em algum momento da liga nacional, cujas informações financeiras estão disponíveis no *site Transfermarkt.com*. De acordo com Gerhards & Mutz (2017), o valor de mercado de um jogador, representado pela taxa de transferência que o clube paga ao adquirir seus direitos federativos, representa uma boa medida de habilidade do atleta. Mesmo que fique evidente apenas quando um jogador troca de clube, o *VM* dos atletas é constantemente estimado pelo *Transfermarkt.com* a partir do valor potencial do jogador obtido por meio de informações como tempo de contrato e valor da multa rescisória, desempenho esportivo, características e clube dos jogadores. Desta forma, é possível criar um *VM* potencial dos jogadores, mesmo quando eles permanecem no mesmo clube.

Importante destacar que os *VM* disponibilizados pelo referido site são valores nominais medidos em euro. Sendo assim, para uma análise temporal da variável foi necessário transformar tais valores em valores reais, ou seja, corrigidos pela inflação, por meio do Índice de Preços ao Consumidor Harmonizado (HICP), calculado para os países membros da União Europeia. Esse índice é disponibilizado por EUROSTAT (2019) e reconhecido como variável-chave para a análise, pelo Banco Central Europeu, da inflação nos países membros.

Com o intuito de medir a desproporção do valor de mercado entre os atletas de um mesmo elenco, foi usada a variável *CVE*, que vem a ser o coeficiente de variação do valor de mercado do elenco. Como já exposto acima, o *VM* representa, em valores monetários, uma *proxy* para a qualidade técnica do jogador. Portanto, o objetivo da inclusão do *CVE* é verificar se a existência de poucos jogadores de alto nível técnico no elenco teria impacto relevante no sucesso da equipe. O coeficiente de variação do valor de mercado do elenco é dado pelo quociente, para cada clube, entre o desvio padrão do valor de mercado de seus jogadores e a média de tal valor.

A variável *FLUT* pretende capturar se a rotatividade existente dentro do elenco, ou seja, a saída e a entrada de jogadores, interfere no sucesso do time na liga. Gerhards & Mutz (2017) usam, para mensurar tal variável, a soma dos atletas recém contratados com os que deixaram o time na janela anterior

ao início do campeonato. Para o caso brasileiro, esse trabalho usa para a rotatividade do elenco a quantidade de transferências realizadas antes do início do campeonato nacional e no decorrer da competição³. Já no caso argentino, até 2014, são consideradas apenas as transferências feitas antes do início do *Apertura*, ou seja, apenas as transferências da janela do verão europeu (meio do ano); para 2015 consideraram-se as transferências das duas janelas de transações; para 2016 levou-se em conta somente as da janela de inverno (início do ano); e para 2016/2017 os dois períodos de transferência.

Passando para a variável *TEC*, a mesma indica o número de treinadores de uma mesma equipe ao longo do mesmo campeonato. O objetivo é mensurar o impacto da troca de comando técnico no desempenho final da equipe na liga.

A composição da idade dos atletas do elenco também é tida neste trabalho como um fator que pode influenciar o desempenho dos times na liga. Dessa forma, a variável *CVI* busca captar se existe uma relação entre a desproporção da idade dos jogadores dentro do elenco e o sucesso no campeonato nacional. A obtenção da variável *CVI* é análoga à do *CVE*, sendo dada pelo quociente, para cada clube, entre o desvio padrão da idade dos jogadores e a média de idade do elenco.

Para observar o impacto da participação em outras competições paralelas à disputa dos campeonatos nacionais, foi utilizada a variável *QJO*, que pretende verificar se a quantidade de jogos disputados em outros torneios vai interferir no sucesso do clube na primeira divisão da liga nacional. Para construir esta variável, foi considerado, para o Brasil, a soma do número de partidas realizadas na Taça Libertadores da América, Copa Sul-Americana e Copa do Brasil após o início do campeonato brasileiro e, para o campeonato argentino, são consideradas as duas competições continentais e a Copa da Argentina.

A Tabela 1 resume as variáveis utilizadas apresentando o nome, a descrição, a unidade de medida e a fonte das mesmas.

Sobre a variável *dummy DCLUB*, a mesma foi incorporada para captar os possíveis efeitos fixos referentes às características dos clubes participantes dos campeonatos brasileiro e argentino de futebol. A descrição detalhada de cada variável encontra-se na Tabela 2, sendo que as duas primeiras colunas são referentes ao Brasil e as duas últimas, à Argentina.

Para o caso brasileiro, considerou-se como base o Flamengo, por ser a equipe de maior torcida no país, e criaram-se *dummies* individuais para os 11 clubes com mais torcedores nos quatro estados de maior relevância em termos de conquistas e tradição no futebol: São Paulo, Rio de Janeiro, Minas Gerais e Rio Grande do Sul. Já as demais variáveis foram construídas considerando-se o aspecto regional e as similaridades dos clubes envolvidos.

Já para o campeonato argentino, a equipe de maior torcida no país (Boca Juniors) também foi a base e definiu-se *dummies* individuais para os outros 4 clubes de maior torcida na Argentina e também para as equipes que foram campeãs no período. Já as variáveis restantes foram construídas com base na localização e similaridade dos clubes envolvidos.

Quanto à fonte de dados do estudo, as variáveis explicativas *VM*, *CVE*, *ESTR* e *FLUT* foram retiradas de Transfermarkt (2019). Esta é uma página da internet que contém informações sobre os valores de mercado dos atletas

³Como o campeonato brasileiro se inicia em período diferente dos principais campeonatos europeus, jogadores que se destacam no decorrer do referido campeonato acabam por sair no meio do mesmo para reforçarem os clubes europeus cujas competições começam apenas no meio do ano em questão.

Tabela 1: Descrição da variável dependente e dos regressores da equação (7)

Nome	Descrição	Unidade de medida	Fonte
Aproveitamento (APR)	Variável dependente que se refere ao aproveitamento dos times ao final do torneio em termos de pontos conquistados	Porcentagem	oGol (2017)
Valor de Mercado (VM)	Valor médio de mercado dos jogadores de uma equipe	Valores reais em Euros (€), corrigidos pelo HICP	Transfermarkt (2019) e EUROSTAT (2019)
Coefficiente de variação do valor de mercado do elenco (CVE)	Quociente, para cada clube, entre o desvio padrão do valor de mercado de seus jogadores e a média de tal valor	Porcentagem	Transfermarkt (2019)
Estrangeiro (ESTR)	Quantidade de jogadores não brasileiros (campeonato brasileiro) e não argentinos (campeonato argentino) que compõe o elenco do time	Unidade	oGol (2017)
Flutuação (FLUT)	Soma da quantidade de jogadores que entraram e saíram do elenco na janela de transferências anterior ao início do campeonato	Unidade	Transfermarkt (2019)
Técnicos (TEC)	Quantidade de treinadores que o clube teve ao longo do campeonato	Unidade	oGol (2017) Footballdatabase (2017)
Coefficiente de variação da idade do elenco (CVI)	Quociente, para cada clube, entre o desvio padrão da idade dos jogadores e a média de idade do elenco	Porcentagem	oGol (2017)
Quantidade de jogos simultâneos à liga (QJO)	Quantidade de jogos disputados simultaneamente à liga, considerando as copas nacionais e internacionais	Unidade	oGol (2017)
Promoção (PROM)	<i>Dummy</i> que assume valor 1 quando o clube veio da 2ª divisão no ano anterior e 0, caso contrário	Variável Qualitativa (1 ou 0)	oGol (2017)
Efeito fixo de clubes (DCLUB)	<i>Dummy</i> que assume valor 1 quando representa o clube ou clubes em questão e 0, caso contrário	Variável Qualitativa (1 ou 0)	oGol (2017)

Fonte: Elaboração própria

individualmente e dos elencos dos clubes para diversos anos. As informações referentes à variável dependente *APR*, assim como dos regressores *TEC*, *CVI*, *QJO*, *PROM* e *DCLUB* foram retiradas dos sites oGol (2017) e Footballdatabase (2017), que são páginas da internet que contêm informações e estatísticas variadas sobre diversos campeonatos e clubes ao redor do mundo.

4 Resultados

A análise dos resultados se divide em dois tópicos. No primeiro é feita uma análise descritiva das variáveis utilizadas nos modelos, sendo o principal foco descrever as diferenças verificadas entre os campeonatos brasileiro e argentino de futebol. No segundo tópico são apresentados e discutidos os resultados da análise econométrica dos modelos regredidos.

4.1 Análise descritiva das variáveis utilizadas para os campeonatos brasileiro e argentino de futebol da primeira divisão no período 2006-2017

Iniciando pela variável dependente que mede o aproveitamento final em termos de porcentagem dos pontos conquistados por cada equipe ao longo do

Tabela 2: Descrição das variáveis *dummies* referentes aos efeitos fixos dos clubes

Nome	Clube (s)	Nome	Clube (s)
DSP	São Paulo	DRIV	River Plate
DCOR	Corinthians	DEST	Estudiantes
DSAN	Santos	DSL	San Lorenzo
DPAL	Palmeiras	DVEL	Vélez Sarsfield
DVAS	Vasco	DIND	Independiente
DFLU	Fluminense	DRAC	Racing
DBOT	Botafogo	-	-
DCRU	Cruzeiro	-	-
DCAM	Atlético-MG	-	-
DGRE	Grêmio	-	-
DINT	Internacional	-	-
DNE (Nordeste)	América-RN, Ceará, Fortaleza, Bahia, Vitória, Sport, Náutico e Santa Cruz	DLB	Lanús e Banfield
DCUR (Curitiba)	Atlético-PR e Coritiba	DROS	Rosario Central e Newell's Old Boys
DSUL (Sul)	Avaí, Criciúma, Chapecoense, Joinville, Figueirense, Paraná Clube e Juventude	DBA (Província de Buenos Aires)	Argentinos Jrs, Arsenal, Aldosivi, Huracán, Tigre, Olimpo, Gimnasia La Plata, Defensa y Justicia, Quilmes, Sarmiento, Temperley, Nueva Chicago, All Boys e Chacarita Jrs
DCO (Centro-Oeste)	Goiás e Atlético-GO	DFBA (Fora da Província de Buenos Aires)	Colón, Unión Santa Fé, Talleres, Belgrano, San Martin SJ, Godoy Cruz, Tucumán, San Martin Tucumán, Patronato, Crucero del Norte, Atlético Rafaela e Gimnasia Jujuy
DOUT (Outros)	Ponte Preta, Guarani, Santo André, Grêmio Barueri (Prudente), São Caetano, Portuguesa, América-MG e Ipatinga	-	-

Fonte: Elaboração própria.

campeonato disputado, tem-se a Tabela 3.

Observa-se que no período 2006-2017, o aproveitamento médio do campeão brasileiro foi de 65,75%, enquanto na Argentina, tal resultado foi de 71,17%. O clube que conquistou o título brasileiro com maior aproveitamento foi o Corinthians em 2015 (71%), enquanto que o campeão com pior desempenho foi o Flamengo em 2009 (58%). Para o campeonato argentino, o melhor e o pior aproveitamento dos vencedores foram, respectivamente, do Lanús em 2016 (79%) e do San Lorenzo em 2013 (57%).

Através da apresentação dos gráficos referentes à média anual de cada uma das variáveis explicativas relativas às ligas dos dois países, é possível fazer uma análise sobre as tendências e diferenças entre os campeonatos em relação aos fatores elucidados neste estudo, comparando as características de cada torneio em um horizonte temporal.

A Figura 1 mostra o comportamento do valor de mercado médio dos jogadores dos elencos (*VM*), medido em euros reais com correção da inflação pelo HICP, para cada edição das competições brasileira e argentina. Ao observá-la, é possível notar que, até o ano de 2009, os campeonatos tinham valores de mercado de jogadores médios aproximados e, a partir desse ano, a distância desta variável entre os dois países passou a aumentar cada vez mais. Um dos possíveis motivos para tal distanciamento foi a implementação em 2009 do programa *Fútbol Para Todos* (FPT), que consistiu na compra dos direitos de transmissão do campeonato argentino pelo governo da então presidente, Cristina Kirchner. Se por um lado tal política ajudou aos clubes que se encontravam no momento em grave crise financeira, diminuiu ainda mais a capacidade de investimento das equipes maiores, uma vez que os direitos de transmissão passaram a ser divididos entre os participantes da competição de forma igualitária (Mena 2009). Com o fim do programa a partir de 2017, A Federação Argentina de Futebol (AFA), detentora dos direitos de transmissão do campeonato argentino, negociou um novo acordo de venda do campeonato, cujo valor era quase o dobro do que era recebido por meio do programa estatal. A partir de então, observa-se o aumento no *VM* do campeonato argentino, beneficiando principalmente aos grandes clubes que passaram a receber maiores valores referentes à transmissão dos jogos, notadamente, Boca Juniors e River Plate (Giovanaz 2017).

Apesar disso, percebe-se que as cotas de transmissão pagas aos clubes no Brasil ainda são bem superiores em comparação ao praticado na Argentina, visto que em 2017, o valor desembolsado pelos direitos de transmissão do campeonato brasileiro (cerca de R\$1,8 bilhão) foi mais do que o dobro em comparação ao repassado pelo campeonato argentino (R\$650 milhões) (Bonsanti 2017).

Dessa forma, de modo geral, ao comparar as médias, fica visível o maior poder de mercado do futebol brasileiro, visto que apenas em 2007 o campeonato argentino teve *VM* médio maior que o do brasileiro. Portanto, considerando o *VM* como um indicativo de qualidade dos atletas, pode-se afirmar que o campeonato brasileiro da primeira divisão tem qualidade técnica superior à primeira divisão argentina.

Na sequência, a Figura 2 expõe a disparidade média do *VM*, ou seja, o *CVE* dentro dos elencos das ligas.

Em relação ao *CVE*, observa-se que o valor de tal variável foi maior para o Brasil em praticamente todo o período, embora a partir de 2014 os valores tenham ficado próximos para os dois países. Isto mostra que há uma tendência

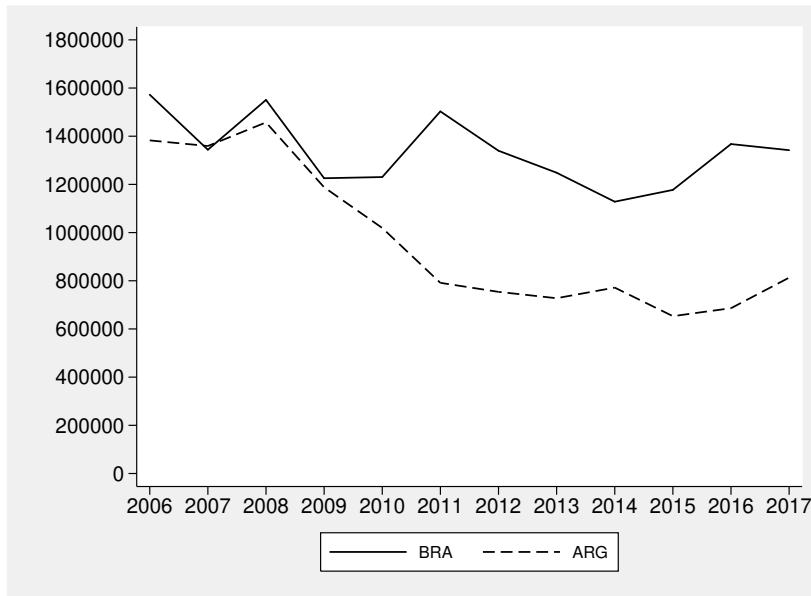
Tabela 3: Aproveitamento dos campeões e dos clubes que disputaram todas as edições dos campeonatos brasileiro e argentino de futebol da primeira divisão no período 2006-2017

CLUBE	ANO											
	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Campeão-BRA	0,68	0,67	0,65	0,58	0,62	0,62	0,67	0,66	0,70	0,71	0,70	0,63
Cruzeiro	0,38	0,52	0,58	0,54	0,60	0,37	0,45	0,66	0,70	0,48	0,44	0,50
Flamengo	0,42	0,53	0,56	0,58	0,38	0,53	0,43	0,39	0,45	0,42	0,62	0,49
Fluminense	0,50	0,53	0,39	0,40	0,62	0,55	0,67	0,40	0,53	0,41	0,43	0,41
Santos	0,45	0,54	0,39	0,42	0,49	0,46	0,46	0,50	0,46	0,50	0,62	0,55
São Paulo	0,68	0,67	0,65	0,57	0,48	0,51	0,57	0,43	0,61	0,54	0,45	0,43
Campeão-ARG	0,77	0,66	0,68	0,71	0,78	0,75	0,71	0,57	0,71	0,71	0,79	0,70
Arsenal	0,56	0,43	0,49	0,47	0,56	0,42	0,54	0,52	0,45	0,30	0,56	0,30
Boca Juniors	0,77	0,54	0,68	0,47	0,43	0,75	0,57	0,50	0,54	0,71	0,41	0,70
Estudiantes	0,77	0,54	0,49	0,54	0,78	0,40	0,49	0,47	0,54	0,56	0,66	0,62
Lanús	0,54	0,66	0,64	0,54	0,49	0,50	0,59	0,54	0,61	0,46	0,79	0,55
Independiente(1)	0,56	0,49	0,31	0,59	0,24	0,47	0,29	-	0,57	0,60	0,56	0,58
Newell's	0,28	0,43	0,54	0,68	0,45	0,28	0,63	0,54	0,43	0,44	0,33	0,54
Racing	0,45	0,43	0,38	0,29	0,50	0,54	0,57	0,54	0,71	0,63	0,50	0,61
River Plate(1)	0,66	0,40	0,24	0,36	0,54	-	0,50	0,36	0,68	0,54	0,37	0,62
San Lorenzo	0,49	0,50	0,68	0,56	0,42	0,33	0,45	0,57	0,45	0,67	0,70	0,58
Vélez Sarsfield	0,52	0,47	0,45	0,59	0,75	0,54	0,71	0,54	0,43	0,32	0,50	0,41

Fonte: Elaboração própria.

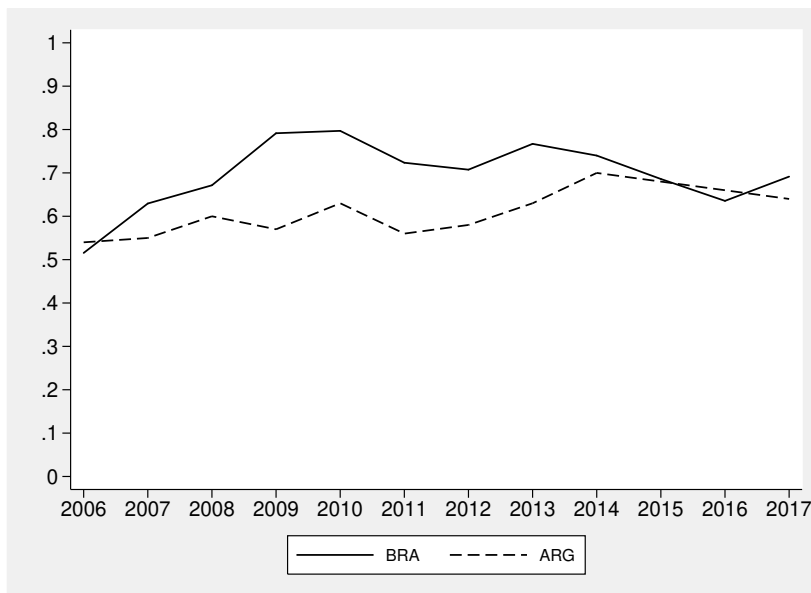
Nota: (1) Embora Independiente e River Plate não tenham disputado as edições dos campeonatos argentinos da primeira divisão nos anos de 2013 e 2011, respectivamente, eles foram mantidos na Tabela 3 pelo fato de serem, ao lado de Boca Juniors, Racing e San Lorenzo, os cinco grandes clubes do país.

Figura 1: Valor real de mercado médio dos jogadores, em euros, dos elencos dos times dos campeonatos brasileiro e argentino de futebol, 2006-2017.



Fonte: Elaboração própria.

Figura 2: Média do coeficiente de variação do VM dos elencos dos times dos campeonatos brasileiro e argentino de futebol, 2006-2017.

