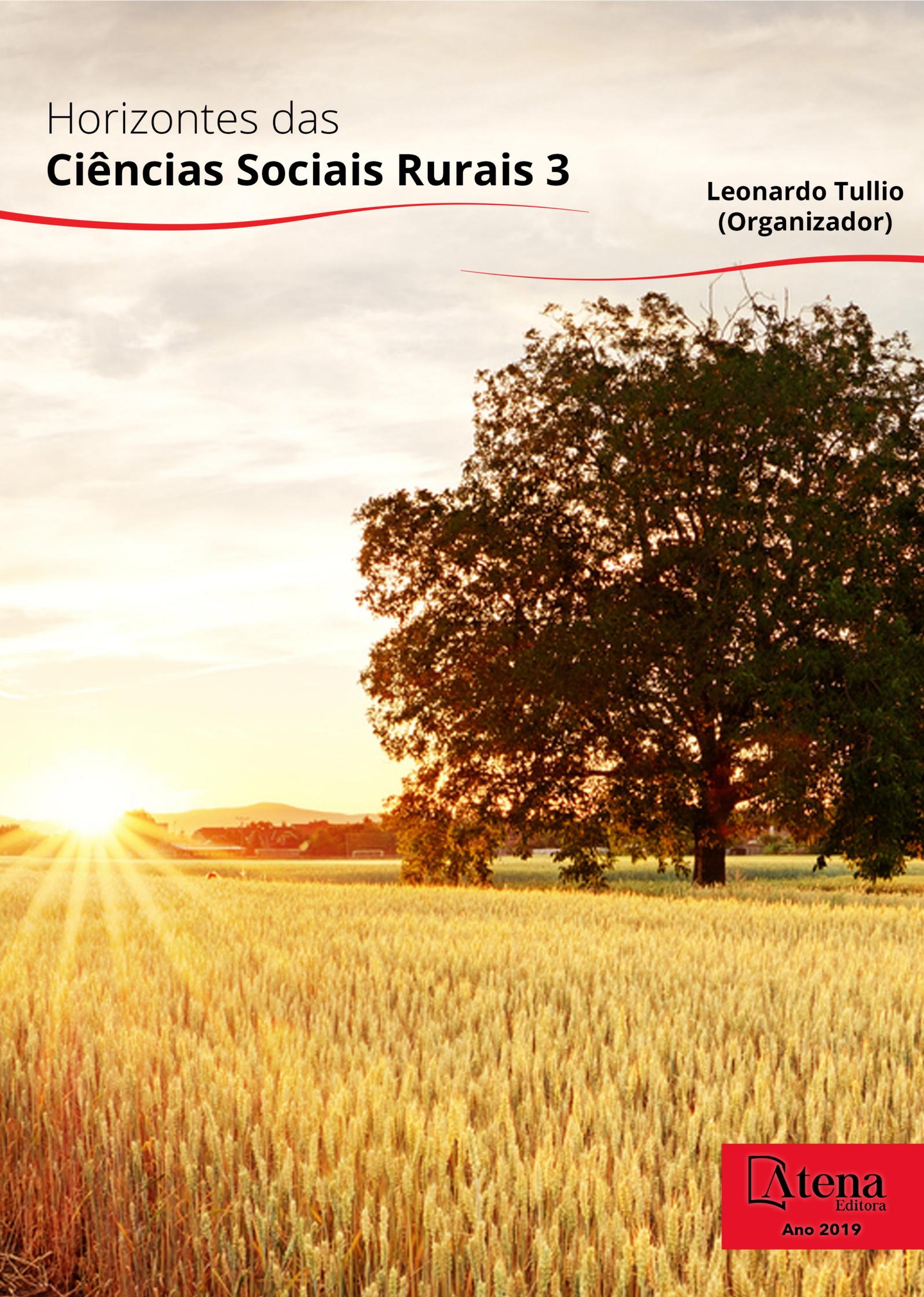


Horizontes das **Ciências Sociais Rurais 3**

**Leonardo Tullio
(Organizador)**



Atena
Editora

Ano 2019

Leonardo Tullio

(Organizador)