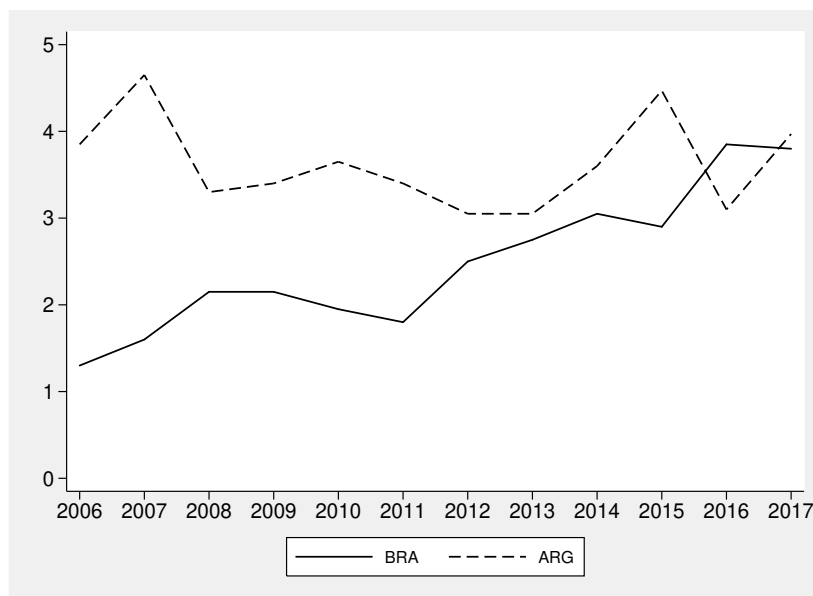


Fonte: Elaboração própria.

entre os times da primeira divisão, tanto do Brasil quanto da Argentina, em padronizar a composição financeira do elenco, ou seja, buscar jogadores com VM parecidos de forma a homogeneizar a qualidade do elenco, diminuindo a dependência por alguns atletas e fortalecendo a coesão do grupo através de jogadores de nível técnico próximo.

A seguir, a Figura 3 mostra a média de estrangeiros anual encontrada na amostra das duas ligas sul-americanas em análise.

Figura 3: Média de estrangeiros nos elencos dos times dos campeonatos brasileiro e argentino de futebol, 2006-2017.



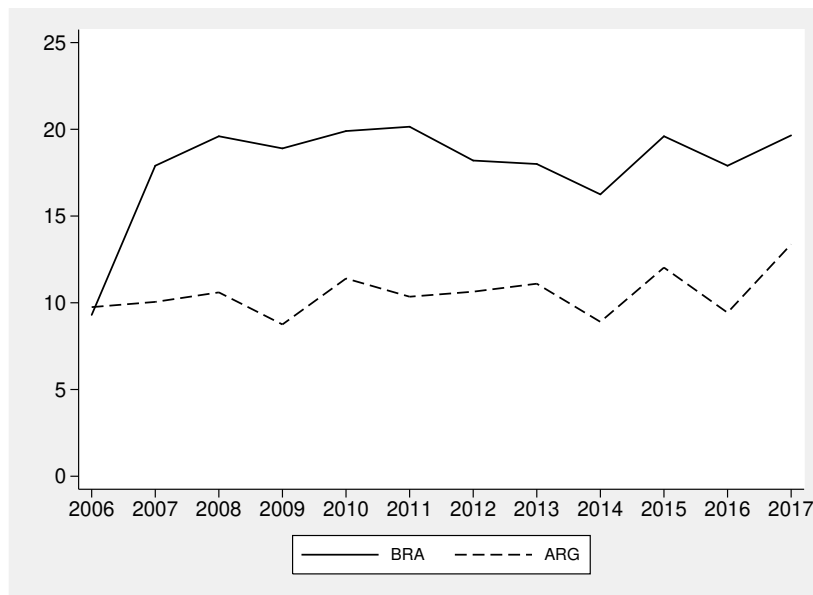
Fonte: Elaboração própria.

Destaca-se no período, o aumento de número de estrangeiros dentro do campeonato brasileiro, chegando inclusive a praticamente igualar-se ao verificado no campeonato argentino em 2017. Tal fato foi o resultado conjunto dos seguintes fatores: aumento do limite do número de estrangeiros por partida de 3 para 5 a partir da temporada de 2014 pela Confederação Brasileira de Futebol (CBF), mudança de perfil das diretorias dos clubes brasileiros que passaram a monitorar oportunidades de negócio em todo o continente sul-americano e maior poder aquisitivo das equipes do Brasil em comparação aos demais países da América do Sul (Gammara 2017).

A Figura 4 apresenta as médias das flutuações dos elencos nos campeonatos brasileiro e argentino. Verifica-se que, na primeira competição, a rotatividade dos elencos é maior, indicando que, no Brasil, a troca de jogadores no plantel é feita com mais intensidade em comparação ao praticado na Argentina.

Em seguida, a Figura 5 mostra a média de treinadores das equipes nas ligas de futebol de Brasil e Argentina de acordo com a amostra da pesquisa. Os resultados mostraram que a média de treinadores no campeonato brasileiro foi superior em todos os anos da amostra se comparado ao torneio argentino, exceto em 2017, onde as médias se igualaram. Tal fato vai ao encontro do

Figura 4: Média de flutuação dos elencos dos times dos campeonatos brasileiro e argentino de futebol, 2006-2017.



Fonte: Elaboração própria.

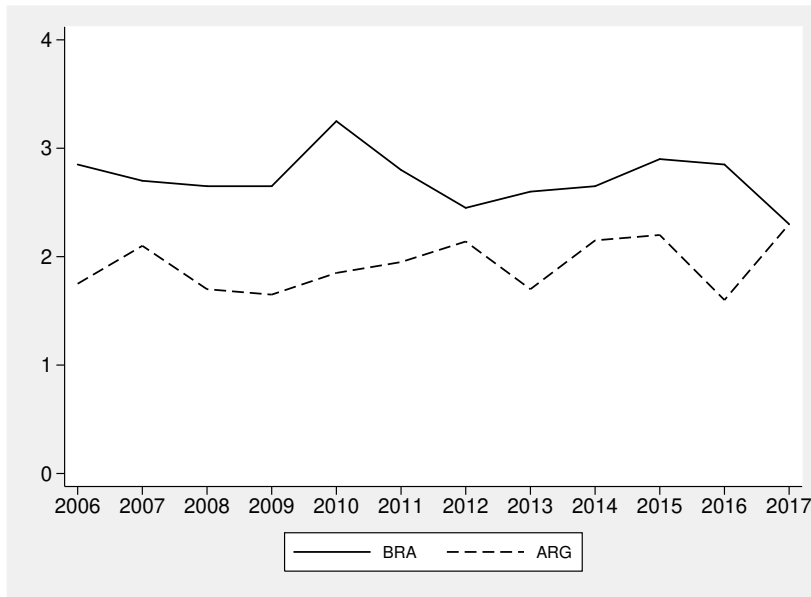
relatório divulgado em 2016 pela *CIES Football Observatory*, o qual aponta que das 5 grandes ligas da Europa, inglesa, alemã, francesa, espanhola e italiana, esta última é a que possui o menor tempo médio de um técnico no cargo de um time, sendo este de 9 meses. No campeonato brasileiro, este período é de 5,7 meses (Gonçalves 2016). Além disso, o tempo médio de permanência no cargo de um técnico no Brasil é menor se comparado à Argentina. No futebol argentino, a média de um treinador no comando do clube é de 34 jogos, contra 15 no futebol brasileiro (Guma 2015).

A Figura 6 exibe a média do coeficiente de variação de idade amostral para as ligas nacionais brasileira e argentina. De todas as variáveis utilizadas neste trabalho, a que mais se aproximou entre os países ao longo do período foi o CVI, indicando que de forma geral, os elencos das equipes nas duas competições apresentaram padrão de idade parecidos ao longo do período analisado.

Adiante, segue a Figura 7 que expõe a média de jogos simultâneos que aconteceram em relação aos campeonatos locais brasileiro e argentino. Observa-se que, ao longo de todo o período, as equipes brasileiras jogaram, em média, mais partidas do que as argentinas, confirmando que o Brasil é um dos países onde os clubes mais disputam partidas, conforme apontado por estudo de Footstats (2017). Nesse último, utilizando dados da temporada de 2017, verificou-se que, no Brasil, joga-se, em média, 56% a mais do que nas principais ligas do mundo. O mesmo trabalho aponta que, enquanto no referido país os clubes jogam, em média, 68,7 jogos por temporada, na Argentina esse valor é de 35,8 partidas, ou seja, quase a metade.

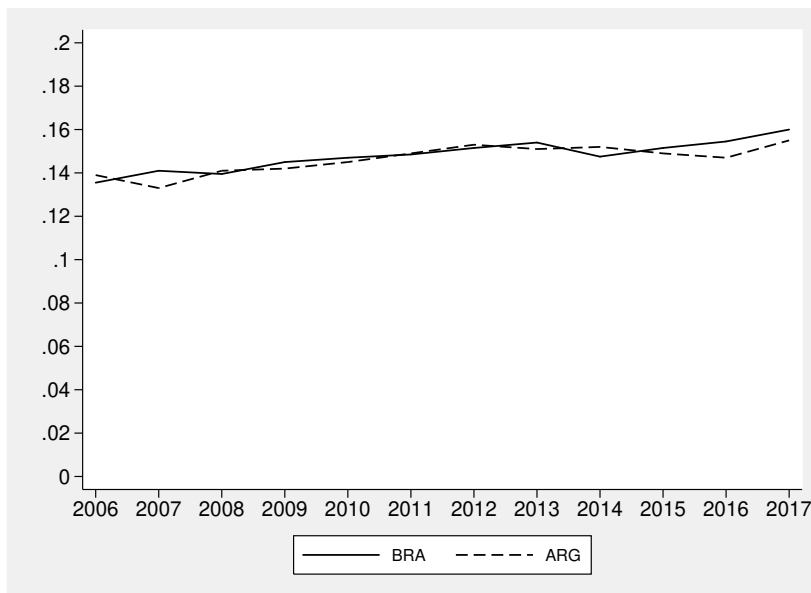
Ainda sobre a Figura 7, destaca-se também que em ambas as ligas há tendência de elevação do número de jogos simultâneos, já que aumentou o número de vagas para os países na Copa Libertadores e, além disso, os clubes que disputam até o final a principal competição da América do Sul não po-

Figura 5: Média de treinadores dos times dos campeonatos brasileiro e argentino de futebol, 2006-2017.



Fonte: Elaboração própria.

Figura 6: Média do coeficiente de variação da idade dos elencos dos times dos campeonatos brasileiro e argentino de futebol, 2006-2017.

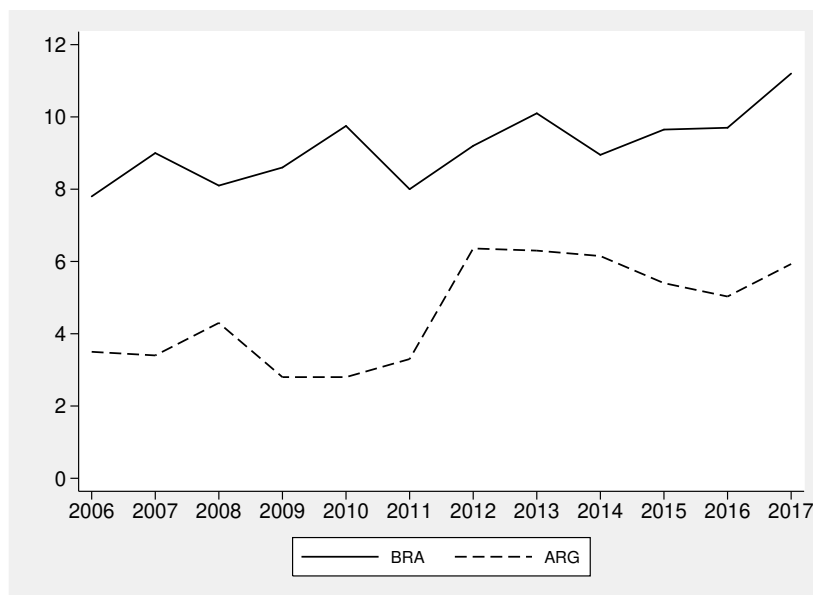


Fonte: Elaboração própria.

dem mais jogar a Sul-Americana. Estas situações devem elevar a média deste fator nas próximas temporadas, já que mais clubes destas ligas tendem a jogar estas competições internacionais.

Destaca-se ainda que, para a Argentina, observou-se que em 2012, a quantidade média de jogos aumentou de patamar em virtude da volta da competição Copa da Argentina.

Figura 7: Média de quantidade de jogos simultâneos dos times dos campeonatos brasileiro e argentino de futebol, 2006-2017.



Fonte: Elaboração própria.

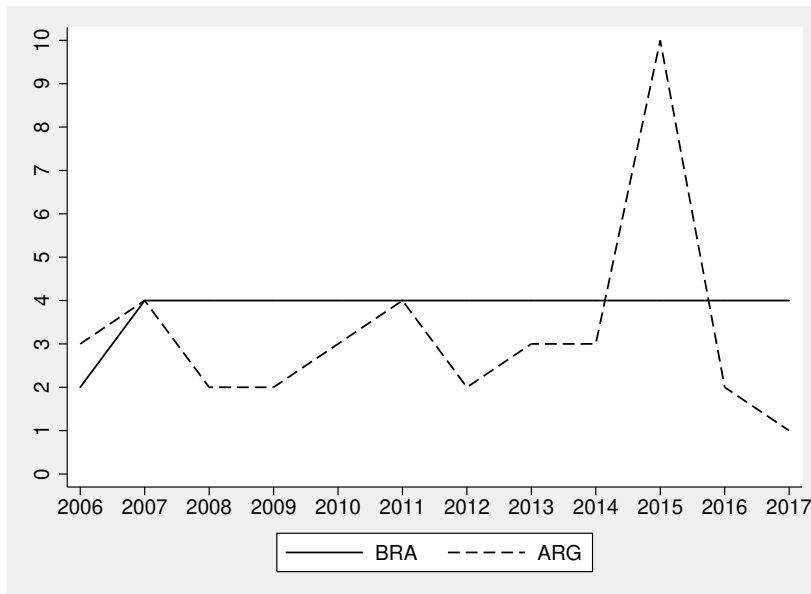
Por fim, apresenta-se na Figura 8, a quantidade de recém-promovidos tanto na liga brasileira quanto na argentina. No campeonato brasileiro, nota-se o mesmo número de promovidos a partir de 2007.

Isso é explicado pelo fato de que em 2006 foi o ano em que a liga nacional passou a contar com 20 clubes e, para que isto ocorresse, em 2005 caíram 4 equipes e subiram somente 2. Desde então, todo ano no Brasil, caem 4 times e sobem a mesma quantidade, mantendo, portanto, a quantidade constante.

Por outro lado, na Argentina o sistema de acesso e descenso passou por diversas alterações no período em questão. De 2006 a 2014, o rebaixamento era baseado no *Promedios*, que levava em conta o desempenho das equipes nas últimas três temporadas, incluindo os torneios *Apertura* e *Clausura*. Dessa forma, os dois piores colocados no *Promedios* entre os 20 times ao final do *Clausura* eram rebaixados diretamente para a segunda divisão, enquanto que o 17º e 18º desse ranqueamento disputavam um *play-off* contra o terceiro e quarto colocados da segunda divisão, sendo que o campeão e vice desse último campeonato ascendiam diretamente para a disputa do *Apertura* no ano em questão. Portanto, a existência de *play-offs* nesse período alterou constantemente o número de equipes que subiram ou caíram de divisão ao final de cada temporada. Em 2015, o campeonato teve 10 equipes promovidas, isto por que, neste ano especificamente, a liga argentina unificou os dois torneios

em um único campeonato e passou a ter 30 clubes na primeira divisão. Em 2016, os dois últimos do *Promedios* foram rebaixados, enquanto que o campeão e o vice da segunda divisão subiram para a primeira divisão. Por fim, para o campeonato considerado em 2017, apenas o último colocado da competição anterior foi rebaixado, enquanto que somente o campeão da segunda divisão subiu para a primeira divisão.

Figura 8: Quantidade de clube recém-promovidos da segunda divisão nos campeonatos brasileiro e argentino de futebol, 2006-2017.



Fonte: Elaboração própria.

Perante a análise descritiva no período 2006-2017, pôde-se notar que o futebol brasileiro em comparação ao argentino, apresentou maiores valor de mercado médio dos jogadores, flutuação nos elencos, número de treinadores por equipe durante o campeonato e números de jogos ao longo da temporada. Em termos específicos, destacou-se no Brasil, o aumento do número de estrangeiros nos clubes. Já para a Argentina, ressaltaram-se as constantes mudanças de formato e número de equipes participantes na competição a partir de 2014.

4.2 Determinantes do aproveitamento percentual, em termos do total de pontos obtidos, nos campeonatos brasileiro e argentino de futebol da primeira divisão no período 2006-2017

Nesta seção são apresentados e discutidos os resultados das regressões beta para os campeonatos brasileiro e argentino de futebol conforme equação (7). Destaca-se que como apontado na metodologia, tal regressão é adequada para a estimativa de variável dependente percentual desde que os valores da mesma estejam no intervalo $0 < y < 1$. Esse é o caso do presente estudo, já que o menor valor de y para Brasil e Argentina são, respectivamente, 0,1491 (América de Natal em 2007) e 0,1053 (Cólon em 2013). Já os maiores valores de y são 0,7105 (Corinthians no Brasil em 2015) e 0,7917 (Lanús na Argentina em 2016).

Assim, a Tabela 4 apresenta os resultados das estimações para os modelos com menor BIC para o Brasil e para a Argentina, considerando todas as combinações possíveis entre as funções de ligação e as funções de ligação de escala apresentadas na metodologia. Importante observar que para os dois campeonatos, os valores BIC para os modelos foram bastante próximos, variando de -336,98 a -337,75 para a Argentina, e de -458,02 a -458,47 para o Brasil, indicando pouca sensibilidade dos resultados a alterações na função de ligação ou na função de ligação de escala.

Para o campeonato brasileiro, a função de ligação mais adequada foi a *loglog*, sendo que o ajuste em termos de função de ligação de escala foi o mesmo para as três possibilidades disponíveis. O mesmo aconteceu para o campeonato argentino em termos de função de ligação de escala, embora para este país, a melhor função de ligação tenha sido a *cloglog*.

De acordo com os valores encontrados na pesquisa, o valor médio de mercado real dos jogadores *VM* e o número de treinadores por equipe ao longo do campeonato (*Treinador*) foram significativos para os dois países, embora a forma quadrática da primeira variável tenha sido apenas para o Brasil, enquanto que a quantidade de jogos em outras competições simultâneas aos campeonatos brasileiro e argentino (*QJogos*) e sua forma quadrática foram significativos somente para a Argentina. Para os dois campeonatos, ocorreram variáveis *dummies* de clubes significativas, indicando a importância de se considerar os possíveis impactos de efeitos fixos das equipes no aproveitamento das mesmas. Em termos de significância global, o teste *Wald qui-quadrado* foi significativo a 1% para os dois países, mostrando que, conjuntamente, as variáveis são adequadas para a análise. Posto isto, são expostas as interpretações das variáveis, comparando o comportamento das mesmas entre as duas ligas nacionais.

Importante destacar que, na regressão beta, os coeficientes estimados apenas indicam se o impacto dos regressores sobre o regressando é positivo ou negativo. Dessa forma, para obtenção do efeito marginal dos primeiros sobre o segundo, utilizou-se o comando *margins* do *software* Stata.

O *VM* tem impacto positivo no aproveitamento em pontos ao final da liga tanto no campeonato brasileiro quanto no argentino, sendo que, para o caso brasileiro, ao aumentar o *VM* médio do jogador em um desvio padrão, mantendo as demais variáveis constantes, o aproveitamento aumenta em 2,5 pontos percentuais (pp), sendo esse valor para a Argentina é de 2,2 pp. Considerando que a média total do *VM* por jogador para o período de 2006 a 2017 para o Brasil e a Argentina é de, respectivamente, € 1.335.737 e € 966.301 e um desvio padrão corresponde a € 111.459 para o Brasil e € 261.966 para a Argentina, então, na liga brasileira, o *VM* médio por atleta deveria ser acrescido em € 111.459, e na liga argentina, este valor seria de € 261.966 para alcançar os respectivos aumentos de aproveitamento em cada uma das ligas. Considerando um elenco com 24 jogadores, o investimento adicional para elevar os respectivos desempenhos em pp teriam que ser de € 2.675.016 no Brasil e € 6.287.184 na Argentina.

Dessa forma, observa-se que o impacto do *VM* mostrou-se importante e muito próximo para as ligas dos dois países. Além disso, como o valor médio de mercado dos jogadores do campeonato brasileiro é 38,23% superior ao do argentino, têm-se que a liga brasileira é melhor em termos de qualidade técnica dos jogadores. Essa pode ser uma possível explicação para o fato de a forma quadrática do *VM* ter sido significativa apenas para o Brasil. Isso

Tabela 4: Determinantes do desempenho, em termos de aproveitamento percentual dos pontos conquistados, ao final dos campeonatos brasileiro e argentino de futebol, 2006 – 2017

Aproveitamento	Brasil	Argentina
VM	0,070*** (0,021)	0,068** (0,033)
VM ²	-0,024** (0,010)	-0,005 (0,010)
CVE	0,0004 (0,012)	-0,017 (0,020)
Estrangeiro	-0,016 (0,014)	-0,030 (0,019)
Flutuação	0,004 (0,012)	-0,028 (0,019)
CVI	0,007 (0,012)	-0,028 (0,017)
Treinador	-0,106*** (0,013)	-0,134*** (0,019)
Treinador ²	0,008 (0,005)	0,010 (0,012)
Qjogos	0,001 (0,012)	0,080*** (0,029)
Qjogos ²	-0,0002 (0,008)	-0,033*** (0,013)
Série B	0,005 (0,040)	-0,040 (0,057)
DNE / DBA	-0,148** (0,064)	-0,306** (0,132)
DSUL / DFBA	-0,138** (0,070)	-0,286** (0,130)
DOUT	-0,249*** (0,072)	-
Intercepto	0,275*** (0,023)	0,120*** (0,044)
Observações	240	270
Wald qui-quadrado	339,99***	210,62***

Fonte: Elaboração própria.

Notas:

*** significativo a 1%. ** significativo a 5%.

Na Tabela 4 foram apresentados apenas os resultados das *dummies* dos efeitos fixos dos clubes que foram estatisticamente significativas, sendo que a primeira variável qualitativa refere-se ao Brasil e a segunda (quando for o caso), à Argentina. Os resultados para todas as *dummies* de clube encontram-se na Tabela 5 no Apêndice.

porque, enquanto o investimento no elenco de uma equipe com performance baixa ou média, a qual geralmente está associada à limitação técnica dos jogadores, pode facilmente melhorar tal desempenho, é mais difícil aumentar a qualidade técnica do elenco e continuar dessa forma, elevando o aproveitamento continuamente de um clube, comprando jogadores mais caros quando essa equipe torna-se cada vez mais qualificada. Nesse sentido, o maior VM médio do Brasil faz com que essa limitação do impacto do VM seja vislumbrada, o que não aconteceu para o caso argentino.

A constatação de que o valor de mercado médio do jogador de uma equipe, obtido a partir das qualidades técnicas e características dos atletas do elenco, influencia o desempenho final da mesma na competição, está em consonância com os resultados encontrados por Gerhards & Mutz (2017) para as 12 principais ligas europeias. Dessa forma, conforme o esperado, quanto maior o VM, mais qualificados tendem a ser os jogadores de equipe e, por consequência, mantidas as demais variáveis constantes, maior a probabilidade dessa equipe terminar o campeonato com aproveitamento alto em termos de pontos conquistados. A título de ilustração, observa-se que essa parece ser a tendência no campeonato brasileiro, haja vista que, em 2018, a equipe com o maior gasto em termos de remuneração total dos jogadores do elenco (Palmeiras) foi a vencedora⁴ Já em 2019, após o término do primeiro turno do campeonato brasileiro, os três primeiros colocados (Flamengo, Palmeiras e Santos), conforme Transfermarkt (2019), eram exatamente as três equipes com os maiores valores de mercado dos elencos.

Passando para a variável *Treinador*, a mesma foi estatisticamente significativa como determinante negativo do desempenho dos clubes nas ligas de Brasil e Argentina. Com relação ao Brasil, o aumento em um desvio padrão da média de treinadores por equipe leva a redução em 3,7 pp no aproveitamento final da equipe. Já na Argentina, este aumento em um desvio acarreta em perda de 4,4 pp no aproveitamento. Considerando a média amostral de treinadores por equipe na temporada de 2,70 e desvio de 0,16 para o Brasil e média de 1,92 e desvio de 0,21 para a Argentina, observa-se que mesmo tendo em média uma troca de comando a mais na temporada no Brasil do que na Argentina, o impacto no desempenho médio final é menor para o caso brasileiro. Isto pode estar ligado ao fato de que na maior parte da amostra do futebol argentino, considerou-se apenas o torneio *Apertura*, que é uma competição de curta duração equivalente ao primeiro turno do campeonato brasileiro. Logo, acredita-se que por este motivo, o impacto negativo da mudança de técnico ao longo da temporada é maior na Argentina, uma vez que o tempo de adaptação para o novo técnico na liga argentina antes do término da competição é comparativamente menor. Ainda sobre a variável *Treinador*, destaca-se que pequena alteração no seu valor provoca impacto negativo no desempenho da equipe nos dois campeonatos considerados, ressaltando a importância da realização de um planejamento de longo prazo com o mesmo técnico para o êxito da equipe nas competições. Confirmando esse ponto, pode-se citar o caso do River Plate, comandado desde 2014 pelo técnico Marcelo Gallardo. Com base em Ceconello (2019), nesse período de cinco anos o treinador tornou-se aquele com o maior número de títulos na história do clube (dez), incluindo conquis-

⁴Conforme dados do balanço financeiro do clube, disponível em Capelo (2019), o Palmeiras gastou R\$255 milhões de reais em 2018 com a remuneração total de jogadores (salários, direitos de imagem e direitos de arena do futebol profissional).

tas continentais importantes como duas Taças Libertadores da América (2015 e 2018) e uma Copa Sul-Americana (2014).

A quantidade de jogos simultâneos à liga nacional e sua forma quadrática foram significativos apenas para o campeonato argentino, de modo que o aumento em 1 desvio padrão deste fator eleva o aproveitamento final na liga, na média, em 2,4 pp, mantendo os outros fatores constantes. Sabendo que a média amostral desta variável para Argentina é de 4,61 jogos e o desvio de 1,25, então a elevação da média de 4,61 para 5,86 jogos ocasionaria o referido aumento do aproveitamento ao final da competição. No entanto, como a forma quadrática da variável também foi significativa, existe limiar no qual caso a equipe faça certa quantidade de jogos a mais em outra competição, estas partidas simultâneas prejudicariam o desempenho da equipe na liga.

Entende-se então que, no futebol argentino, participar das copas pode representar maior confiança e segurança do elenco, o que gera impactos positivos na disputa nacional. Porém, na medida em que a equipe vai avançando de fase nas copas, uma vez que o elenco é o mesmo, geralmente os treinadores utilizam reservas nas ligas nacionais. Ademais, pode haver desgaste físico da equipe, caso não haja esse rodízio de jogadores, ou até mesmo psicológico, no caso de uma eliminação, fazendo com que, assim, o desempenho seja prejudicado ao final do campeonato nacional. Novamente o River Plate pode ser citado para ilustrar tal efeito, já que, entre os dez títulos conquistados pela equipe durante o período do treinador Marcelo Gallardo (2014-atual), não há nenhum campeonato argentino.

Já para o caso brasileiro, a variável *Qjogos* não se mostrou significativa, o que vai ao encontro do estudo de Audas et al. (2002). Os autores, ao analisarem os impactos do desempenho dos times na *FA Cup* (torneio semelhante à Copa do Brasil e Copa da Argentina) em relação à *Premier League* da Inglaterra, mencionam que a eliminação precoce na copa pode trazer resultados ambíguos quanto ao desempenho na liga. Isto porque um time eliminado na copa pode concentrar toda a atenção na liga e, assim, há a possibilidade de melhora do performance no campeonato ainda em disputa. Contudo, a eliminação pode gerar perda de confiança, causando uma piora do desempenho na liga, da mesma forma que o não avanço para fases subsequentes pode evitar o desgaste do elenco com a realização de mais jogos da equipe, fazendo com que a mesma melhore seu aproveitamento na competição que ainda resta. Resultados semelhantes foram encontrados por Guzmán & Morrow (2007) em um estudo sobre produtividade dos clubes na *Premier League* inglesa, ao relacionar a quantidade de jogos nas competições europeias com a produtividade dos times na liga nacional.

Em relação às *dummies* de efeitos fixos dos clubes, para o caso brasileiro, verificou-se que as equipes agrupadas nas variáveis DNE, DSUL e DOUT, apresentaram, em média, desempenho inferior aos demais clubes considerados na amostra. Esse resultado era esperado, uma vez que essas três *dummies* citadas englobam equipes, em geral, com menores torcidas e receitas do que as demais, impactando, dessa forma, em desempenho comparativamente inferior em termos de aproveitamento de pontos. Sobre os clubes do Nordeste (DNE), destaca-se ainda a questão geográfica. Isso porque, como a maioria das equipes do campeonato brasileiro concentram-se nas regiões Sudeste e Sul, as do Nordeste precisam se deslocar relativamente mais para a disputa dos jogos, o que pode ocasionar maior desgaste dos seus elencos. Em termos de efeitos marginais, os desempenhos das equipes agrupadas nas variáveis DNE, DSUL

e DOUT foram, respectivamente, de -5,2 pp, -4,9 pp e -8,8 pp em relação aos demais clubes.

Já para a Argentina, verificou-se que as equipes consideradas nas *dummies* DBA e DFBA apresentaram aproveitamento de -9,8 pp e -9,2 pp, respectivamente, em comparação às demais. Esse resultado era esperado, já que essas variáveis englobam, de maneira geral, clubes com menores receitas, torcidas e títulos do que os restantes.

Ao contrário do que se esperava, as variáveis *CVE*, *Estrangeiro*, *Flutuação*, *CVI* e *Série B* não se mostraram significativas para predizer o desempenho em nenhum dos modelos regressados. Sendo assim, a análise daqui em diante se concentra na explicação da não significância dessas variáveis.

Assim como constatado por Gerhards & Mutz (2017), o *CVE* não foi estatisticamente relevante para nenhuma das duas ligas. Este fator pode não ter impactado significativamente no aproveitamento porque, devido à constante exportação de jogadores para a Europa, existe no futebol da América do Sul a cultura de aproveitar atletas da base no elenco principal. Esses jogadores recém-chegados ao profissional usam os atletas mais experientes do elenco como exemplo (atletas que geralmente apresentam valor de mercado e salários mais elevados), os quais motivam os mais jovens a melhorar seu desempenho individual a ponto de um dia poderem chegar ao mesmo patamar salarial desses jogadores mais experientes. Portanto, esse tipo de diferença salarial que se reflete em maior *CVE* não impactaria negativamente na coesão do grupo, não prejudicando, conseqüentemente, o aproveitamento na competição.

No mesmo sentido, Tao et al. (2016) evidenciam que a desarmonia tende a ser maior em equipes cujos salários são elevados para todo o elenco e não nos times onde os grandes salários são minoria. Traçando um paralelo com o futebol da América do Sul, sabe-se que a maioria dos times tem uma estrutura de valor de mercado onde poucos jogadores do plantel possuem grande valor de mercado. Levando em conta que nesta variável, quanto mais próximo de 0, menor é a desigualdade de valor de mercado dentro do elenco, observou-se que 85% dos clubes da amostra tem *CVE* superior a 0,5. Logo, infere-se que, dentro da realidade do futebol sul-americano, a desproporção de valor de mercado é algo comum e, por isso, a variável não foi relevante, já que os desvios atingiram, em relação à média do *VM*, mais do que 50% do valor desta em 85% das observações.

Em relação à não significância estatística da variável *Estrangeiro*, destaca-se que, de maneira similar ao presente trabalho, Brandes et al. (2009), em seu estudo sobre o campeonato alemão, não encontraram correlação entre diversidade cultural e sucesso no campeonato. Os autores justificaram tal achado pelo fato de entenderem que a produção individual do atleta estrangeiro não seria relevante a ponto de impactar na produção em equipe. Logo, o conjunto prevaleceria sobre o individual e, assim, o impacto das características do jogador estrangeiro seria reduzido.

A flutuação dos elencos foi outro aspecto que não se mostrou significativo no desempenho para as competições estudadas, assim como encontrado por Gerhards & Mutz (2017) para as ligas europeias. Para o caso sul-americano, é importante destacar que, em função de os clubes terem menos recursos financeiros em relação a equipes de outros mercados, como o europeu por exemplo, é comum que os jogadores que se destacam nos campeonatos brasileiro e argentino sejam logo vendidos para os referidos mercados. Dessa forma, a vari-

ação constante do elencos é algo comum nas ligas estudadas e, talvez por isso, o seu impacto no aproveitamento nas mesmas não tenha sido significativo.

Outro fator relacionado ao elenco que não foi significativo foi o coeficiente de variação da idade do mesmo. Como já constatado pela análise descritiva, a idade média dos elencos variou muito pouco entre os elencos e entre os anos da amostra, indicando a existência de homogeneidade etária dos atletas em todos os clubes. Logo, levando em consideração esta semelhança entre os plantéis, acredita-se que isto faz com que, isoladamente, o *CVI* do elenco não seja crucial para explicar o sucesso na liga nacional. Como já exposto, existe uma faixa etária mais adequada para a prática do futebol em alto nível e, dessa forma, isto torna essa variável mais homogênea entre os times, tornando seu impacto econométrico irrelevante.

Por fim, têm-se que a *dummy* para os clubes recém promovidos, assim como as demais variáveis mencionadas anteriormente, também não foi significativa. No caso brasileiro, a não significância pode residir no fato de que no país, por exemplo, considerando 2006 em diante, 70% dos times que subiram se mantiveram na primeira divisão, sendo tal porcentagem de 95% na liga argentina. Este resultado diverge dos encontrados por Frick & Simmons (2008) para o campeonato alemão e por Carmichael et al. (2011) para a *Premier League* inglesa, os quais mostraram que o desempenho dos times recém-chegados à divisão de elite é pior do que o dos já estabelecidos.

5 Considerações finais

Usando como suporte o trabalho de Gerhards & Mutz (2017), que identificou os determinantes do aproveitamento, em termos de pontos totais, nas principais ligas europeias, este estudo tratou de responder à mesma questão, adaptando tal pesquisa ao caso sul-americano, utilizando para tal as ligas nacionais de Brasil e Argentina.

Em termos do comportamento dos determinantes considerados no período 2006-2017, verificou-se que o campeonato brasileiro, em comparação ao argentino, apresentou maior valor de mercado médio dos jogadores, flutuação nos elencos, número de treinadores por equipe durante o campeonato e números de jogos ao longo da temporada. Especificamente, destacaram-se no Brasil o aumento do número de estrangeiros nos clubes ao longo do período estudado, enquanto que, na Argentina, ressaltou-se as constantes mudanças de formato e número de equipes participantes na competição a partir de 2014.

Os resultados econométricos mostraram que, na comparação entre as duas ligas, observou-se que o valor de mercado e número de treinadores tiveram impacto em ambas as competições. Isoladamente, a forma não-linear do valor de mercado teve significância apenas para o modelo brasileiro e a quantidade de jogos simultâneos foi relevante somente no modelo argentino.

Confirmando a hipótese central deste artigo, o valor de mercado foi estatisticamente significativo nos dois modelos. Isto pode estar relacionado ao fato de que, como os valores monetários das transferências são uma medida de qualidade dos jogadores, logo, quanto maior o *VM* médio dos atletas do elenco, maior é a qualidade técnica do time e, portanto, melhor tende a ser o aproveitamento ao final do campeonato local.

De maneira geral, entende-se que os resultados desta pesquisa podem colaborar para que os clubes possam utilizar melhor seus recursos, de modo a

melhorar o aproveitamento na liga nacional, pois esta melhora pode trazer inúmeros benefícios à instituição. Sabe-se que aprimorar o desempenho na liga traz benesses financeiras para o clube, já que bom desempenho no campeonato acarreta em boa visibilidade no mercado de investidores e aumento da confiança de seus adeptos. Isso faz com que o time incorra em ganhos em suas receitas através do aumento de patrocínios e número de sócio-torcedores. Esse aumento na receita possibilita à equipe se estruturar melhor e, até mesmo, fazer contratações que possam agregar ainda mais qualidade técnica ao time e, dessa forma, gera-se um círculo virtuoso de sucesso.

Portanto, a qualidade técnica do elenco, medida através do valor de mercado médio dos jogadores das equipes, juntamente com a manutenção do mesmo treinador ao longo de todo o campeonato, mostraram ser variáveis-chave para o desempenho das equipes nas competições, de forma que os gestores dos clubes devem ficar atentos a tais fatores quando do planejamento para as respectivas competições.

Sugere-se, para pesquisas futuras, a ampliação dos determinantes considerados no estudo, de forma a medir o impacto de outras variáveis no desempenho final das equipes, tais como aspectos financeiros dos clubes, como receitas e despesas, e a qualidade da gestão praticada na instituição, como acúmulo de dívidas e atraso de salários.

Referências Bibliográficas

- Aidar, A. C. K. & Faulin, E. J. (2013), 'O negócio do futebol', *Caderno FGV Projetos* 8(22), 46–61.
- Araujo Jr, A. F., Shikida, C. D. & Ferreira, V. G. (2018), 'Determinantes das mudanças de liderança: o caso do campeonato brasileiro de futebol', *RBF-Revista Brasileira de Futsal e Futebol* 10(37), 130–137.
- Araújo Jr, A. F., Shikida, C. D. & Monasterio, L. M. (2005), 'Uma análise econométrica do futebol brasileiro', *Análise Econômica* 23(44), 217–240.
- Audas, R., Dobson, S. & Goddard, J. (2002), 'The impact of managerial change on team performance in professional sports', *Journal of Economics and Business* 54(6), 633–650.
- Bonsanti, B. (2017), 'Fox e turner compram direitos do argentino (quase) pelo dobro do que pagava o governo'. <http://m.trivela.uol.com.br/fox-e-turner-compram-direitos-do-argentino-quase-pelo-dobro-do-que-pagava-o-governo/>; Trivela; Acesso em 21 de dezembro de 2018.
- Brandes, L., Franck, E. & Theiler, P. (2009), 'The effect from national diversity on team production—empirical evidence from the sports industry', *Schmalenbach Business Review* 61(2), 225–246.
- Cameron, A. C. & Trivedi, P. K. (2005), *Microeconometrics: methods and applications*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Capelo, R. (2019), 'Dinheiro compra título? eis a lista dos clubes mais eficientes do futebol brasileiro em 2018.'. <https://globoesporte.globo.com/blogs/blog-do-rodriigo-capelo/post/2019/07/12/dinheiro-compra-titulos-eis-a-lista-dos-clubes-mais-eficientes-do-futebol-brasileiro-em-2018.ghtml>; Globoesporte.com; Acesso em 23 de setembro de 2019.

Carmichael, F., McHale, I. & Thomas, D. (2011), 'Maintaining market position: team performance, revenue and wage expenditure in the English premier league', *Bulletin of Economic Research* 63(4), 464–497.

Ceconello, D. (2019), 'A Era Gallardo'. <https://globoesporte.globo.com/blogs/meia-encarnada/post/2019/05/31/a-era-gallardo.ghtml>; Globoesporte.com; Acesso em 04 de outubro de 2019.

Cicciaro, I. & Puccio, X. (2010), 'La pasión del hincha de un equipo del fútbol argentino', *Creación y Producción en Diseño y Comunicación* p. 49.

Conmebol (2013), '265 milhões de pessoas jogam futebol no mundo inteiro'. <http://www.conmebol.com/pt-br/content/265-milhoes-de-pessoas-jogam-futebol-no-mundo-inteiro>; Confederação Sudamericana de Fútbol; Acesso em 21 de dezembro de 2018.

Coremberg, A., Sanguinetti, J. & Wierny, M. (2015), 'La contribución del fútbol a la economía argentina'.

Cribari Neto, F. & Vasconcellos, K. L. (2002), 'Nearly unbiased maximum likelihood estimation for the beta distribution', *Journal of Statistical Computation and Simulation* 72(2), 107–118.

Daolio, J. (2000), 'As contradições do futebol brasileiro', *Futebol: paixão e política*. Rio de Janeiro: DP&A pp. 29–44.