Horizontes das Ciências Sociais Rurais

3

Atena Editora

2019

2019 by Atena Editora

Copyright © da Atena Editora

Editora Chefe: Profª Drª Antonella Carvalho de Oliveira

Diagramação e Edição de Arte: Lorena Prestes e Geraldo Alves

Revisão: Os autores

Conselho Editorial

- Prof. Dr. Alan Mario Zuffo – Universidade Federal de Mato Grosso do Sul
Prof. Dr. Álvaro Augusto de Borba Barreto – Universidade Federal de Pelotas
Prof. Dr. Antonio Carlos Frasson – Universidade Tecnológica Federal do Paraná
Prof. Dr. Antonio Isidro-Filho – Universidade de Brasília
Profª Drª Cristina Gaio – Universidade de Lisboa
Prof. Dr. Constantino Ribeiro de Oliveira Junior – Universidade Estadual de Ponta Grossa
Profª Drª Daiane Garabeli Trojan – Universidade Norte do Paraná
Prof. Dr. Darllan Collins da Cunha e Silva – Universidade Estadual Paulista
Profª Drª Deusilene Souza Vieira Dall’Acqua – Universidade Federal de Rondônia
Prof. Dr. Eloi Rufato Junior – Universidade Tecnológica Federal do Paraná
Prof. Dr. Fábio Steiner – Universidade Estadual de Mato Grosso do Sul
Prof. Dr. Gianfábio Pimentel Franco – Universidade Federal de Santa Maria
Prof. Dr. Gilmei Fleck – Universidade Estadual do Oeste do Paraná
Profª Drª Girlene Santos de Souza – Universidade Federal do Recôncavo da Bahia
Profª Drª Ivone Goulart Lopes – Istituto Internazionele delle Figlie de Maria Ausiliatrice
Profª Drª Juliane Sant’Ana Bento – Universidade Federal do Rio Grande do Sul
Prof. Dr. Julio Candido de Meirelles Junior – Universidade Federal Fluminense
Prof. Dr. Jorge González Aguilera – Universidade Federal de Mato Grosso do Sul
Profª Drª Lina Maria Gonçalves – Universidade Federal do Tocantins
Profª Drª Natiéli Piovesan – Instituto Federal do Rio Grande do Norte
Profª Drª Paola Andressa Scortegagna – Universidade Estadual de Ponta Grossa
Profª Drª Raissa Rachel Salustriano da Silva Matos – Universidade Federal do Maranhão
Prof. Dr. Ronilson Freitas de Souza – Universidade do Estado do Pará
Prof. Dr. Takeshy Tachizawa – Faculdade de Campo Limpo Paulista
Prof. Dr. Urandi João Rodrigues Junior – Universidade Federal do Oeste do Pará
Prof. Dr. Valdemar Antonio Paffaro Junior – Universidade Federal de Alfenas
Profª Drª Vanessa Bordin Viera – Universidade Federal de Campina Grande
Profª Drª Vanessa Lima Gonçalves – Universidade Estadual de Ponta Grossa
Prof. Dr. Willian Douglas Guilherme – Universidade Federal do Tocantins

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP) (eDOC BRASIL, Belo Horizonte/MG)

H811 Horizontes das ciências sociais rurais 3 [recurso eletrônico] /
Organizador Leonardo Tullio. – Ponta Grossa (PR): Atena
Editora, 2019. – (Horizontes das Ciências Sociais Rurais; v. 3)

Formato: PDF

Requisitos de sistema: Adobe Acrobat Reader

Modo de acesso: World Wide Web

Inclui bibliografia

ISBN 978-85-7247-132-9

DOI 10.22533/at.ed.329191802

1. Agronegócio. 2. Pesquisa agrícola – Brasil. I. Tullio, Leonardo.
II. Série.

CDD 630.72

Elaborado por Maurício Amormino Júnior – CRB6/2422

O conteúdo dos artigos e seus dados em sua forma, correção e confiabilidade são de
responsabilidade exclusiva dos autores.