Drummond, L., Júnior, A. A. & Shikida, C. (2010), 'Campeonato brasileiro de futebol e balanço competitivo: uma análise do período 1971-2009', *Revista Brasileira de Futebol (The Brazilian Journal of Soccer Science)* 3(2), 73–87.

EUROSTAT (2019), 'Harmonized indices of consumer prices (hicp)'. https://ec.europa.eu/eurostat/web/hicp/data/database?p_id=NavTreeportletprod_WAR_NavTreeportletprod_INSTANCE_B06Fgp25CkI9&p_p_lifecycle=0&p_p_state=normal&p_p_mode=view&p_p_col_id=column-2&p_p_col_count=3&fbclid=IwAR1SfpSULBXsTMXDKHOP6hIBrHw3DjFauV1EMMMHwG19phzwDa77nsGGaE; Acesso em 22 de maio de 2019.

Ferrari, S. & Cribari Neto, F. (2004), 'Beta regression for modelling rates and proportions', *Journal of applied statistics* 31(7), 799–815.

Footballdatabase (2017). <https://www.footballdatabase.eu/fr/>; Acesso em 01 de junho de 2017.

Footstats (2017). <http://meu.footstats.net/>; Acesso em 01 de junho de 2017.

Fort, R. & Quirk, J. (2004), 'Owner objectives and competitive balance', *Journal of Sports Economics* 5(1), 20–32.

Frick, B. & Simmons, R. (2008), 'The impact of managerial quality on organizational performance: evidence from German soccer', *Managerial and Decision Economics* 29(7), 593–600.

- Gammaro, V. (2017), 'Campeonato brasileiro bate recorde de jogadores estrangeiros'. https://www.df.superesportes.com.br/app/noticias/futebol/futebol-nacional/2017/07/18/noticia_futebol_nacional,61988/recorde-jogadores-estrangeiros-brasileirao.shtml; SuperEsportes; Acesso em 18 de julho de 2017.
- Gasparetto, T. & Barajas, A. (2016), 'Reanalizando la competitividad en la industria del fútbol: diferencia acumulada de puntos', *Revista de Administración de Empresas* **56**(3), 288–301.
- Gerhards, J. & Mutz, M. (2017), 'Who wins the championship? Market value and team composition as predictors of success in the top European football leagues', *European Societies* **19**(3), 223–242.
- Gil, G. J. (2003), 'La modernización imaginada del fútbol argentino: entre el club y la empresa', *Civitas-Revista de Ciências Sociais* **3**(2), 339–348.
- Giovanaz, D. (2017), 'Macri privatiza direitos de transmissão do futebol na Argentina'. <https://www.brasildefato.com.br/2017/02/16/macri-privatiza-direitos-de-transmissao-do-futebol-na-argentina/>; Brasil de Fato; Acesso em 16 de fevereiro de 2017.
- Giovannetti, B., Rocha, B. P., Sanches, F. M. & Silva, J. C. D. (2006), 'Medindo a fidelidade das torcidas brasileiras: uma análise econômica no futebol', *Revista Brasileira de Economia* **60**(4), 389–406.
- Gonçalves, E. (2016), 'Quanto tempo “dura” o treinador nas cinco grandes ligas... e no Brasil'. <http://globoesporte.globo.com/blogs/especial-blog/olhar-cronico-esportivo/post/quanto-tempo-dura-o-treinador-nas-cinco-grandes-ligas-e-no-brasil>; Globoesporte.com; Acesso em 07 de junho de 2017.
- Guedes, S. L. (2014), 'On criollos and capoeiras: notes on soccer and national identity in Argentina and in Brazil', *Soccer & Society* **15**(1), 147–161.
- Guma, J. P. (2015), 'Os 50 melhores treinadores do mundo: oito sul-americanos e, óbvio, nenhum brasileiro'. <https://www.torcedores.com/noticias/2015/07/os-50-melhores-treinadores-do-mundo-oito-sul-americanos-e-obvio-nenhum-brasileiro>; Torcedores.com; Acesso em 02 de fevereiro de 2018.
- Guzmán, I. & Morrow, S. (2007), 'Measuring efficiency and productivity in professional football teams: evidence from the English Premier League', *Central European Journal of Operations Research* **15**(4), 309–328.
- Hoffmann, R., Ging, L. C. & Ramasamy, B. (2002), 'The socio-economic determinants of international soccer performance', *Journal of Applied Economics* **5**(2), 253–272.
- Jones, J. C. (1969), 'The economics of the national hockey league', *The Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'Économique* **2**(1), 1–20.
- Késenne, S. (2006), 'The win maximization model reconsidered: Flexible talent supply and efficiency wages', *Journal of Sports Economics* **7**(4), 416–427.

- Madalozzo, R. & Villar, B. R. (2009), 'Brazilian football: what brings fans to the game?', *Journal of Sports Economics* **10**(6), 639–650.
- Mena, F. C. (2009), 'La crisis del fútbol argentino'. https://works.bepress.com/fernando_carrion/335/; *Diario Hoy*; Acesso em 07 de fevereiro de 2018.
- Neale, W. C. (1964), 'The peculiar economics of professional sports', *The quarterly journal of economics* **78**(1), 1–14.
- oGol (2017). <https://www.ogol.com.br/>; Acesso em 3 de fevereiro de 2017.
- Palomino, F., Rigotti, L., Rustichini, A. et al. (1998), *Skill, strategy and passion: An empirical analysis of soccer*, Tilburg University.
- Papanikos, G. T. (2017), 'Economic, population and political determinants of the 2014 World Cup match results', *Soccer & Society* **18**(4), 516–532.
- Pluri Consultoria (2012), 'O PIB do esporte brasileiro'. Curitiba: Pluri Consultoria, 15 p.
- Pluri Consultoria (2014a), *O círculo virtuoso de um clube de futebol*. Curitiba: Pluri Consultoria, 7 p.
- Pluri Consultoria (2014b), *Os 25 campeonatos nacionais mais valiosos do mundo*. Curitiba: Pluri Consultoria, 7 p.
- Ribeiro, A. S. & Lima, F. (2012), 'Portuguese football league efficiency and players' wages', *Applied Economics Letters* **19**(6), 599–602.
- Rottenberg, S. (1956), 'The baseball players' labor market', *Journal of political economy* **64**(3), 242–258.
- Shikida, C., Carraro, A. & Júnior, A. F. A. (2018), 'O mando de campo em clássicos: os casos bra-pel e gre-nal', *Análise Econômica* **36**(71), 135–164.
- Shikida, C. D., Araujo Jr, A. F. & Pinho, F. M. (2018), 'Cartões vermelhos e amarelos e a teoria econômica do crime: o caso do campeonato brasileiro de futebol', *Economic Analysis of Law Review* **9**(1), 242–258.
- Sloane, P. J. (1971), 'The economics of professional football: the football club as a utility maximiser', *Scottish journal of political economy* **18**(2), 121–146.
- Smithson, M. & Verkuilen, J. (2006), 'A better lemon squeezer? maximum-likelihood regression with beta-distributed dependent variables.', *Psychological methods* **11**(1), 54.
- Tao, Y.-L., Chuang, H.-L. & Lin, E. S. (2016), 'Compensation and performance in major league baseball: Evidence from salary dispersion and team performance', *International Review of Economics & Finance* **43**, 151–159.
- Transfermarkt (2019). <https://www.transfermarkt.pt/>; Acesso em 22 de abril de 2019.
- Trejo, S. M. F., Murzi, D. & Nassar, B. (2019), 'Violence and death in Argentinian soccer in the new Millennium: Who is involved and what is at stake?', *International Review for the Sociology of Sport* . **54**(7), 1-18.

Apêndice

Tabela 5: *Dummies* para os efeitos fixos dos clubes como determinantes do desempenho, em termos de aproveitamento percentual dos pontos conquistados, ao final dos campeonatos brasileiro e argentino de futebol, 2006 – 2017

Aproveitamento	Brasil	Argentina
DSP / DRIV	0,135 (0,079)	-0,247 (0,015)
DCOR / DRAC	0,012 (0,086)	-0,069 (0,135)
DSAN / DSL	-0,080 (0,064)	-0,109 (0,141)
DPAL / DIND	-0,014 (0,095)	-0,130 (0,172)
DVAS / DVEL	0,031 (0,076)	-0,128 (0,136)
DFLU / DEST	-0,012 (0,080)	0,067 (0,145)
DBOT / DLB	-0,130 (0,068)	-0,142 (0,140)
DCRU / DROS	0,057 (0,071)	-0,130 (0,137)
DCAM	-0,056 (0,072)	-
DGRE	0,054 (0,085)	-
DINT	-0,014 (0,075)	-
DNE / DBA	-0,148** (0,064)	-0,306** (0,132)
DCUR	0,015 (0,063)	-
DSUL / DFBA	-0,138** (0,070)	-0,286** (0,130)
DCO	-0,108 (0,078)	-
DOUT	-0,249*** (0,072)	-
Observações	240	270
Wald qui-quadrado	339,99***	210,62***

Fonte: Elaboração própria

Notas:

*** significativo a 1%. ** significativo a 5%.

Na Tabela 5, a primeira variável qualitativa refere-se ao Brasil e a segunda (quando for o caso), à Argentina.

DETERMINANTES DA ECOINOVAÇÃO NA INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO BRASILEIRA: UMA ANÁLISE EMPÍRICA

GABRIEL TEIXEIRA ERVILHA *
WILSON DA CRUZ VIEIRA †
ELAINE APARECIDA FERNANDES ‡

Resumo

O objetivo deste trabalho é analisar, por meio do método econométrico logit ordenado multinível e da Pesquisa de Inovação (PINTEC 2014), os determinantes da ecoinovação na indústria de transformação brasileira. Os resultados indicaram a importância das heterogeneidades setoriais na probabilidade das empresas ecoinovarem, além dos fatores individuais das firmas. Nesse sentido, sugere-se que o fortalecimento de ações de P&D, os investimentos públicos, a maior interação entre instituições de pesquisa e ensino com as empresas e instrumentos regulatórios específicos podem contribuir para se ter uma indústria de transformação mais aberta a práticas eficientes de gestão ambiental.

Palavras-chave: indústria de transformação, heterogeneidade setorial, PINTEC, logit ordenado multinível.

Abstract

The objective of this paper is to analyze the determinants of eco-innovation in Brazilian transformation industry using the multilevel ordered logit method and the Innovation Research (PINTEC 2014). The results indicated the importance of sectoral heterogeneities in the probability of eco-innovation, besides the individual firm's factors. In this sense, the strengthening of R&D actions, public investments, the greater interaction between research and teaching institutions with companies and specific regulatory instruments can contribute to having a manufacturing industry more open to efficient environmental management practices.

Keywords: manufacturing industry, sectoral heterogeneities, PINTEC, multilevel ordered logit.

JEL classification: C01, Q55.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea161617>

* Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV), Brasil. E-mail: gabriel.ervilha@ufv.br

† Professor do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (UFV), Brasil. E-mail: wvieira@ufv.br

‡ Professora do Departamento de Economia da Universidade Federal de Viçosa (UFV), Brasil. E-mail: eafernandes@ufv.br

1 Introdução

Durante muitos anos, o setor industrial, um dos principais responsáveis pelas emissões dos diversos poluentes nocivos ao meio ambiente (Marcovitch 2006), não se atentou para os custos ambientais de seus processos produtivos, nem aos seus desperdícios. Acreditava-se que produzir de maneira ecologicamente correta seria mais oneroso e prejudicaria o desempenho econômico-financeiro das empresas. Entretanto, a adoção de tecnologias possibilitou uma maior eficiência no uso dos recursos naturais e a substituição de insumos no processo produtivo (Porter & Linde 1995).

Nesse sentido, as empresas são desafiadas a promover o desenvolvimento sustentável, através das inter-relações econômicas, sociais e ambientais, enfrentando importantes fatores, como concorrência, escassez de recursos, externalidades ambientais, entre outros. A inovação tornou-se, portanto, uma solução na busca de maior produtividade, competitividade e, conseqüentemente, lucratividade. Mas, além desses ganhos econômicos, havia a possibilidade de ganhos ambientais.¹

A relação entre inovação e sustentabilidade fez com que se derivassem novos conceitos, como as terminologias inovação ambiental, inovação verde e inovação sustentável (Hojnik & Ruzzier 2016), que podem ser sintetizados no termo ecoinovação.

A ecoinovação pode ser definida, basicamente, como toda inovação que se traduza em avanço importante no sentido do desenvolvimento sustentável, reduzindo o efeito do processo produtivo no ambiente; ou seja, todo tipo de ação inovativa que possa contribuir com o meio ambiente. Kemp & Pearson (2008) definem ecoinovação como a produção, exploração de um produto, processo, serviço, método de gestão ou negócio que é novo para a organização e que resulta, ao longo do seu ciclo de vida, em redução de impactos negativos ao meio ambiente em comparação com alternativas relevantes.

Especificamente para o Brasil, os resultados da Pesquisa de Inovação (PIN-TEC), em suas três últimas edições (2008, 2011 e 2014) identificaram que houve crescimento no número de empresas brasileiras que adotaram novas técnicas de gestão ambiental e inovaram com conseqüente redução nos impactos ambientais. Contudo, o crescimento dessas ecoinovações vem perdendo força ao longo dos anos, diante da considerável redução dos investimentos em tecnologias ambientais (IBGE 2010, 2013, 2016).

Diante dessas informações, se faz necessário compreender os fatores que determinam o comportamento das empresas e dos setores industriais em relação às questões ambientais, de forma a garantir um aparato informacional importante nas estratégias micro e macro do desenvolvimento sustentável. Nesse contexto, questiona-se se as especificidades setoriais e características das firmas influenciam na intensidade da adoção de ecoinovações pela indústria brasileira.

Os fatores que influenciam uma firma a ecoinnovar são, em geral, semelhantes aos que impactam as inovações tradicionais (Schumpeter 1961), sendo

¹Brundtland (1988) mostra que, ao se considerar o desenvolvimento sustentável como tema importante, reconhece-se simultaneamente a importância da inovação no desenvolvimento de novos produtos e processos e, conseqüentemente, a utilização mais racional dos recursos naturais. Em conformidade com essa ideia, Porter & Linde (1995) apresentaram que o uso adequado dos recursos produtivos (água, energia e matéria-prima) poderia garantir importante melhoria ambiental.

provenientes de características tanto internas quanto externas à firma². Existem, ainda, determinantes da ecoinovação que são inerentes ao setor em que a empresa opera (Pavitt 1984).

A literatura empírica internacional³, apesar dos diferentes objetos de pesquisa, sugere que a ecoinovação tende a ser mais presente em empresas exportadoras, com maiores investimentos em gestão e Pesquisa & Desenvolvimento (P&D) e que desempenham atividades com alto grau de concorrência. Outro fator também recorrente na análise refere-se à pressão de agentes internos e externos à empresa (acionistas e clientes, por exemplo), reforçando a importância da imagem corporativa quanto à sustentabilidade. Para o Brasil, os estudos que relacionam as características das firmas e a ecoinovação⁴ apontaram que a intensidade de exportações, forças internas à empresa e a regulação ambiental são os principais fatores para a adoção da ecoinovação pela empresa. Adicionalmente, também consideram-se aspectos como: financiamento do governo, cooperação entre empresas, especificidades regionais e pressões da demanda e de entidades socioambientais. Tais resultados também reforçam a existência de heterogeneidades tecnológicas nos diversos setores industriais.

Apesar da extensa literatura nacional e internacional na temática, propondo a compreensão dos fatores relacionados à inovação ambiental nas empresas, ainda cabe analisar como as características das empresas e dos setores contribuem para diferentes intensidades de inovação com ênfase no meio ambiente, além de explorar métodos de estimação ainda pouco difundidos na literatura correlata.

Nesse sentido, este trabalho contribui para a literatura existente ao identificar a relação da inovação em processos produtivos como forma de garantir um desenvolvimento industrial sustentável, utilizando a estrutura econométrica do *logit* ordenado multinível, com dois níveis (empresa e setor) e quatro intensidades de ecoinovação (alta, média, baixa e inexistente), um diferencial em relação à literatura conexa. Ademais, este trabalho traz contribuição ao debate sobre a ecoinovação nas indústrias brasileiras por incorporar a PINTEC 2014, última base de dados disponibilizada.

Dessa forma, o objetivo deste trabalho é analisar os determinantes da ecoinovação na atual estrutura industrial brasileira. Especificamente, pretende-se, através da metodologia *logit* ordenado multinível, verificar empiricamente, com dados da PINTEC 2014, os fatores individuais e setoriais que caracterizam as firmas brasileiras nos diferentes níveis de ecoinovação.

Além desta introdução, o artigo está estruturado em mais quatro seções: na seção 2 são apresentados aspectos teóricos e empíricos acerca da ecoinovação; em seguida, na seção 3, encontram-se o aparato econométrico utilizado na análise, assim como os dados e variáveis utilizados. Na seção 4, os resultados são apresentados e discutidos e, finalmente, na seção 5, o trabalho é concluído.

²As características podem apresentar dimensões tanto com enfoque neoclássico (Rennings 2000) quanto evolucionário (Dosi 1988).

³Brunnermeier & Cohen (2003), Scott (2003), Rogers (2004), Mazzanti & Zoboli (2006), Frondel et al. (2007), Horbach (2008), Wagner (2008), Marchi (2012) e Horbach et al. (2012), entre outros estudos regionais.

⁴Ferraz & Serôa da Motta (2002), Serôa da Motta (2006), Alborno et al. (2009), Diniz et al. (2010), Lucchesi et al. (2014), Hoff et al. (2016) e Freire (2018), por exemplo.

2 Aspectos teóricos e empíricos daecoinovação

2.1 A literatura teórica daecoinovação e seus determinantes

Os termos inovação e meio ambiente estão estreitamente relacionados. A inovação tornou-se fator essencial para o desenvolvimento de qualquer nação e, neste contexto, o uso de tecnologias que permitem reduzir o impacto sobre o meio ambiente e proporcionem novas técnicas de produção e gestão ambiental são fundamentais. A mudança tecnológica com o objetivo de minimizar os efeitos negativos sobre o meio ambiente depende, primeiramente, do comportamento das unidades produtivas e dos indivíduos. As firmas precisam desenvolver a capacidade de gerar e adotar inovações ambientais e os indivíduos necessitam agir obedecendo os princípios do desenvolvimento sustentável⁵.

O número de trabalhos que argumentam que a escala do sistema econômico e os padrões de consumo, decorrentes do estilo de crescimento atual, são insustentáveis do ponto de vista ecológico vem aumentando ao longo dos anos.⁶ Dessa forma, o desenvolvimento tecnológico enquadra-se como elemento chave para solucionar problemas de ordem ambiental (Solow 1974, 1986, Grossman & Krueger 1995, Friedman 2006). Por sua vez, Porter & Linde (1995) indicaram que as inovações, quando atreladas à questão ambiental, promovem ganhos tanto no aspecto ambiental quanto na competitividade; ou seja, a forma como uma empresa responde às questões ambientais seria fator determinante para a sua competitividade.⁷

É nesse contexto que se desenvolve o conceito de ecoinovação. Baseado, teoricamente, nas ideias de Schumpeter (1961)⁸, o termo relaciona-se a qualquer inovação que se traduza em um avanço importante no sentido do desenvolvimento sustentável, sendo, portanto, capaz de reduzir o impacto do processo produtivo no ambiente (Fussler & James 1996). Isso significa utilizar os recursos naturais de forma mais eficiente e responsável. Arundel et al. (2007), Kemp & Pearson (2008) e Oltra (2008) reforçam que os impactos positivos no meio ambiente não necessariamente são as finalidades das inovações, mas que o conceito de ecoinovação independe das motivações primais.

A literatura teórica expõe que as ecoinovações sofrem influência de fatores semelhantes aos que impactam as inovações tradicionais. Com o enfoque neoclássico, Rennings (2000), por exemplo, classificou os fatores impulsionadores

⁵O nível governamental é importante também, pois afeta o individual e o sistema como um todo.

⁶Os estudos de Daily (1997), Daily et al. (2000), Costanza et al. (1997, 1998), Huetting et al. (1998), Groot et al. (2002), Limburg & Folke (1999), Farber et al. (2002), Patterson (2002), Sukhdev (2008), dentre outros podem ser citados como exemplos.

⁷Porter & Linde (1995) afirmaram que as regulações e políticas ambientais podem beneficiar não só o meio ambiente, mas também as indústrias reguladas; ou seja, uma regulamentação ambiental pode estimular as empresas a buscarem inovações que minimizem o impacto ambiental e propiciem a minimização de custos e ganhos de produtividade e competitividade. Dessa forma, a sociedade se beneficiaria da redução do impacto ambiental (poluição), e as empresas poderiam ampliar sua lucratividade. Contudo, os autores relatam que, devido à assimetria informacional e problemas de coordenação, as empresas não são capazes de detectar o potencial das ecoinovações *per se*.

⁸Este autor considerava que a inovação era condição necessária para o desenvolvimento econômico, proporcionando a dinâmica necessária às atividades produtivas. Inicialmente, as firmas produziam novos produtos ou os mesmos produtos com processos diferentes; ao ser copiado ou imitado pelos concorrentes, o empresário buscava promover outras inovações, gerando novas ideias, novos processos e mais inovação. Essa busca pela criação contínua e cíclica foi denominada “destruição criadora” (Schumpeter 1961).

da ecoinovações em três grupos: (i) fatores puxados pelo mercado - *market pull* (market share, a concorrência, a inserção em novos mercados, os custos do trabalho, a demanda, fluxos informacionais, etc.); (ii) fatores empurrados pela tecnologia - *technology push* (qualidade do produto, a eficiência produtiva, logística e armazenamento, capacidade tecnológica e a eficiência energética); e (iii) fatores inerentes ao processo regulatório - *regulatory push* e *regulatory pull* (legislação ambiental vigente, os padrões de segurança e saúde ocupacional, exigências informacionais nos produtos, regras de responsabilização por danos e a expectativa de novas regulações), sendo que estes últimos possibilitam a ocorrência dos dois primeiros.

A tecnologia, seja ambiental ou não, pode ser classificada de acordo com o tipo de mudanças a que ela se refere, variando entre pequenas mudanças (inovações incrementais) e mudanças sistêmicas (inovações radicais e mudança de paradigma tecnológico); e de tecnologias que podem ser alteradas no curto prazo ou apenas no longo prazo (Dosi 1988, Cassiolato & Lastres 2005). Novas técnicas geram novos produtos, processos ou novos modos de organização da firma e produzem um estilo dinâmico na economia. Novos paradigmas tecnológicos nascem e podem estar baseados na utilização menos intensiva de energia, água e matérias-primas, por exemplo. Cabe mencionar que a ecoinovação nem sempre gera mudança de paradigma tecnológico, pois uma inovação com redução de impacto ambiental pode ser advinda de uma inovação incremental, ou seja, alterar um produto ou processo já existente para o enfoque ambiental. No caso de a inovação ser radical, o produto e/ou processo é totalmente novo, rompendo o paradigma vigente e estabelecendo um novo.

A dinâmica entre todos os fatores forma uma complexa estrutura sistêmica entre o ambiente econômico e a direção da mudança tecnológica. A teoria evolucionária, objetivada por Dosi (1982), se estabeleceu propondo incorporar às interações as especificidades setoriais e das firmas. Esse enfoque evolucionário da firma vem destacando-se a partir de trabalhos pioneiros, como os de Nelson & Winter (1977), Dosi (1984) e Pavitt (1984).⁹

Pavitt (1984), ao incorporar à corrente evolucionista os conceitos da organização industrial, realizou o estudo da estrutura setorial (taxonomias setoriais) nos processos inovativos industriais. Segundo o autor, as semelhanças presentes nos processos produtivos das firmas resultam em trajetórias tecnológicas também similares, permitindo o agrupamento das indústrias em categorias setoriais. Dessa forma, ao definir os padrões setoriais de inovação, é possível identificar condutas que aproximam firmas de um mesmo setor e que diferenciam um setor dos demais, permitindo a compreensão dos fatores relacionados à inovação e, similarmente, à ecoinovação (Pavitt 1984, Malerba 1992, Dosi & Marengo 1994). As diferentes especificidades das condições setoriais desempenham um papel decisivo na intensidade da adoção de ecoinovações pela empresa.

Considerando as exposições realizadas, deve-se ainda acrescentar importantes características que fazem a teoria evolucionária¹⁰ adequada para anali-

⁹Em paralelo ao conceito de ecoinovação tem-se o fortalecimento da ideia de logística reversa e análise do ciclo de vida dos produtos (Leite 2009, Brito & Aguiar 2014), que são essenciais para garantir a sustentabilidade das empresas em função das novas exigências do mercado.

¹⁰Na abordagem de Nelson & Winter (1977, 1982), a economia evolucionária trata a mudança técnica utilizando e adaptando conceitos da biologia. Contribuições teóricas dos neoschumpeterianos, dentre eles Freeman (1974, 1984), foram adicionadas e o progresso técnico passa a ser considerado um indicador fundamental no processo de desenvolvimento da firma e do mercado.

sar, além de inovações convencionais, as ecoinovações, a saber: (i) a perspectiva histórica dos danos ambientais; (ii) a perspectiva dinâmica evolutiva das mudanças na tecnologia; (iii) a interdependência temporal (*path-dependent*) da ecoinovação; (iv) a cumulatividade do dano ao meio ambiente; (v) a irreversibilidade da degradação; e (vi) a incerteza do resultado da mudança tecnológica (Dosi 1988, Kemp & Soete 1992, Freeman 1995).

Nessa perspectiva, a capacidade de a firma inovar está relacionada com o aprendizado acumulado adquirido por meio da pesquisa e desenvolvimento, do “aprender fazendo” (*learning-by-doing*) (Arrow 1962), do “aprender usando” (*learning-by-using*) (Rosenberg 1982) e do “aprender interagindo” (*learning-by-interacting*) (Lundvall 1992). O tipo e a intensidade da inovação são adquiridos por meio do acúmulo das três competências e os ativos tecnológicos, proporcionando a evolução das trajetórias da firma. As trajetórias são modificadas quando a firma acumula competências e aprimora sua capacidade inovativa (Nelson & Winter 1982). A consequência disso é que a firma pode inovar de forma contínua e evoluir no tempo. Especificamente no caso de questões ambientais, são adicionadas às questões supracitadas as externalidades negativas, que podem assumir diferentes dimensões (Kemp & Soete 1992, Lustosa 2002).

2.2 A literatura empírica da ecoinovação e seus determinantes

A temática sobre a dinâmica inovativa, incluindo a ecoinovação, é abordada na literatura econômica por três linhas de investigação distintas: a primeira define a mudança técnica como exógena à ciência econômica; a segunda insere a inovação como resultado da estrutura de mercado; e a terceira, em que se enquadra a teoria evolucionária, confere uma lógica particular para o processo inovativo sem descartar a importância dos fatores econômicos (Campos & Ruiz 2009).

Apesar da presença de particularidades em cada uma das linhas investigativas, as três teorias convergem sobre a importância das características setoriais e individuais das firmas para compreender a dinâmica ecoinovativa, já que tais características direcionariam as oportunidades tecnológicas percebidas por empresas e setores. A capacidade tecnológica, individual e setorial, seria, portanto, capaz de promover mudanças estruturais que resultariam na ampliação ou redução das heterogeneidades setoriais (Avellar et al. 2012).

Nas últimas duas décadas, muitos estudos empíricos se concentraram em identificar quais foram as características e os determinantes das ecoinovações, sendo, mais recentemente, incorporado às análises o enfoque evolucionário das inovações, aumentando o escopo e a profundidade das pesquisas (Bernauer et al. 2007, Marchi 2012). Dessa forma, os seguintes fatores organizacionais, institucionais e econômicos começaram a ser agregados nos estudos: fluxos de informações e conhecimento, capacitações tecnológicas e de absorção interna, características setoriais, comportamento inovador das firmas, as condições de mercado (*technology push* e *demand pull*), entre outros (Veugelers 2012).

A literatura internacional sobre os determinantes da ecoinovação, apesar de ainda em construção, engloba diversas metodologias, indicadores e resultados, tornando a investigação ainda mais contemporânea e relevante. Os trabalhos de Jaffe & Palmer (1997) – pioneiro na análise dos determinantes da ecoinovação – e Brunnermeier & Cohen (2003) procuraram estabelecer a

relação entre as políticas de regulação e a adoção de inovações nas indústrias americanas, baseando-se na hipótese formulada por Porter & Linde (1995). Ambos os trabalhos mostraram que a redução dos custos globais das firmas está associada a um aumento nos investimentos em P&D e que não houve uma relação significativa entre as regulações e a ecoinovação. A partir desses estudos, diversos trabalhos foram sendo traçados, como pode ser exemplificado pela Tabela 1, que apresenta parte da literatura internacional sobre a temática.

A revisão da literatura¹¹ permite constatar, ainda, que os estudos sobre os países de renda média e em desenvolvimento ainda são escassos e, embora a identificação dos determinantes da ecoinovação nas empresas seja um tópico difundido na literatura, muitas questões sobre tais fatores nesses países permanecem sem a devida análise (Del Río et al. 2016).

Na mesma direção da literatura internacional sobre ecoinovações, as pesquisas para a economia brasileira também vêm evidenciando e identificando as características e determinantes do processo de ecoinovação das firmas nacionais.

Diniz et al. (2010), ao analisarem as inovações ambientais no Polo Industrial de Manaus, mostraram que os fatores que mais influenciam a adoção de processos mais limpos são: tamanho da empresa, natureza do capital, grau de exportação, pressão da comunidade, redução de custos e subsídios. Marta et al. (2011) concluíram que os principais determinantes do investimento em redução da poluição foram o tamanho e a produtividade das empresas, ambos com relação positiva, e a idade da empresa com relação negativa. Já Oliveira et al. (2012), ao analisarem dados da indústria de serviços no período de 2009-2011, identificaram que a maioria das empresas utiliza recursos próprios como a principal fonte financiadora da atividade inovativa e reforçaram a necessidade de fontes de financiamento e subvenção governamentais para estimular a ocorrência de ecoinovações no contexto das empresas brasileiras.

Lucchesi et al. (2014) também contribuíram para a análise dos determinantes da ecoinovação na indústria de transformação brasileira, ao verificarem o papel da regulação ambiental na adoção de ecoinovações e confirmarem que as empresas de capital estrangeiro e que exportam têm maior probabilidade de adotar ecoinovações. Já o trabalho de Hoff et al. (2016) mostrou que o número de firmas ecoinovadoras representa um terço do total das empresas que inovam, e que os fatores internos e externos às empresas, tais como a dinâmica do processo produtivo e as leis ambientais e regulações, respectivamente, podem explicar a heterogeneidade entre os diferentes setores da atividade econômica. Por fim, Freire (2018) e Rabêlo & Melo (2018) evidenciaram a importância de parcerias para o desenvolvimento de condições e estímulos para a implementação de ecoinovações nos níveis corporativo e setorial.¹²

Dessa forma, compreender os fatores que determinam o comportamento das empresas e dos setores industriais em relação às questões ambientais garante um aparato informacional importante nas estratégias setoriais e nacionais de desenvolvimento sustentável. A literatura internacional, apesar dos

¹¹Revisões ampliadas sobre a literatura dos determinantes da ecoinovação podem ser encontradas em Barbieri et al. (2016), Del Río et al. (2016), Hojnik & Ruzzier (2016), Pacheco et al. (2017), Xavier et al. (2017) e Salim et al. (2019).

¹²Outros estudos que relacionam as estratégias inovativas das firmas brasileiras e as questões ambientais são Alperstedt et al. (2010), Carvalho et al. (2013), Queiroz & Podcameni (2014), Severo et al. (2015), Pinsky & Kruglianskas (2017).

Tabela 1: Revisão da literatura internacional sobre os determinantes da ecoinovação

Trabalhos	Objeto de estudo	Principais determinantes da ecoinovação (resultados)
Berrone et al. (2013)	Estados Unidos	Pressões institucionais
Mazzanti & Zoboli (2006); Antonioli & Mazzanti (2009); Cainelli et al. (2012)	Itália	Investimentos em P&D, gestão de custos e cooperação entre firmas
Fronzel et al. (2007); Rehfeld et al. (2007); Horbach (2008); Kammerer (2009); Rexhäuser & Rammer (2011); Horbach et al. (2012); Horbach (2014b)	Alemanha	Investimentos em P&D e em capacitação tecnológica das firmas, parcerias com instituições e outras empresas. As políticas governamentais podem impactar significativamente apenas em algumas atividades setoriais
Demirel & Kesidou (2011)	Reino Unido	Preocupação ambiental, instrumentos de regulamentação e pressão social
Galliano & Nadel (2012)	França	Tamanho da empresa (médio e grande portes) e preocupação com a imagem da marca
Cole et al. (2006)	Japão	Investimento estrangeiro direto, empresas que exportam, intensidade de capital físico e tamanho da empresa
Marchi (2012); Del Rio et al. (2015); Llopis & Blasco (2018)	Espanha	Parcerias externas, tamanho e tempo de existência da firma
Veugelers (2012)	Bélgica	Fatores relacionados ao <i>demand pull</i> e políticas de incentivo a tecnologias verdes
Wagner (2008)	9 países europeus	Tamanho da empresa não tem nenhum efeito sobre a probabilidade de ecoinnovar
Triguero et al. (2013)	27 países europeus	Incentivos econômicos
Horbach (2014b)	Europa Oriental	Subsídios relacionados ao meio ambiente
Ghisetti et al. (2015)	11 países europeus	Fontes externas de conhecimento (institutos de pesquisa, agências, universidades, clientes e fornecedores) na geração de ecoinovações
Testa & Iraldo (2010)	Países da OCDE	Técnicas avançadas de gestão administrativa e operacional
Cai & Zhou (2014); Li (2014); Cai & Li (2018)	China	Redes externas de cooperação e conhecimento
Lin et al. (2014)	China	Capital político (relação negativa)

diferentes objetos de pesquisa, sugere que a ecoinovação tende a ser mais presente em empresas exportadoras, com maiores investimentos em gestão e P&D e que desempenham atividades com alto grau de concorrência. Outro fator também recorrente na análise refere-se à pressão de agentes internos e externos à empresa (acionistas e clientes, por exemplo), reforçando a importância da imagem corporativa quanto à sustentabilidade. Para o Brasil, os estudos que relacionam as características das firmas e a ecoinovação apontaram que a intensidade de exportações, forças internas à empresa e a regulação ambiental são os principais fatores para a adoção da ecoinovação pela empresa. Outros fatores também considerados são: financiamento do governo, cooperação entre empresas, especificidades regionais, pressões da demanda e entidades socioambientais. Tais resultados reforçam a existência de heterogeneidades tecnológicas nos diversos setores industriais.

Para atingir os objetivos propostos neste trabalho, a literatura revisada contribui consideravelmente para a seleção das variáveis explicativas usadas no modelo econométrico de ecoinovação nas indústrias brasileiras. Assim, pode-se obter uma melhor compreensão do fenômeno e, desta forma, contribuir para o fornecimento de dados e evidências que possam propiciar a formulação de políticas de incentivo à adoção destas inovações.

3 Metodologia

Os modelos lineares generalizados multinível (GLLAMM) estão, progressivamente, ganhando destaque nas diversas áreas de conhecimento, com especial notoriedade no campo das ciências sociais aplicadas. A conquista de espaço no meio científico deve-se ao fato dos modelos multinível, ao contrário dos modelos tradicionais de regressão, considerarem a estrutura naturalmente aninhada de dados, viabilizando a identificação e análise das heterogeneidades individuais e entre grupos em que estes indivíduos estão inseridos (Fávero & Belfiore 2017).

Os GLLAMM compreendem os modelos hierárquicos lineares (HLM) e os não lineares (HNM). Embora ambos apresentem uma estrutura em níveis, enquanto o HLM apresenta a variável dependente de forma contínua, o HNM expressa a variável resposta de maneira categórica (Fávero & Belfiore 2017).

Dessa forma, o modelo hierárquico não linear se define como o método efetivo para os objetivos desta pesquisa. Primeiramente, porque a definição dos setores como um segundo nível permite incorporar explicitamente no estudo duas questões: (i) a característica estratificada natural dos dados; e (ii) a validade da análise dos efeitos fixos e dos efeitos aleatórios para a temática da dinâmica inovativa.

Especificamente, a questão (i) refere-se ao fato da base de dados, aqui utilizada, estratificar as empresas de acordo com as 24 atividades econômicas; ou seja, a disposição dos dados já apresenta empresas conglomeradas em um nível superior, favorecendo a utilização do HNM. Ademais, mais do que a incorporação da característica natural dos dados, a utilização do modelo hierárquico não linear, com os setores em segundo nível, busca, como explicitado em (ii), validar a influência não homogênea das atividades econômicas sobre a disposição das empresas ecoinovarem.¹³

¹³A literatura sobre a temática, já amplamente debatida, apresenta Pavitt (1984) como difusor da importância da estrutura setorial (taxonomias setoriais) nos processos inovativos. Segundo

Dessa forma, a utilização de uma estrutura multinível visa contribuir com a literatura sobre a dinâmica inovativa ao considerar que os setores são heterogêneos e, portanto, capazes de influenciar a variação dos determinantes daecoinovação. A relevância do presente estudo é potencializada ao valer-se adicionalmente da regressão logística ordenada, implicando na utilização de um modelo HNM complexo, denominado *multilevel mixed-effects ordered logistic regression*.

A regressão logística ordenada faz uso da variável dependente categórica ordinal, resultando em modelos que possuem menos parâmetros e de maior facilidade de interpretação¹⁴. Há diferentes formas de definir as categorias e caracterizar o que significa “sucesso” ou ocorrência do evento de interesse: o modelo de probabilidade proporcional - PO (ou cumulativo), o modelo de taxa de continuação (CR) e o modelo de categorias adjacentes (AC) (O’Connell 2010). Cada um desses modelos deve ser utilizado conforme a necessidade do problema de pesquisa.

Nesse sentido, quando se deseja acrescentar aos dados ordinais um modelo multinível, a literatura e os próprios *softwares* convergem para o modelo de probabilidade proporcional ou *logit* cumulativo. Basicamente, o modelo PO distingue as categorias com base nos *cutpoints* (pontos de corte), de maneira que o sucesso pode ser definido como estando em categorias no ou abaixo do *m*-ésimo ponto de corte (opção ascendente) ou, alternativamente, como estando em categorias maiores ou iguais ao ponto de corte (opção descendente) (O’Connell 2010).

Formalizando de acordo com Raudenbush & Bryk (2002), o modelo ordenado multinível é representado pelo conjunto das equações (1) e (2):

$$\text{Nível 1: } \eta_{mij} = \ln(Y_{mij}) = \beta_{0j} + \sum_{q=1}^Q \beta_{qj} X_{qij} + \sum_{m=2}^{M-1} D_{mij} \delta_m \quad (1)$$

$$\text{Nível 2: } \beta_{qj} = \gamma_{q0} + \sum_{s=1}^{S_q} \gamma_{qs} W_{sj} + u_{qj} \quad (2)$$

em que η_{mij} é o *logit* predito da *m*-ésima comparação cumulativa para a empresa *i* no setor *j*; *m* designa as possibilidades de categorias ordenadas ($m = 1, \dots, M$), sendo D_{mij} o indicador das *m* categorias e seu respectivo limiar δ_m ; β_{0j} é o intercepto geral que, segundo o STATA (2015), tem seu efeito absorvido pelos *cutpoints*; β_{qj} é a inclinação explicitada pela equação (2), que engloba: (i) mudança na inclinação em razão de $X(\gamma_{q0})$, representando a alteração na variável dependente para observação *i* pertencente a determinado grupo *j*, quando houver uma alteração unitária na característica *X*; (ii) mudança na inclinação em razão de $W \cdot X(\gamma_{qs})$, refere-se à alteração na variável dependente para observação *i* pertencente a determinado grupo *j*, quando houver uma

o autor, as semelhanças presentes nos processos produtivos das firmas resultam em trajetórias tecnológicas também similares, permitindo o agrupamento das indústrias em categorias setoriais.

¹⁴Quando uma variável categórica tem mais de duas categorias, distingue-se dois tipos de escalas. Dessa forma, além das variáveis ordinais, há as variáveis categóricas com escalas não ordenadas, chamadas de variáveis nominais, que resultam em modelos com mais parâmetros estimados e de interpretação mais difícil (Raudenbush & Bryk 2002).

alteração unitária no produto $W \cdot X$; e (iii) u_{qj} são os efeitos aleatórios na inclinação. A suposição de probabilidades proporcionais mantém que, em todas as divisões cumulativas $M-1$, essas inclinações sejam constantes, embora variem intragrupo (Fávero & Belfiore 2017).