2019

Permitido o download da obra e o compartilhamento desde que sejam atribuídos créditos aos
autores, mas sem a possibilidade de alterá-la de nenhuma forma ou utilizá-la para fins comerciais.

www.atenaeditora.com.br

APRESENTAÇÃO

Neste III volume, apresentamos as aplicações práticas das técnicas de extensão rural, trabalhos aplicados a resolução de problemas reais e que propõem estratégias para o sucesso no empreendimento.

Tratar sobre o agronegócio envolve vários setores, a complexidade deve ser entendida para estabelecer relações e resoluções de problemas. Os horizontes da ciência social rural são inúmeros e que juntos formam a cadeia do agronegócio, que gera oportunidade de trabalho e renda para milhares de pessoas. Discutir sobre esses horizontes, analisar e propor alternativas é o futuro sendo traçado, pois a complexidade e o avanço tecnológico que estamos passando exige conhecimento técnico avançado.

Assim, contribuimos com esse avanço quando desenvolvemos pesquisas e publicamos para que outras pessoas possam discutir e validar a proposta, sendo a disseminação de resultados a chave para a complexidade do conhecimento.

Por fim, aproveito e desejo boas leituras e olhar crítico sobre os temas a presentados neste volume, construa seu conhecimento pouco a pouco.

Leonardo Tullio

SUMÁRIO

CAPÍTULO 1	1
ANÁLISE DA COMPETITIVIDADE DO CLUSTER VINÍCOLA DA FRONTEIRA OESTE/RS ATRAVÉS DO MODELO TEÓRICO ZACCARELLI ET AL (2008)	
<i>Matheus de Mello Barcellos</i>	
<i>Katiane Rossi Haselein Knoll</i>	
<i>Paulo Cassanego Jr</i>	
DOI 10.22533/at.ed.3291918021	
CAPÍTULO 2	17
ANÁLISE DA COMPETITIVIDADE DOS PRINCIPAIS COMPLEXOS EXPORTADORES DO AGRONEGÓCIO GAÚCHO	
<i>Mygre Lopes da Silva</i>	
<i>Rodrigo Abbade da Silva</i>	
<i>Bruno Pereira Conte</i>	
<i>Nadine Gerhardt Lermen</i>	
<i>Daniel Arruda Coronel</i>	
<i>Reisoli Bender Filho</i>	
DOI 10.22533/at.ed.3291918022	
CAPÍTULO 3	31
O COMÉRCIO BILATERAL ENTRE BRASIL E VENEZUELA DE 1998-2013	
<i>Eliane Aparecida Gracioli Rodrigues</i>	
<i>Ariana Cericatto da Silva</i>	
<i>Priscila Marçal</i>	
DOI 10.22533/at.ed.3291918023	
CAPÍTULO 4	47
ANÁLISE DA VIABILIDADE ECONÔMICA DA AGROINDÚSTRIA DE LEITE E DERIVADOS DO MUNICÍPIO DE FEIJÓ-AC	
<i>Emerson Luiz Curvêlo Machado</i>	
<i>Raimundo Claudio Gomes Maciel</i>	
<i>Pedro Gilberto Cavalcante Filho</i>	
<i>Reginaldo Silva Mariano</i>	
DOI 10.22533/at.ed.3291918024	
CAPÍTULO 5	65
ESTIMATIVA DAS EMISÕES DE GASES DE EFEITO ESTUFA PROVENIENTES DA PECUÁRIA LEITERIA DA REGIÃO DO CONDEPRO/RS	
<i>Thelmo Vergara de Almeida Martins-Costa</i>	
DOI 10.22533/at.ed.3291918025	
CAPÍTULO 6	83
ANÁLISE OPERACIONAL DA ATIVIDADE DE PROCESSAMENTO DE LEITE E DERIVADOS DO INSTITUTO FEDERAL DE CIÊNCIA E TECNOLOGIA DE MINAS GERAIS – CAMPUS BAMBUÍ	
<i>Uellington Corrêa</i>	
<i>Bruna Pontara Vilas Boas Ribeiro</i>	
<i>Érik Campos Dominik</i>	
<i>Gideon Carvalho de Benedicto</i>	
<i>Bryan William Alvarenga Corrêa</i>	
<i>Israel Marques da Silva</i>	
DOI 10.22533/at.ed.3291918026	