De modo a adequar as equações (1) e (2) à dinâmica ecoinovativa deste trabalho, tem-se que i refere-se às 6.656 empresas brasileiras analisadas, que podem ser agrupadas em $j = 24$ setores industriais. As definições e descrições das variáveis dependente e explicativas do modelo ordenado multinível são apresentadas na Tabela 2.

A Tabela 2 evidencia que a variável explicada é dividida em quatro categorias ($m = 4$) para indicar a relevância da ecoinovação. A variável ecoinovação (*eco*) é construída com base em duas questões da PINTEC: (i) o impacto da inovação sobre o meio ambiente; e (ii) o uso de novas técnicas de gestão ambiental para tratamento de efluentes, redução de resíduos, de CO_2 , etc. Cabe ressaltar que as questões da PINTEC trazem os esforços/resultados das empresas na redução do impacto causado ao meio ambiente, e não uma mensuração explícita do nível de ecoinovação empregado na empresa. Infelizmente, ainda não há uma variável a nível de empresa que mesure o nível de ecoinovação, sendo as questões da PINTEC a *proxy* mais adequada para este tipo de análise.

Já o vetor de variáveis explicativas do nível de empresa (X) é formado por 14 variáveis preditoras, implicando Q de mesmo valor. Por fim, o vetor de variáveis independentes do nível de setor (W) é composto por quatro variáveis, resultando em $S = 4$.

No que concerne a variáveis explicativas, espera-se que Fonte de informação externa (*externa*), Pessoal ocupado (*peessoal*), Intensidade tecnológica setorial (*pdset*) e Concentração setorial (*concentra*) apresentem um coeficiente estimado com sinal positivo, dadas as discussões apresentadas por Pavitt (1984), Schumpeter (1961), Ferraz & Serôa da Motta (2002), Cole et al. (2006), Mazzanti & Zoboli (2006), Horbach (2008, 2014a), Avellar et al. (2012), Marchi (2012), Horbach et al. (2012), Galliano & Nadel (2012), Lucchesi et al. (2014) e Del Rio et al. (2015).

Já para as demais variáveis não é possível estabelecer um sinal esperado, já que a literatura não é consensual sobre a relação entre Intensidade da exportação (*intexp*), Apoio do governo (*gov*), Capacitação tecnológica (*captec*), Intensidade de P&D (*intpd*), Intensidade de estrutura inovativa (*intinov*) e Capital estrangeiro (*capital*) com a relevância da ecoinovação (Ferraz & Serôa da Motta 2002, Cole et al. 2006, Mazzanti & Zoboli 2006, Frondel et al. 2007, Horbach 2008, 2014a,b, Marchi 2012, Horbach et al. 2012, Veugelers 2012, Lucchesi et al. 2014, Del Rio et al. 2015, Hoff et al. 2016).

Por outro lado, espera-se, com base na teoria apresentada, especialmente apoiada na taxonomia de Pavitt (1984), que o segundo nível se mostre significativo, de forma que seja possível captar os efeitos fixo e aleatório do modelo estrutural para a análise da dinâmica ecoinovativa. Especificamente, verificou-se o resultado da correlação intraclasse (ICC) dada pela expressão (3):

$$ICC = \frac{Var(u_{qj})}{Var(u_{qj}) + 3,29} \quad (3)$$

O ICC mede a proporção da variância total devido ao primeiro e segundo nível. Especificamente, $Var(u_{qj})$ representa a variância a nível de setor, sendo

Tabela 2: Descrição das variáveis do modelo, com base da PINTEC^a

Variáveis	Variável no modelo	Descrição da variável
Dependente (Categoria 1)	EcoInovação inexistente (<i>eco=1</i>)	$eco = 1$ se Baixa/Não ou Inexistente/Sim ou Inexistente/Não (combinação das questões 105 e 189)
Dependente (Categoria 2)	EcoInovação baixa (<i>eco=2</i>)	$eco = 2$ se Média/Não ou Baixa/Sim (combinação das questões 105 e 189)
Dependente (Categoria 3)	EcoInovação média (<i>eco=3</i>)	$eco = 3$ se Alta/Não ou Média/Sim (combinação das questões 105 e 189)
Dependente (Categoria 4)	EcoInovação alta (<i>eco=4</i>)	$eco = 4$ se Alta/Sim (combinação das questões 105 e 189)
Explicativas Nível 1	Intensidade da exportação (<i>intexp</i>)	$intexp = 0,2 * Questão\ 89 + 0,3 * Questão\ 90 + 0,4 * Questão\ 91 + 0,1 * Questão\ 92$
	Apoio do governo (<i>gov</i>)	$gov = 1$ se pelo menos uma das respostas for SIM; $gov = 0$ caso contrário (questões 156 a 162)
	Capacitação tecnológica (<i>captec</i>)	Número de empregados de nível superior/número total de empregados
	Intensidade de P&D (<i>intpd</i>)	Investimentos em P&D (questões 31 e 32) / Receita Líquida com Vendas (Questão 9)
	Intensidade de estrutura inovativa (<i>intinov</i>)	Investimentos em atividades inovativas, exclusive P&D (questões 33 a 37) / Receita Líquida com Vendas (Questão 9)
	Fonte de informação interna (<i>interna</i>)	$interna = 1$ se, pelo menos, uma resposta das questões 108 e 109 for “Alta”; $interna = 0$ caso contrário
	Fonte de informação externa (<i>externa</i>)	$externa = 1$ se, pelo menos, uma resposta das questões 110 a 121 for “Alta”; $externa = 0$ caso contrário
	Dummies regionais (<i>sul, no, ne, co</i>)	$sul = 1$ se Região Sul; $sul = 0$ caso contrário; $no = 1$ se Região Norte; $no = 0$ caso contrário; $ne = 1$ se Região Nordeste; $ne = 0$ caso contrário; $co = 1$ se Região Centro-Oeste; $co = 0$ caso contrário (base: Região Sudeste)
	Pessoal ocupado (<i>pessoal</i>)	Número de trabalhadores no final do período (Questão 8)
	Capital estrangeiro (<i>capital</i>)	$capital = 1$ se a origem do capital controlador da empresa é estrangeiro ou misto; $capital = 0$ caso contrário (Questão 1)
Produtividade (<i>prod</i>)	Receita Líquida de Vendas (Questão 9) / Pessoal Ocupado (Questão 8)	

Fonte: Elaboração própria.

^aO questionário da Pesquisa de Inovação (PINTEC 2014), com a descrição das questões, encontra-se em <<https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv99007.pdf>>

Tabela 2: Descrição das variáveis do modelo, com base da PINTEC^a (continuação)

Variáveis	Variável no modelo	Descrição da variável
Explicativas Nível 2	Intensidade tecnológica setorial (pdset)	Somatório dos gastos das empresas com P&D e inovação do setor CNAE a 2 dígitos dividido pelo somatório da RLV do mesmo setor (questões 9 e 31 a 37)
	Intensidade de exportação setorial (expset)	$Expset = \frac{0,2 * \sum_1^i (Questão\ 89_i\ pessoal_i)}{pessoal_j} + \frac{0,3 * \sum_1^i (Questão\ 90_i\ pessoal_i)}{pessoal_j} + \frac{0,4 * \sum_1^i (Questão\ 91_i\ pessoal_i)}{pessoal_j} + \frac{0,1 * \sum_1^i (Questão\ 92_i\ pessoal_i)}{pessoal_j}$ em que $pessoal_j$ é o pessoal total ocupado no setor j
	Concentração setorial (concentra)	Índice de Herfindahl-Hirschmann por CNAE a 2 dígitos, em que: $HHI_j = \sum (\frac{RLV_i}{RLV_j})^2$ onde i é empresa e j o setor (questão 9)
	Diferenciação de produto (difprod)	Número de empresas no setor que realizaram inovação de produto dividido pelo número de empresas no setor que realizaram inovação de produto e/ou processo (questões 10, 11 e 15)

Fonte: Elaboração própria.

^aO questionário da Pesquisa de Inovação (PINTEC 2014), com a descrição das questões, encontra-se em <<https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv99007.pdf>>

gerada a partir da estimação do modelo. O valor de 3,29 é a variância do erro referente ao nível de empresa, tendo como base os trabalhos de Grilli & Rampichini (2007), O'Connell (2010) e Ene et al. (2015).¹⁵

O ICC pode assumir valor de 0 a 1. No caso em que é igual a zero, não ocorre variância das empresas entre os setores, ou seja, a relevância da ecoinovação independe de qual setor a empresa pertence. Nessa situação, deve-se recorrer a procedimentos tradicionais de estimação. De maneira antagônica, se o valor for 1, toda a variabilidade existente na ecoinovação irá depender do segmento da empresa (Fávero & Belfiore 2017).

Buscando obter maior robustez à estrutura do modelo, realizou-se o teste da razão de verossimilhança (LR test), testando assim se a estrutura do modelo ordenado multinível ajusta-se de forma mais adequada aos dados do que o puro modelo logístico ordenado.

Ressalta-se, por fim, que, de modo a facilitar a interpretação dos determinantes, a análise das variáveis foi realizada valendo-se da razão de chances, expressa pela seguinte equação:

¹⁵Quando o modelo logístico é aplicado, diferentemente dos modelos multiníveis que apresentam a variável dependente contínua, não se obtém a variância do primeiro nível. Dessa forma, para o cálculo do ICC, presume-se que os resíduos do primeiro nível sigam a distribuição logística padrão, apresentando, portanto, média 0 e variância de $\pi^3/3 = 3,29$ (Grilli & Rampichini 2007, O'Connell 2010, Ene et al. 2015).

$$\pi_{mij} = \frac{\exp(\eta_{mij})}{1 + \exp(\eta_{mij})} = \frac{\text{odds}_{(mij)}}{1 + \text{odds}_{(mij)}} \quad (4)$$

3.1 Base de dados

A base de dados utilizada na presente análise é composta pela Pesquisa de Inovação (PINTEC) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), de 2014.

A PINTEC, que teve sua primeira edição publicada em 2000, visa fornecer informações trienais relacionadas às atividades de inovação das empresas brasileiras com dez ou mais pessoas ocupadas, tendo como universo de investigação as atividades das indústrias extrativas e de transformação, setores de eletricidade e gás e de serviços selecionados (IBGE 2016). A PINTEC fornece informações sobre o esforço empreendido para inovação de produtos e processos; identificação do impacto das inovações no desempenho e competitividade das empresas; fontes de informação e relações de cooperação estabelecidas com outras organizações; apoio do governo para as atividades inovativas; identificação dos problemas e obstáculos para a implementação de inovação; inovação organizacional e de *marketing*, entre outros aspectos (IBGE 2016).

Neste trabalho, utilizou-se o universo das indústrias de transformação brasileiras compreendidas na PINTEC 2014, que tem como referência o período 2012-2014.

A construção das variáveis e as estimações econométricas foram realizadas através do *software* estatístico Stata 14. Diante da confidencialidade dos microdados utilizados neste trabalho, todos os procedimentos de análise e estimação foram realizados em Sala de Acesso a Dados Restritos (SAR) do IBGE.

4 Resultados e discussão

4.1 Caracterização das empresas analisadas

A fim de conhecer melhor o objeto de estudo deste trabalho, a Tabela 3 permite caracterizar a amostra composta por 6.656 empresas pertencentes aos 24 setores elencados na Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE 2.0) do IBGE.

A produtividade média das empresas, importante fator para o crescimento econômico nacional, em 2014, foi de R\$ 306,6 mil por trabalhador. Mation (2014) ressalta que, independentemente da metodologia utilizada para o cálculo da produtividade, é consenso que houve melhora nos índices de produtividade nos últimos anos, mas o crescimento econômico no Brasil continua a ser orientado pela acumulação de fatores de produção em detrimento ao crescimento da produtividade.

Complementarmente, faz-se plausível estabelecer uma relação entre produtividade e empresas que ecoinovam, já que firmas com alta relevância em ecoinovação apresentam, em média, uma produtividade 16,73% maior do que as empresas que não ecoinovam. Tal relação, contudo, é verificada estatisticamente pelo modelo econométrico.

Assim como a produtividade, a variável referente ao apoio do governo demonstra certa relação com a ecoinovação. Atuando em aproximadamente 43%

Tabela 3: Médias das variáveis utilizadas no modelo econométrico

Variável	Medida	Total	EcoInovação			
			Não	Baixa	Média	Alta
intexp	%	2,49	2,11	3,27	3,08	3,38
gov	%	43,05	40,03	45,42	46,35	53,91
captec	%	20,67	23,71	19,09	17,36	16,38
intpd	%	2,88	2,65	2,38	3,86	3,02
intinov	%	7,58	4,27	4,72	19,08	9,52
interna	%	49,84	46,62	47,73	53,90	60,06
externa	%	81,82	77,87	76,71	87,07	91,87
sudeste	%	51,26	53,45	51,63	46,26	47,43
sul	%	29,99	29,80	31,40	33,00	28,25
ne	%	9,90	8,73	10,33	10,33	12,59
no	%	3,67	3,14	3,37	4,28	4,96
co	%	5,18	4,88	3,27	6,13	6,74
pessoal	média/empresa	507,10	346,90	718,50	606,80	856,40
capital	%	13,60	12,55	17,18	14,44	14,57
prod	R\$mil/trab.	306,60	265,80	303,60	352,20	357,90
pdset	%	3,61	3,78	3,39	3,28	3,53
expset	%	2,96	2,95	3,02	2,97	2,95
concentra	%	5,16	5,35	4,29	4,73	5,55
difprod	%	64,24	65,05	65,02	63,41	62,77
Total	%	100,00	52,69	14,26	17,89	15,16

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PINTEC 2014 (IBGE 2016).

das firmas, a ação governamental está 34,67% mais presente em empresas com alta relevância em inovações ambientais comparativamente ao outro extremo, sinalizando que o Estado busca incentivar a ecoinovação.

O possível incentivo governamental à ecoinovação pode estar ocorrendo por meio de duas abordagens ou a combinação entre: *technology-push*¹⁶ e *demand-pull*¹⁷. No primeiro caso, o governo age reduzindo o custo privado do desenvolvimento dos projetos; enquanto pela segunda abordagem, o apoio do governo eleva o lucro da empresa com o sucesso da inovação (Pinsky & Kruglianskas 2017).

Destaca-se, ainda, as variáveis que representam as regiões brasileiras. A concentração da atividade econômica na Região Sudeste é confirmada pelos dados ao demonstrarem que aproximadamente 51,3% das empresas analisadas encontram-se nessa região. Quando analisa-se a ecoinovação, o Sudeste continua a apresentar o maior percentual de firmas, contudo há uma redistribuição, indicando que empresas que inovam não necessariamente o fazem preocupando-se com o impacto ambiental.

A comparação entre inovação e ecoinovação pode ser ampliada para o nível de setor. Como pode ser observado na Tabela 4, o setor de alimentos é o mais inovativo, no sentido de agregar cerca de 14,74% das empresas inovadoras. Em contraponto, os setores de fumo, coque e refino, outros equipamentos

¹⁶Exemplos de *technology-push* são: subsídios a iniciativas de Pesquisa e Desenvolvimento, aumento da capacidade de transferência de conhecimento, apoio a iniciativas de educação e capacitação, e o financiamento de projetos de demonstração (Pinsky & Kruglianskas 2017).

¹⁷Exemplos de *demand-pull* são: propriedade intelectual, créditos fiscais e descontos para consumidores de novas tecnologias, compras governamentais, mandatos de tecnologia, padrões regulatórios e impostos sobre tecnologias concorrentes (Pinsky & Kruglianskas 2017).

de transporte e produtos farmoquímicos e farmacêuticos apresentam baixo número de empresas que inovam, fazendo com que cada setor englobe menos do que 1% do total de empresas analisadas.

Quando se busca desagregar a análise por impacto causado, percebe-se que, na média, cerca de 60% das empresas que implementaram inovações apresentaram uma baixa ou não relevante redução do impacto ambiental. Já quanto às inovações organizacionais, apenas 39% adotaram técnicas de gestão ambiental.

O setor de alimentos, que figura como destaque positivo na questão de inovação, também se destaca quando o parâmetro é aecoinovação, contudo, agora de maneira negativa. Isso porque, conjuntamente aos setores de fumo, vestuário e acessórios, celulose e papel, produtos de metal e manutenção de máquinas, o setor de alimentos integra o grupo em que há o maior percentual de empresas que não convertem as inovações em relevante redução do impacto ambiental. No outro extremo, em se tratando de ecoinovação, pode-se destacar os setores de bebidas, de produtos de madeira, impressão e gravações, minerais não-metálicos e outros equipamentos de transporte como contendo o maior percentual de empresas que, ao inovarem, impactam com alta relevância na redução dos danos ao meio ambiente.

Por fim, cabe destacar de maneira positiva o setor de coque e refino, que, mesmo com número relativamente pequeno de empresas inovativas, mais de 50% destas preocupam-se com a conversão da inovação em ganhos ambientais e, adicionalmente, cerca de 75% delas implementaram técnicas de gestão ambiental.

4.2 O modelo econométrico de ecoinovação

Os resultados econométricos são apresentados na Tabela 5. Inicialmente, procedeu-se com a análise apenas em primeiro nível, através do *logit* ordenado. Posteriormente, diante das literaturas teóricas e empíricas sobre os determinantes das ecoinovações, inseriu-se a análise do *logit* ordenado multinível.

Uma análise relevante ao modelo hierárquico é a estimação do modelo não condicional (modelo nulo, sem a inclusão de variáveis preditoras), que permite estabelecer a existência de variabilidade na probabilidade de ecoinnovar, em suas diferentes intensidades, para os diferentes setores. A partir dessa estimação, encontra-se a variância intersetorial (0,984), significativa estatisticamente, base para o cálculo do coeficiente de correlação intraclasse (ICC). O valor do ICC de 0,2302 indica que, aproximadamente 23% das variações na probabilidade de ecoinnovar das firmas brasileiras deve-se às heterogeneidades setoriais, justificando o uso da modelagem multinível. Tal resultado é corroborado com o teste LR, que reforça a necessidade de se fazer a análise em multinível, ao rejeitar a hipótese de que os efeitos aleatórios (Nível 2) são iguais a zero.

Verifica-se que a intensidade da exportação da firma é uma variável significativa e afeta positivamente na probabilidade de as empresas adotarem ecoinovações. A inserção no mercado internacional, principalmente em países desenvolvidos, requer produtos ambientalmente corretos. Dessa forma, a fim de atender um mercado normalmente mais exigente, a ecoinovação – através da inovação de produto e melhores práticas de gestão ambiental – proporciona ganhos de competitividade à empresa no mercado internacional (Ferraz & Serôa da Motta 2002, Cole et al. 2006). Apesar de não existir um consenso

Tabela 4: Inovação e ecoinovação por setores produtivos

Setores	Participação Empresas inovadoras (%)	Redução do impacto ambiental			Técnicas de gestão ambiental (%)
		Alta (%)	Média (%)	Baixa/não relevante (%)	
Alimentos	14,74	16	18	66	36
Bebidas	1,01	40	15	45	50
Fumo	0,06	8	25	66	47
Produtos têxteis	2,95	25	23	53	34
Vestuário e acessórios	12,20	17	12	71	27
Artefatos de couro	3,38	30	15	55	42
Produtos de madeira	3,17	44	10	46	34
Celulose e papel	1,55	19	8	73	22
Impressão e gravações	2,00	49	3	47	60
Móveis	6,49	24	32	44	49
Produtos diversos	3,59	19	16	65	34
Coque e Refino	0,30	28	24	48	75
Borracha e plástico	6,99	24	16	61	37
Minerais não-metálicos	10,11	41	20	39	53
Metalurgia	1,60	30	16	53	50
Produtos de metal	8,39	20	14	66	36
Manutenção de máquinas	2,24	15	11	74	20
Produtos químicos	4,30	34	17	49	53
Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	2,44	29	10	60	39
Máquinas e equipamentos	6,35	17	18	65	41
Veículos automotores, reboques e carrocerias	2,58	36	12	52	33
Outros equipamentos de transporte	0,54	40	11	49	56
Produtos farmoquímicos e farmacêuticos	0,51	16	34	50	36
Informática, produtos eletrônicos e ópticos	2,51	21	13	65	22
Total (%)	100,00	24	17	59	39

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PINTEC 2014 (IBGE 2016).

Tabela 5: Resultados dos modelos econométricos

Variável	Modelos		
	<i>logit</i> ordenado	<i>logit</i> ordenado multinível	<i>logit</i> ordenado multinível (odds ratio)
Nível 1: Empresa			
intexp	0,0112*** (0,0020)	0,0178*** (0,0032)	1,0180
gov	0,1750*** (0,0225)	0,2060*** (0,0382)	1,2288
captec	-0,4400*** (0,0913)	-0,3940** (0,1612)	0,6744
intpd	0,0010*** (0,0000)	0,0022*** (0,0000)	1,0022
intinov	0,0007 (0,0006)	0,0012 (0,0011)	1,0012
interna	0,1780*** (0,0228)	0,2810*** (0,0372)	1,3245
externa	0,3260*** (0,0292)	0,5180*** (0,0478)	1,6787
sul	0,0693*** (0,0261)	0,1120*** (0,0424)	1,1185
ne	0,0100 (0,0401)	0,0187 (0,0652)	1,0189
no	0,1940*** (0,0599)	0,3530*** (0,1010)	1,4233
co	-0,1263 (0,0952)	-0,0138 (0,0878)	0,9863
pessoal	0,0004*** (0,0000)	0,0001*** (0,0000)	1,0001
capital	0,0580 (0,0360)	0,0819 (0,0587)	1,0854
prod	0,0001*** (0,0000)	0,0002*** (0,0000)	1,0002
Nível 2: Setor			
pdset	-	0,0335** (0,0017)	1,0341
expset	-	0,0219 (0,0774)	1,0221
concentra	-	0,0252*** (0,0029)	1,0255
difprod	-	-0,0255** (0,012)	0,9748
Variância intersetorial	-	0,984*** (0,427)	-
ICC	-	0,2302	-

***, ** e *: significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Resultados da pesquisa.

na literatura sobre os efeitos da intensidade da exportação de uma firma sobre o nível de ecoinovação da mesma, é fato que o comércio internacional amplia o monitoramento sobre as práticas ambientais das empresas (Almeida & Fernandes 2008), principalmente sobre os novos produtos, corroborando com o resultado encontrado neste trabalho.

A variável relacionada ao apoio do governo (gov) para as ecoinovações também foi significativa e reforça o papel dos incentivos fiscais na geração de inovação e, conseqüentemente, de ecoinovação nas empresas brasileiras. Esse resultado indica que o apoio governamental aumenta em, aproximadamente, 23% as chances das empresas estarem em categorias de ecoinovação mais relevantes em comparação às empresas que não recebem tal suporte do governo. Tal resultado pode ser explicado pelo fato do Brasil, segundo Araújo (2012), ter se tornado um dos países mais avançados com relação aos instrumentos legais de apoio à inovação industrial e que, nos últimos programas de incentivo e financiamento, vêm priorizando projetos que incentivam a energia renovável, o meio ambiente e a sustentabilidade, alavancando assim as tecnologias ecoinovadoras.

Quanto à relação entre capacitação tecnológica e ecoinovações, observa-se uma relação negativa e estatisticamente significativa ao nível de 5%. O resultado indica que, quanto maior a proporção de colaboradores com formação superior na empresa, menor é a probabilidade desta empresa apresentar níveis superiores de ecoinovação. Tal resultado foi inesperado, pois a literatura indica a relação positiva (Del Rio et al. 2015, Horbach 2014b) ou mesmo a não significância desta relação (Horbach 2008, Horbach et al. 2012).

Uma justificativa para o resultado inesperado refere-se à dificuldade em captar os aspectos qualitativos e de adequabilidade da formação para as atividades da empresa, principalmente inovativas. Infelizmente, não existem indicadores consistentes para estabelecer a real capacidade do capital humano na empresa, tornando assim uma limitação para pesquisas que relacionam capacitação tecnológica e ecoinovações. Mesmo com tais resultados, reforça-se a necessidade de investimentos em capacitação profissional interna dos colaboradores ao longo do processo de aprendizado da firma, a fim de garantir o desenvolvimento de tecnologias ecoinovadoras e uma melhor gestão ambiental do empreendimento, como preconizado na teoria evolucionária da firma.

Quanto às intensidades de P&D (*intpd*) e da estrutura inovativa (*intinov*), observa-se que ambas as variáveis apresentam sinais positivos para a relação com os níveis de ecoinovação, mas somente a intensidade de P&D apresentou significância estatística nos padrões desejáveis. Dessa forma, os dispêndios em P&D, sejam internos ou por aquisição externa, são importantes para o desenvolvimento de estratégias inovativas que reduzam o impacto ao meio ambiente, ou seja, sugerem que firmas com maior intensidade em P&D tendem a fazer mais investimentos ecoinovativos que as demais. Ademais, esses dispêndios em P&D podem proporcionar, inclusive, a melhoria do capital humano (capacidades tecnológicas) na promoção das ecoinovações, reforçando o papel da capacitação de pessoal supracitada.

Por outro lado, a não significância da variável intensidade da estrutura inovativa indica que a aquisição de conhecimento externo, *softwares*, máquinas e equipamentos e outros procedimentos técnicos não têm o mesmo impacto que os investimentos diretamente realizados em P&D; ou seja, essas capacidades de absorção tecnológica externa à firma não são significativas para explicar a probabilidade da empresa ecoinnovar.

Os resultados econométricos também sugerem que as fontes de informação, interna e externa, empregadas pela empresa são determinantes significativos da ecoinovação em suas diferentes dimensões, conforme já identificado pela literatura correlata. Ademais, ao analisar a razão de chances (*odds ratio*), observa-se que a presença de fontes externas de informação relevantes (concorrentes, fornecedores, clientes, centros de pesquisa, etc.) implica em um aumento de, aproximadamente, 67,87% nas chances de as empresas estarem em categorias de ecoinovação superiores, relativamente às empresas que não recebem tal aparato informacional; valor consideravelmente superior à razão de chances das fontes internas de informação (32,45%).

Tais resultados convergem para a literatura teórica da inovação, como em Cohen & Levinthal (1989), que caracteriza a importância das firmas em investir em estruturas de comunicação que permitam desenvolver e manter a capacidade empresarial de apreender e explorar informações disponíveis externamente. Dessa forma, evidencia-se que a presença de fontes de informação internas e externas na firma podem garantir ganhos estratégicos para o processo inovativo e ecoinovativo, sendo que a gestão integrada dessas fontes pode garantir resultados superiores, tanto econômicos quanto ambientais, corroborando com as considerações de Linder et al. (2003).

As variáveis pessoal ocupado (*pessoal*) e produtividade do trabalho (*prod*) também apresentam coeficientes significativos e positivos. A variável *pessoal* pode ser considerada uma *proxy* para o tamanho da empresa, reforçando que empresas maiores têm melhores condições de realizar ecoinovações, como também encontrado em Ferraz & Serôa da Motta (2002), Cole et al. (2006), Horbach (2008) e Lucchesi et al. (2014). Por sua vez, a variável *prod* indica que firmas com processos produtivos mais eficientes apresentam maior probabilidade de ecoinovarem, relativizando a ideia da existência de *trade-off* entre produtividade e desempenho sustentável (Porter & Linde 1995).

Na análise regional, observa-se que apenas as *dummies* para as regiões Sul e Norte apresentaram significância estatística (base Região Sudeste), indicando que as empresas das referidas regiões apresentam maior probabilidade de ecoinnovar. Por sua vez, a variável referente à presença de capital controlador estrangeiro (*capital*) não foi significativa. A literatura empírica apresentada indica que não há consenso sobre o papel das características de controle societário e locais na identificação dos determinantes da ecoinovação.

Em relação às variáveis de segundo nível (setor), somente a variável *expset* (intensidade de exportação setorial) não foi significativa. As variáveis intensidade tecnológica setorial (*pdset*) e concentração setorial (*concentra*) apresentaram relação positiva com a ecoinovação, enquanto a variável denominada diferenciação de produto (*difprod*) apresentou coeficiente negativo.

Em relação à variável *pdset*, a intensidade tecnológica é distribuída de forma heterogênea entre os setores produtivos (Pavitt 1984), o que também parece ocorrer com a ecoinovação; ou seja, os resultados indicam que os setores com maiores níveis de intensidade tecnológica estão mais propensos também a ecoinovarem. Esse resultado é corroborado pela análise de Horbach (2008), ao argumentar que as empresas pertencentes a setores com alta intensidade tecnológica são mais propensas a inovar, seja em inovação ambiental ou convencionais.

A justificativa para a relação positiva entre a variável *concentra* e os diferentes níveis de ecoinovação encontra respaldo no tamanho da empresa, mais precisamente, firmas maiores, e que estão inseridas em um mercado mais con-

centrado, tendem a inovar mais pelo fato da concorrência nestes mercados ocorrerem por diferenciação de produto. Especificamente, as exigências do mercado consumidor por produtos sustentáveis e, conseqüentemente, a percepção da imagem da empresa perante esse consumidor reforçam que a diferenciação de produto deve ser proveniente de inovações que também reduzam o impacto no meio ambiente. Adicionalmente, o argumento financeiro também é válido, uma vez que empresas maiores, pertencentes a setores mais concentrados, dispõem de mais recursos para investimento inovativo. Tais resultados são coerentes com os achados de Frondel et al. (2007) e Kammerer (2009) e os aspectos teóricos desenvolvidos por Schumpeter (1984).

Por fim, a variável relacionada à proporção de empresas no setor que realiza inovação de produto (*difprod*) apresentou relação negativa com as diferentes intensidades de ecoinovação, indicando que inovar em produto nem sempre garante ganhos ambientais. Uma explicação para tal resultado é o fato das inovações em produto prezarem mais pela inserção do produto no mercado do que por uma gestão produtiva sustentável. Por sua vez, a inovação de processo tem interesse primal na eficiência produtiva, sendo, portanto, a redução dos impactos ambientais mais perceptível por meio de melhorias no próprio processo de produção (as ecoinovações aditivas e integradas) (Andersen 2008).

De modo geral, os resultados encontrados sobre os determinantes da ecoinovação brasileira para o período analisado estão em concordância com os resultados de destacados trabalhos empíricos, nacionais e internacionais. Os resultados corroboram a máxima de que as ecoinovações estão associadas tanto a características individuais da firma quanto às especificidades setoriais, ou seja, os diferentes padrões de inovação setoriais existentes atuam como direcionadores da atividade ecoinovativa.

5 Considerações finais

O objetivo principal deste trabalho consistiu na análise, através da metodologia *logit* ordenado multinível, dos determinantes da ecoinovação, em suas diferentes intensidades, na atual estrutura industrial brasileira. A análise englobou tanto características específicas das firmas como também aspectos setoriais.

Os resultados indicaram a importância das heterogeneidades setoriais na probabilidade das empresas ecoinovarem, além dos fatores individuais das firmas. A nível da empresa, as variáveis intensidade da exportação, apoio do governo, intensidade de P&D, fontes de informação (interna e externa), pessoal ocupado e produtividade foram significativas e positivamente relacionadas aos níveis de ecoinovação.

Já a variável capacitação tecnológica apresentou relação negativa e estatisticamente significativa, o que contrariou as expectativas que indicavam uma relação positiva entre qualificação pessoal e a probabilidade em ecoinnovar. Contudo, possivelmente, tal resultado indicou a dificuldade em captar os aspectos qualitativos e de adequabilidade da formação para as atividades da empresa. Dessa forma, esse resultado pode ser indício de um dos gargalos do desenvolvimento produtivo brasileiro: a adequada qualificação para o mercado de trabalho.

Em relação ao segundo nível, as variáveis intensidade tecnológica setorial e concentração setorial apresentaram relação positiva com a ecoinovação, enquanto a variável denominada diferenciação de produto apresentou coeficiente negativo. Esses resultados são condizentes com a literatura empírica e teórica sobre a temática, reforçando a importância das características setoriais no desenvolvimento das ecoinovações.

Dessa forma, os resultados obtidos permitem concluir que a adoção de ecoinovações é setorialmente heterogênea e depende tanto das características dos setores quanto das firmas, evidenciando o caráter complexo e sistemático do processo ecoinovativo. Da teoria evolucionária, observa-se o papel das características setoriais e dos investimentos em P&D como determinantes para a ecoinovação na indústria de transformação brasileira. Já da corrente neoclássica, os destaques são os fatores relacionados ao mercado (*market pull*), com ênfase para os fluxos informacionais e os mercados em que a empresa está inserida. Tais resultados ganham ainda mais relevância ao pautar variáveis que podem servir de base para a construção de políticas industriais direcionadas à redução de danos ambientais.

Nesse sentido, o fortalecimento de ações de P&D, os investimentos públicos tanto no financiamento de pesquisas quanto na difusão de estratégias ecoinovativas, a maior relação entre instituições de pesquisa e ensino com as empresas e instrumentos regulatórios específicos podem contribuir para se ter um setor industrial mais aberto a práticas eficientes de gestão ambiental.

Acredita-se, ainda, que deve haver avanços no processo de conhecimento das práticas inovativas e ecoinovativas nas empresas brasileiras. Nessa perspectiva, sugere-se que a PINTEC amplie e especifique os questionamentos sobre a adoção de ecoinovações e seus determinantes, caracterizando seus tipos e estabelecendo um conjunto de dados mais realista da ecoinovação na indústria brasileira.

Em síntese, acredita-se que este trabalho contribui para o debate acerca dos determinantes da ecoinovação nos processos produtivos industriais do Brasil, ao propor estratégias que garantam um desenvolvimento industrial sustentável. Espera-se, ainda, que extensões futuras deste trabalho englobem a análise longitudinal dos dados, a fim compreender a dinâmica da ecoinovação ao longo do tempo, seja em períodos de crescimento expressivo ou recessão econômica.

Referências Bibliográficas

- Albornoz, F., Cole, M. A., Elliott, R. J. & Ercolani, M. G. (2009), 'In search of environmental spillovers', *The World Economy* 32(1), 136–163.
- Almeida, R. & Fernandes, A. M. (2008), 'Openness and technological innovations in developing countries: evidence from firm-level surveys', *The Journal of Development Studies* 44(5), 701–727.
- Alperstedt, G. D., Quintella, R. H. & Souza, L. R. (2010), 'Estratégias de gestão ambiental e seus fatores determinantes: uma análise institucional', *Revista de Administração de Empresas* 50(2), 170–186.
- Andersen, M. M. (2008), 'Eco-innovation—towards a taxonomy and a theory'. *in 25th celebration DRUID conference - Annals*, Copenhagen: DRUID.

- Antonioli, D. & Mazzanti, M. (2009), 'Techno-organisational strategies, environmental innovations and economic performances. Microevidence from an SME-based industrial district', *Journal of Innovation Economics & Management* 3(1), 145–168.
- Araújo, B. C. (2012). *Políticas de apoio à inovação no Brasil: uma análise de sua evolução recente*, Brasília: IPEA. (Texto para Discussão TD1759).
- Arrow, K. J. (1962), 'Economic Welfare and the Allocation of Resources for Invention'. in Rowley, C. K., ed., *Readings in Industrial Economics*, London: Palgrave, pp. 219–236.
- Arundel, A., Kemp, R. & Parto, S. (2007), 'Indicators for Environmental Innovation: what and how to measure'. in Marinova, D., Annandale, D. & Philimore, J., eds., *International Handbook on Environment and Technology Management*, Cheltenham: Edward Elgar.
- Avellar, A. P. M., Britto, J. N. P. & Stallivieri, F. (2012), 'Capacitação inovativa e produtividade na indústria brasileira: evidências da diversidade inter-setorial', *Economia e Sociedade* 21(2), 301–343.
- Barbieri, N., Ghisetti, C., Gilli, M., Marin, G. & Nicolli, F. (2016), 'A survey of the literature on environmental innovation based on main path analysis', *Journal of Economic Surveys* 30(3), 596–623.
- Bernauer, T., Engel, S., Kammerer, D. & Nogareda, J. S. (2007), 'Explaining green innovation: ten years after Porter's win-win proposition: how to study the effects of regulation on corporate environmental innovation?', *Politische Vierteljahresschrift* 39(1), 323–341.
- Berrone, P., Fosfuri, A., Gelabert, L. & Mejia, L. R. G. (2013), 'Necessity as the mother of 'green' inventions: Institutional pressures and environmental innovations', *Strategic Management Journal* 34(8), 891–909.
- Brito, S. D. C. & Aguiar, A. O. (2014), 'A relação entre o desenvolvimento de produtos verdes e as estratégias ambientais – o caso de uma empresa multinacional do setor de produtos eletroeletrônicos', *Revista de Administração e Inovação* 11(4), 287–309.
- Brundtland, G. H. (1988), *Nosso futuro comum*, Technical report, Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas.
- Brunnermeier, S. B. & Cohen, M. A. (2003), 'Determinants of environmental innovation in US manufacturing industries', *Journal of Environmental Economics and Management* 45(2), 278–293.
- Cai, W. G. & Li, G. (2018), 'The drivers of eco-innovation and its impact on performance: Evidence from China', *Journal of Cleaner Production* 176, 110–118.
- Cai, W. G. & Zhou, X. L. (2014), 'On the drivers of eco-innovation: Empirical evidence from China', *Journal of Cleaner Production* 79, 239–248.
- Cainelli, G., Mazzanti, M. & Montresor, S. (2012), 'Environmental innovations, local networks and internationalization', *Industry and Innovation* 19(8), 697–734.

Campos, B. & Ruiz, A. U. (2009), 'Padrões setoriais de inovação na indústria brasileira', *Revista Brasileira de Inovação* 8(1), 167–210.

Carvalho, F., Savaget, P. & Arruda, C. (2013), 'Regulações como fator determinante de eco-inovações no Brasil', Anais. Rio de Janeiro: Redesist, Rio de Janeiro – RJ. in *Conferência Internacional LALICS 2013 - Sistemas Nacionais de Inovação e Políticas de CTI para um Desenvolvimento Inclusivo e Sustentável - Anais*. Rio de Janeiro: Redesist.

Cassiolato, J. E. & Lastres, H. M. M. (2005), 'Sistemas de inovação e desenvolvimento: as implicações de política', *São Paulo em Perspectiva* 19(1), 34–45.

Cohen, W. M. & Levinthal, D. A. (1989), 'Innovation and learning: the two faces of R & D', *The Economic Journal* 99(397), 569–596.

Cole, M. A., Elliott, R. J. & Shimamoto, K. (2006), 'Globalization, firm-level characteristics and environmental management: A study of Japan', *Ecological Economics* 59(3), 312–323.

Costanza, R., D'Arge, R., De Groot, R., Farber, S., Grasso, M., Hannon, B. & Raskin, R. G. (1997), 'The value of the world's ecosystem services and natural capital', *Nature* 387(6630), 253–260.

Costanza, R., D'Arge, R., De Groot, R., Farber, S., Grasso, M., Hannon, B. & Van Den Belt, M. (1998), 'The value of ecosystem services: putting the issues in perspective', *Ecological Economics* 25, 67–72.

Daily, G. (1997), *Nature's services: societal dependence on natural ecosystems*, Washington, DC: Island Press.

Daily, G. C., Soderqvist, T., Aniyar, S., Arrow, K., Dasgupta, P., Ehrlich, P. R. & Levin, S. (2000), 'The value of nature and the nature of value', *Science* 289(5478), 395–396.

Del Rio, P., Romero Jordán, D. & Peñasco, C. (2015), 'Analysing firm-specific and type-specific determinants of eco-innovation', *Technological and Economic Development of Economy* 23(2), 270–295.

Del Río, P., Peñasco, C. & Romero Jordán, D. (2016), 'What drives eco-innovators? A critical review of the empirical literature based on econometric methods', *Journal of Cleaner Production* 112(4), 2158–2170.

Demirel, P. & Kesidou, E. (2011), 'Stimulating different types of eco-innovation in the UK: Government policies and firm motivations', *Ecological Economics* 70(8), 1546–1557.

Diniz, M. J., Diniz, M. & Oliveira Junior, J. N. (2010), 'A introdução de inovações ambientais afeta o desempenho da indústria? Um estudo empírico para o Polo Industrial de Manaus (2000-2006)'. in V Encontro Nacional da ANPPAS - Anais. São Paulo: ANPPAS.

Dosi, G. (1982), 'Technological paradigms and technological trajectories: a suggested interpretation of the determinants and directions of technical change', *Research Policy* 11(3), 147–162.