CAPÍTULO 7 101

ESTUDO DOS CUSTOS E RECEITAS DE LABORATÓRIOS DE PRODUÇÃO E PRÁTICA DO INSTITUTO FEDERAL DE CIÊNCIA E TECNOLOGIA DE MINAS GERAIS – CAMPUS BAMBUÍ

Uellington Corrêa
Bruna Pontara Vilas Boas Ribeiro
Gideon Carvalho de Benedicto
Francisval de Melo Carvalho
Renato Silvério Campos
Bryan William Alvarenga Corrêa

DOI 10.22533/at.ed.3291918027

CAPÍTULO 8 113

ANÁLISE OPERACIONAL DA ATIVIDADE LEITEIRA DO INSTITUTO FEDERAL DE EDUCAÇÃO, CIÊNCIA E TECNOLOGIA DE MINAS GERAIS – CAMPUS BAMBUÍ

Uellington Corrêa
Marcos Aurélio Lopes
Bruna Pontara Vilas Boas Ribeiro
Gideon Carvalho de Benedicto
Israel Marques da Silva
Bryan William Alvarenga Corrêa

DOI 10.22533/at.ed.3291918028

CAPÍTULO 9 130

ANÁLISE DE CAUSALIDADE DE PREÇOS NO MERCADO INTERNACIONAL DA SOJA: O CASO DO BRASIL, ARGENTINA E ESTADOS UNIDOS

Bruna Márcia Machado Moraes
Reisoli Bender Filho
Kelmara Mendes Vieira
Paulo Sérgio Ceretta

DOI 10.22533/at.ed.3291918029

CAPÍTULO 10 145

A INFLUÊNCIA DA TAXA DE CÂMBIO NAS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS DE CARNE BOVINA *IN NATURA*

Bruna Márcia Machado Moraes
Reisoli Bender Filho
Daniel Arruda Coronel

DOI 10.22533/at.ed.32919180210

CAPÍTULO 11 161

ANÁLISE ECONÔMICA SOBRE O IMPACTO DA PRODUÇÃO DE MANDIOCA NA REGIÃO DE PARANAÍ – PR

Aline de Queiroz Assis Andreotti Pancera
Ednaldo Michellon
Alexandre Florindo Alves

DOI 10.22533/at.ed.32919180211

CAPÍTULO 12 178

ELASTICIDADE DE TRANSMISSÃO DE PREÇOS DA CARNE DE FRANGO NO MERCADO DO ESTADO DE SÃO PAULO

Uellington Corrêa
Bruna Pontara Vilas Boas Ribeiro
Francisval de Melo Carvalho
Gideon Carvalho de Benedicto
Euler de Assis Corrêa
Bryan William Alvarenga Corrêa

DOI 10.22533/at.ed.32919180212

CAPÍTULO 13 192

CAUSALIDADE E ELASTICIDADE DE TRANSMISSÃO DE PREÇO DE SUÍNOS EM TERMINAÇÃO ENTRE MERCADOS BRASILEIROS

Uellington Corrêa
Bruna Pontara Vilas Boas Ribeiro
José Willer do Prado
Bryan William Alvarenga Corrêa
Euler de Assis Corrêa
Gideon Carvalho de Benedicto

DOI 10.22533/at.ed.32919180213

CAPÍTULO 14 209

ANÁLISE DO DESENVOLVIMENTO NO ESTADO DO PIAUÍ NA VISÃO DOS PRODUTORES NO TERRITÓRIO RURAL PLANÍCIE LITORÂNEA

Maria de Jesus Gomes de Lima
José Newton Pires Reis
Patrícia Verônica Pinheiro Sales Lima
Edvania Gomes de Assis
Francisco Pereira da Silva Filho
James José de Brito Sousa