- Dosi, G. (1984), *Technical change and industrial transformation: the patterns of industrial dynamics*, London: Macmillan.
- Dosi, G. (1988), 'Sources, Procedures, and Microeconomic Effects of Innovation', *Journal of Economic Literature* 26(3), 1120–1171.
- Dosi, G. & Marengo, L. (1994), 'Some elements of an evolutionary theory of organizational competences'. in Richard, W. E., ed., *Evolutionary concepts in contemporary economics*, Ann Arbor: University of Michigan Press, pp. 157–178.
- Ene, M., Leighton, E. A., Blue, G. L. & Bell, B. A. (2015), *Multilevel Models for Categorical Data using SAS® PROC GLIMMIX: The Basics*. Columbia: USC. (Paper 3430-2015).
- Farber, S. C., Costanza, R. & Wilson, M. A. (2002), 'Economic and ecological concepts for valuing ecosystem services', *Ecological Economics* 41(3), 375–392.
- Ferraz, C. & Serôa da Motta, R. (2002). *Regulação, Mercado ou Pressão Social? Os determinantes do investimento ambiental na indústria*. Brasília: IPEA. (Texto para Discussão TD 0863).
- Freeman, C. (1974), Innovation and the strategy of the firm. in Freeman, C., *The Economics of Industrial Innovation*. Harmondsworth: Penguin Books, pp. 224–288.
- Freeman, C. (1984), 'Inovação e ciclos longos de desenvolvimento econômico', *Ensaio FEE* 5(1), 5–20.
- Freeman, C. (1995), 'The 'National System of Innovation' in historical perspective', *Cambridge Journal of Economics* 19(1), 5–24.
- Freire, P. A. (2018), 'Enhancing innovation through behavioral stimulation: The use of behavioral determinants of innovation in the implementation of eco-innovation processes in industrial sectors and companies', *Journal of Cleaner Production* 170, 1677–1687.
- Friedman, B. M. (2006), 'The moral consequences of economic growth', *Society* 43(2), 15–22.
- Frondel, M., Horbach, J. & Rennings, K. (2007), 'End-of-pipe or cleaner production? An empirical comparison of environmental innovation decisions across OECD countries', *Business Strategy and the Environment* 16(8), 571–584.
- Fussler, C. & James, P. (1996), *Driving Eco-Innovation: a breakthrough discipline for innovation and sustainability*, London: Pitman.
- Fávero, L. P. & Belfiore, P. (2017), *Manual de análise de dados – Estatística e Modelagem Multivariada com Excel, SPSS e Stata*, Rio de Janeiro: Elsevier.
- Galliano, D. & Nadel, S. (2012). *The determinants of eco innovative performance according to firms' strategic profiles: The case of French Industrial Firms*, Cambridge: DRUID Academy.

Ghisetti, C., Marzucchi, A. & Montresor, S. (2015), 'The open eco-innovation mode. An empirical investigation of eleven European countries', *Research Policy* 44(5), 1080–1093.

Grilli, L. & Rampichini, C. (2007), 'A multilevel multinomial logit model for the analysis of graduates' skills', *Statistical Methods & Applications* 16(3), 381–393.

Groot, R. S., Wilson, M. A. & Boumans, R. M. J. (2002), 'A typology for the classification, description and valuation of ecosystem functions, goods and services', *Ecological Economics* 41(3), 393–408.

Grossman, G. M. & Krueger, A. B. (1995), 'Economic Growth and the Environment', *The Quarterly Journal of Economics* 110(2), 353–377.

Hoff, D. N., Avellar, A. P. & Andrade, D. C. (2016), 'Eco-inovação nas empresas brasileiras: investigação empírica a partir da PINTEC', *Revista Iberoamericana de Economía Ecológica* 26, 73–87.

Hojnik, J. & Ruzzier, M. (2016), 'What drives eco-innovation? A review of an emerging literature', *Environmental Innovation and Societal Transitions* 19, 31–41.

Horbach, J. (2008), 'Determinants of environmental innovation - New evidence from German panel data sources', *Research Policy* 37(1), 163–173.

Horbach, J. (2014a), 'Determinants of Eco-innovation from a European-wide Perspective - an analysis based on the Community Innovation Survey (CIS)', 7. Ferrara: SEEDS. (Working Paper 07/2014).

Horbach, J. (2014b), 'Do eco-innovations need specific regional characteristics? An econometric analysis for Germany', *Review of Regional Research* 34(1), 23–38.

Horbach, J., Rammer, C. & Rennings, K. (2012), 'Determinants of eco-innovations by type of environmental impact - The role of regulatory push/pull, technology push and market pull', *Ecological Economics* 78, 112–122.

Hueting, R., Reijnders, L., De Boer, B., Lambooy, J. & Jansen, H. (1998), 'The concept of environmental function and its valuation', *Ecological Economics* 25(1), 31–35.

IBGE (2010), Pesquisa de Inovação 2008, Rio de Janeiro: Ibge. (technical report).

IBGE (2013), Pesquisa de Inovação 2011, Rio de Janeiro: Ibge. (technical report).

IBGE (2016), Pesquisa de Inovação 2014, Rio de Janeiro: Ibge. (technical report).

Jaffe, A. B. & Palmer, K. (1997), 'Environmental regulation and innovation: a panel data study', *Review of Economics and Statistics* 79(4), 610–619.

- Kammerer, D. (2009), 'The effects of customer benefit and regulation on environmental product innovation.: Empirical evidence from appliance manufacturers in Germany', *Ecological Economics* **68**(8-9), 2285–2295.
- Kemp, R. & Pearson, P. (2008), *Final report MEI project about measuring ecoinnovation: Deliverable 15 of MEI project (D15)*, Paris: Oecd. (project report).
- Kemp, R. & Soete, L. (1992), 'The Greening of Technological Progress: an evolutionary perspective', *Futures* **24**(5), 437–457.
- Leite, P. R. (2009), *Logística Reversa: meio ambiente e competitividade. 2 ed*, São Paulo: Prentice Hall.
- Li, Y. (2014), 'Environmental innovation practices and performance: Moderating effect of resource commitment', *Journal of Cleaner Production* **66**, 450–458.
- Limburg, K. E. & Folke, C. (1999), 'The ecology of ecosystem services: introduction to the special issue', *Ecological Economics* **29**, 179–182.
- Lin, H., Zeng, S. X., Ma, H. Y., Qi, G. Y. & Tam, V. W. Y. (2014), 'Can political capital drive corporate green innovation? Lessons from China', *Journal of Cleaner Production* **64**, 63–72.
- Linder, J. C., Jarvenpaa, S. & Davenport, T. H. (2003), 'Toward an innovation sourcing strategy', *MIT Sloan Management Review* **44**(4), 43–49.
- Llopis, E. J. & Blasco, A. S. (2018), 'Eco-innovation strategies: A panel data analysis of Spanish manufacturing firms', *Business Strategy and the Environment* **27**(8), 1209–1220.
- Lucchesi, A., Cole, M. A., Elliot, J. R. R. & Menezes Filho, N. A. (2014), 'Determinants of Environmental Innovation in Brazilian Manufacturing Industries'. in *XLII Encontro Nacional de Economia - Anais*. Brasília: ANPEC.
- Lundvall, B. A. (1992), *National systems of innovation: towards a theory of innovation and interactive learning*, London: Pinter.
- Lustosa, M. C. (2002), *Meio Ambiente, Inovação e Competitividade na Indústria Brasileira: A Cadeia Produtiva do Petróleo*, PhD thesis, Rio de Janeiro: UFRJ. (Tese de Doutorado em Economia).
- Malerba, F. (1992), 'Learning by firms and incremental technical change', *The Economic Journal* **102**(413), 845–859.
- Marchi, V. (2012), 'Environmental innovation and R&D cooperation: Empirical evidence from Spanish manufacturing firms', *Research Policy* **41**(3), 614–623.
- Marcovitch, J. (2006), *Para mudar o futuro: mudanças climáticas, políticas públicas e estratégias empresariais*, São Paulo: EDUSP.
- Marta, F. S., Carvalho, P. G. M., Silva, D. B. & Barcellos, F. C. (2011), 'Investimento em controle ambiental no Brasil: fatores determinantes a partir da modelagem estatística'. in *39º Encontro Nacional de Economia - Anais*, Brasília: ANPEC.

- Mation, L. F. (2014), 'Comparações internacionais de produtividade e impactos do ambiente de negócios'. in De Negri, F. & Cavalcante, L. R., eds., *Produtividade no Brasil: desempenho e determinantes*, Brasília: IPEA, p. 173-198.
- Mazzanti, M. & Zoboli, R. (2006). *Examining the Factors Influencing Environmental Innovations*, Milano: FEEM. (Working Paper 20.2006).
- Nelson, R. R. & Winter, S. G. (1977), 'In search of a useful theory of innovations', *Research Policy* **6**(1), 36–76.
- Nelson, R. R. & Winter, S. G. (1982), *An Evolutionary Theory of Economic Change*, Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Oliveira, C. A., Carvalho, F. P. & Dutra, H. D. (2012), 'Eco-Inovações em Empresas Brasileiras: Determinantes e Resultados'. in *XXVII Simpósio de Gestão da Inovação tecnológica - Anais*. Rio de Janeiro: ANPAD.
- Oltra, V. (2008). *Environmental Innovation and Industrial Dynamics: the contributions of evolutionary economics*, Pessac: GREThA. (Cahiers du GREThA 2008-28).
- O'Connell, A. A. (2010), 'An illustration of multilevel models for ordinal response data'. in C. Reading (Ed.), *Data and context in statistics education: Towards an evidence-based society. Proceedings of the Eighth International Conference on Teaching Statistics (ICOTS8, July, 2010), Ljubljana, Slovenia*. Voorburg: International Statistical Institute.
- Pacheco, D. A. J., Carla, S., Jung, C. F., Ribeiro, J. L. D., Navas, H. V. G. & Machado, V. A. C. (2017), 'Eco-innovation determinants in manufacturing SMEs: Systematic review and research directions', *Journal of Cleaner Production* **142**, 2277–2287.
- Patterson, M. G. (2002), 'Ecological production based pricing of biosphere processes', *Ecological Economics* **41**(3), 457–478.
- Pavitt, K. (1984), 'Sectoral patterns of technical change: towards a taxonomy and a theory', *Research Policy* **13**(6), 343–373.
- Pinsky, V. & Kruglianskas, I. (2017), 'Inovação tecnológica para a sustentabilidade: aprendizados de sucessos e fracassos', *Estudos Avançados* **31**(90), 107–126.
- Porter, M. E. & Linde, C. V. D. (1995), 'Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship', *Journal of Economic Perspectives* **9**(4), 97–118.
- Queiroz, J. M. & Podcameni, M. G. V. B. (2014), 'Estratégia inovativa das firmas brasileiras: convergência ou divergência com as questões ambientais?', *Revista Brasileira de Inovação* **13**(1), 187–224.
- Rabêlo, O. S. & Melo, A. S. S. A. (2018), 'Drivers of multidimensional eco-innovation: empirical evidence from the Brazilian industry', *Environmental Technology* **39**, 1–11.
- Raudenbush, S. W. & Bryk, A. S. (2002), *Hierarchical linear models: Applications and data analysis methods. 2 ed*, Newbury Park: Sage.

Rehfeld, K., Rennings, K. & Ziegler, A. (2007), 'Integrated product policy and environmental product innovations: An empirical analysis', *Ecological Economics* **61**(1), 91–100.

Rennings, K. (2000), 'Redefining innovation – eco-innovation research and the contribution from ecological economics', *Ecological Economics* **32**(1), 319–332.

Rexhäuser, S. & Rammer, C. (2011), *ZEW Discussion Paper. ZEW (Centre for European Economic Research) . Unmasking the Porter hypothesis: Environmental innovations and firm-profitability*, Mannheim: ZEW. (ZEW Discussion Paper 11-036).

Rogers, M. (2004), 'Networks, firm size and innovation', *Small Business Economics* **22**(2), 141–153.

Rosenberg, N. (1982), *Inside the Black Box: Technology and Economics*, Cambridge: Cambridge University Press.

Salim, N., Rahman, M. N. A. & Wahab, D. A. (2019), 'A systematic literature review of internal capabilities for enhancing eco-innovation performance of manufacturing firms', *Journal of Cleaner Production* **209**, 1445–1460.

Schumpeter, J. A. (1961), *Teoria do desenvolvimento econômico*, Rio de Janeiro: Fundo de Cultura.

Schumpeter, J. A. (1984), 'O processo de destruição criadora'. in Schumpeter, J. A. *Capitalismo, socialismo e democracia*. Rio de Janeiro: Zahar, cap. 7.

Scott, J. T. (2003), *Environmental Research and Development: US Industrial Research, the Clean Air Act, and Environmental Damage*, Northampton: Edward Elgar.

Serôa da Motta, R. (2006), 'Analyzing the environmental performance of the Brazilian industrial sector', *Ecological Economics* **57**(2), 269–281.

Severo, E. A., Guimarães, J. C. F., Dorion, E. C. H. & Nodari, C. H. (2015), 'Cleaner production, environmental sustainability and organizational performance: an empirical study in the Brazilian Metal-Mechanic industry', *Journal of Cleaner Production* **96**, 118–125.

Solow, R. M. (1974), 'The Economics of Resources or the Resources of Economics', *The American Economic Review* **64**(2), 1–14.

Solow, R. M. (1986), 'On the intergenerational allocation of natural resources', *The Scandinavian Journal of Economics* **88**(1), 141–149.

STATA (2015), *Stata: Release 14. Statistical Software*. College Station, TX: StataCorp LP.

Sukhdev, P. (2008), *The Economics of Ecosystems and Biodiversity - An Interim Report*, Technical report, Geneva: TEEB.

Testa, F. & Iraldo, F. (2010), 'Shadows and lights of GSCM (Green Supply Chain Management): Determinants and effects of these practices based on a multi-national study', *Journal of Cleaner Production* **18**(10-11), 953–962.

Triguero, A., Mondéjar, L. M. & Davia, M. A. (2013), 'Drivers of different types of eco-innovation in European SMEs', *Ecological Economics* **92**, 25–33.

Veugelers, R. (2012), 'Which policy instruments to induce clean innovating?', *Research Policy* **41**(10), 1770–1778.

Wagner, M. (2008), 'Empirical influence of environmental management on innovation: evidence from Europe', *Ecological Economics* **66**(2-3), 392–402.

Xavier, A. F., Naveiro, R. M., Aoussat, A. & Reyes, T. (2017), 'Systematic literature review of eco-innovation models: Opportunities and recommendations for future research', *Journal of Cleaner Production* **149**, 1278–1302.

Informações aos autores

Objetivo e Escopo

A ECONOMIA APLICADA é uma publicação trimestral do Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, com uma linha editorial voltada exclusivamente para artigos científicos em economia aplicada. Tem por foco a publicação de trabalhos de análise econômica aplicada a problemas específicos, tanto de interesse do setor público como privado, e que contenham, particularmente, estudos quantitativos, cujos resultados possam aproximar a teoria da realidade. A interação entre trabalho empírico e teoria, análise e política econômica é, portanto, um importante diferencial da revista. A revista ECONOMIA APLICADA coloca-se como um espaço aberto para toda a comunidade acadêmica, nacional e internacional.

Política Editorial

Os artigos submetidos são avaliados inicialmente pelos Editores quanto a sua adequação à linha editorial da Revista. Uma vez aceita a submissão, o artigo é encaminhado para avaliação por pareceristas designados pelos Editores, no sistema double-blind.

Apresentação de Artigos

Os artigos submetidos para avaliação devem obedecer às seguintes normas:

1. Apresentar ineditismos no país e no exterior
2. Na primeira página devem constar o título do artigo, nome dos autores com endereço para contato e afiliação institucional, resumo com até 100 palavras em português e inglês, palavras chave, em português e inglês e classificação JEL.
3. Na versão para “avaliação”, basta um arquivo no formato pdf com todas as equações, tabelas e figuras no corpo do texto, e referências no final.
4. Caso o artigo venha a ser aceito para publicação, a equipe da revista contatará os editores para as atividades de editoração. Nessa ocasião serão requeridos os seguintes arquivos:
 - Arquivo fonte no formato \LaTeX .
 - Arquivo de referências bibliográficas no padrão \BibTeX .
 - Arquivo com as figuras em formato TIFF ou EPS.
 - Planilha eletrônica com todas as tabelas.

Responsabilidade e Direitos Autorais

Os autores que submeterem ou tiverem o artigo aceito para publicação na Revista ECONOMIA APLICADA declaram:

- Ter participado da concepção do artigo para tornarem públicas suas responsabilidades pelos seus conteúdos, que não omitiram quaisquer ligações ou acordos de financiamento entre autores e companhias que possam ter interesse na publicação deste artigo.
- Que o manuscrito é inédito e que o artigo, em parte ou na íntegra, ou qualquer outro artigo com conteúdo substancialmente similar, de sua autoria, não foi enviado à outra revista e não o será enquanto sua publicação estiver sendo considerada pela revista ECONOMIA APLICADA, que seja no formato impresso ou no eletrônico, exceto o descrito em anexo.
- Que a revista ECONOMIA APLICADA passa a ter os direitos autorais para a veiculação dos artigos, tanto em formato impresso como eletrônico a eles referentes, os quais se tornarão propriedade exclusiva da ECONOMIA APLICADA. É permitida a reprodução total ou parcial dos artigos desta revista, desde que seja explicitamente citada a fonte completa.

ISSN 1980-5330



The Brazilian Journal of Applied Economics is a quarterly publication of the Departments of Economics of the FEA-RP of the University of São Paulo. The published papers are sole responsibility of the author(s). As the author(s) send a manuscript for submission to the Journal they tacitly agree that, if accepted for publication, the copyright of the material will be transferred to the ECONOMIA APLICADA (BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS). The Journal may then publish the material in paper and electronic formats that will be exclusive property of the ECONOMIA APLICADA (BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS). The publication of the whole papers or parts of it is permitted as long as the source is explicitly mentioned. The Brazilian Journal of Applied Economics is published with the financial support of the CNPq - Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico. This journal is indexed by Journal of Economic Literature, electronic on line and CD-ROM, and Revistas USP.

Secretary, Sales and Delivery: Marlene Dietrich
Linguistic revision (Portuguese and English): Iulo Feliciano Afonso (Solution Translations Eireli — Epp)
Diagramming: Caio Henrique Montoro de Lucca
Cover: Christof Gunkel

Mailing Address

Revista Economia Aplicada, Departamento de Economia, FEA-RP/USP
Avenida dos Bandeirantes, 3900, Ribeirão Preto, SP.
CEP 14040-905
Telefone: (0xx16) 3315-0407
Email: revecap@usp.br
Website: <http://www.usp.br/revecap>

Editor

Eliezer Martins Diniz

Associate Editors

Angelo Costa Gurgel	Edson Zambon Monte
Eliezer Martins Diniz	Fernando Antonio de Barros Júnior
Lízia de Figueirêdo	Reynaldo Fernandes
Sergio Naruhiko Sakurai	

Editorial Board

Affonso Celso Pastore USP	Antônio Barros de Castro UFRJ
Cássio F. Camargo Rolim UFPR	Cláudio Monteiro Considera UFF
Clélio Campolina Diniz CEDEPLAR	Denisard C. de Oliveira Alves USP
Eleutério F. S. Prado USP	Fernando de Holanda Barbosa FGV-UFF
Francisco Anuatti Neto USP/RP	Geoffrey J. D. Hewings University of Illinois
Geraldo Sant'ana de Camargo Barros ESALQ/USP	Gustavo Maia Gomes IPEA
José Marcelino da Costa NAEA/PA	José A. Scheinkman Princeton University
Marcelo Portugal UFRGS	Maria José Willumsen Florida International University
Márcio Gomes Pinto Garcia PUC/RJ	Mário Luiz Possas UFRJ
Paulo César Coutinho UnB	Paulo Nogueira Batista Júnior FGV/SP
Pierre Perron Boston University	Pedro Cesar Dutra Fonseca UFRGS
Ricardo R. Araújo Lima UnB	Robert E. Evenson Yale University
Roberto Smith UFCE	Rodolfo Hoffmann ESALQ/USP
Rogério Studart UFRJ	Russell E. Smith Washburn University
Sérgio Werlang FGV/RJ	Tomás Málaga FGV/SP
Victor Bulmer-Thomas University of London	Wilson Suzigan Unicamp