DOI 10.22533/at.ed.32919180214

CAPÍTULO 15 226

A APLICAÇÃO DOS RECURSOS DO PRONAF CUSTEIO E INVESTIMENTO NO BRASIL: 2013 A 2016

Lidiane Kasper
Dionéia Dalcin
Carlos Thomé
Juliana Strieder Kern

DOI 10.22533/at.ed.32919180215

CAPÍTULO 16 242

SAZONALIDADE DOS PREÇOS: UMA ANÁLISE DA BANANA DE SEQUEIRO, DA CANA DE AÇÚCAR E DO MILHO NAS MICRORREGIÕES DO CEARÁ

Gerlânia Maria Rocha Sousa
Meire Eugênia Duarte
José Wandemberg Rodrigues Almeida
Fábio Lúcio Rodrigues
Railson Alexandrino dos Santos

DOI 10.22533/at.ed.32919180216

CAPÍTULO 17	259
ANÁLISE DE GÊNERO E AUTONOMIA FINANCEIRA NA AGRICULTURA FAMILIAR: UM ENFOQUE NO PROGRAMA “GÊNERO E GERAÇÃO”	
<i>Renata Borges Kempf</i>	
<i>Simão Ternoski</i>	
<i>Josiane Caldas</i>	
DOI 10.22533/at.ed.32919180217	
CAPÍTULO 18	277
A POLÍTICA DE DESENVOLVIMENTO TERRITORIAL RURAL NO NOROESTE DE MINAS: AVALIAÇÃO DO PROINF ENTRE 2003 E 2012	
<i>Clesio Marcelino de Jesus</i>	
<i>José Flores Fernandes Filho</i>	
DOI 10.22533/at.ed.32919180218	
CAPÍTULO 19	298
CONFIGURAÇÃO DO TRABALHO EXTRATIVO DA CARNAÚBA À LUZ DAS CONVENÇÕES COLETIVAS DOS ANOS DE 2013 A 2017	
<i>José Natanael Fontenele de Carvalho</i>	
<i>Jaíra Maria Alcobaça Gomes</i>	
DOI 10.22533/at.ed.32919180219	
SOBRE O ORGANIZADOR	314

CAUSALIDADE E ELASTICIDADE DE TRANSMISSÃO DE PREÇO DE SUÍNOS EM TERMINAÇÃO ENTRE MERCADOS BRASILEIROS

Uellington Corrêa

Universidade Federal de Lavras (UFLA)
Lavras (MG)

Bruna Pontara Vilas Boas Ribeiro

Universidade Federal de Lavras (UFLA)
Lavras (MG)

José Willer do Prado

Universidade Federal de Lavras (UFLA)
Lavras (MG)

Bryan William Alvarenga Corrêa

Instituto Federal de Minas Gerais - Campus
BambuÍ
BambuÍ (MG)

Euler de Assis Corrêa

Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG)
Belo Horizonte (MG)

Gideon Carvalho de Benedicto

Universidade Federal de Lavras (UFLA)
Lavras (MG)

RESUMO: A cooperação entre indústria e produtores é essencial na composição do mercado de carne suinícola, neste seguimento à indústria fornece material e suporte ao produtor, realiza o transporte, o abate e a comercialização/exportação, sendo que a região sul do Brasil possui a maior concentração de rebanho suinícola. Esse crescimento é notado quando se analisa os vários indicadores econômicos e sociais, como volume de exportações,

participação no mercado mundial, número de empregos diretos e indiretos, entre outros. Como a análise dos preços é um dos principais instrumentos que influencia o planejamento da produção agrícola, este estudo tem por objetivo analisar a elasticidade de transmissão de preços do suíno em terminação no mercado do estado do Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Paraná e São Paulo. A partir dos dados de preços do suíno em terminação nas regiões estudadas verificou-se a existência de causalidade Granger. E pelo modelo Vetorial de Correções de Erros (VEC) foi possível mensurar a intensidade da transmissão de preços entre os mercados analisados. Constatou-se que a maior intensidade de transmissão de preços em termos percentuais foi do mercado de suínos em terminação do estado do Rio Grande do Sul para Santa Catarina e São Paulo.

PALAVRAS-CHAVE: Preços, Suínos em Terminação, Vetor de Correções de Erros.

ABSTRACT: Cooperation between industry and producers is essential in the composition of the pigmeat market. In this follow-up to the industry it supplies material and support to the producer, carries out the transport, slaughter and commercialization/export, being the south of Brazil with the highest concentration of pig herd. This growth is noticed when analyzing the various economic and social indicators, such as

export volume, participation in the world market, number of direct and indirect jobs, among others. As the price analysis is one of the main instruments that influences agricultural production planning, this study aims to analyze the price elasticity of transmission of finishing pigs in the market in the state of Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Paraná and São Paulo. From the price data of finishing pigs in the regions studied, we verified the Granger causality. And the Vector Error Correction model (VEC), it was possible to measure the intensity of the transmission of prices between the analyzed markets. It was verified that the highest intensity of price transmission in percentage terms was of the finishing pigs market of the state of Rio Grande do Sul for Santa Catarina and São Paulo.

KEYWORDS: Prices, Finishing Pigs, Vector Error Correction.

1 | INTRODUÇÃO

A cooperação entre indústria e produtores é essencial na composição do mercado de carne suinícola, neste seguimento à indústria fornece material e suporte ao produtor, realiza o transporte, o abate e a comercialização/exportação, sendo que a região sul do Brasil possui a maior concentração de rebanho suinícola para exportação. Esse crescimento é notado quando se analisa os vários indicadores econômicos e sociais, como volume de exportações, participação no mercado mundial, número de empregos diretos e indiretos, entre outros.

A relevância da crescente demanda nacional e internacional, que torna a exportação de carne suína um dos nichos que mais tem crescido nos últimos anos. Em 2013 o país foi o quarto maior exportador mundial, com um total de 600 mil toneladas, ficando atrás apenas dos Estados Unidos, União Europeia e Canadá, de acordo com Associação Brasileira da Indústria Produtora e Exportadora de Carne Suína (ABPA, 2014). Esse resultado corroborou com a boa atuação do agronegócio brasileiro, que participou com 41,28% do valor da Balança Comercial no ano de 2013, evidenciando a importância do setor para o país, conforme o Ministério da Agricultura Pecuária e Abastecimento (MAPA, 2014).

O ano de 2016 foi marcado por instabilidades política e econômica e pela quebra na produção de milho, inserindo o setor em um cenário de alta nos custos de produção e de prejuízos na atividade. O ano de 2017 traz a redução das cotações de grãos e a recuperação do consumo de carnes no Brasil, mas apresenta novos desafios, como o aumento da competitividade da carne bovina e mudanças no cenário de exportação. De acordo com a Associação Brasileira de Criadores de Suínos (ABCS), o mercado de suínos de 2017 será definido a partir dos custos de produção e do preço do suíno vivo (ABCS, 2017).

O Brasil possui 2.100.301 de matrizes industriais alojadas, sendo produzidas 3.643 mil toneladas de carne, com consumo per capita interno de 15,1 kg/habitante e 12.176 toneladas de carcaça exportada no ano de 2015. Os Estados com maior

participação na exportação de carne suína são: Santa Catarina (35,05%); Rio Grande do Sul (33,11%) e Paraná (12,14%) (ABPA, 2016).

Como a análise dos preços é um dos principais instrumentos que influencia o planejamento da produção agrícola, e este estudo tem por objetivo analisar a elasticidade de transmissão de preços do suíno em terminação nos mercados do estado do Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Paraná e São Paulo.

Ao estudar a dinâmica dos preços do suíno em terminação nos mercados de maior produção e de maior consumo, que é São Paulo, busca-se detectar a intensidade da transmissão de preços entre os mercados analisados para subsidiar a geração de informações que contribua para o desenvolvimento da atividade suinícola.

Esta pesquisa procura seguir o mesmo rigor metodológico empregado em outros estudos semelhantes a estes e que utilizaram o modelo econométrico de Vetores de Correção de Erros (VEC) para encontrar os seus resultados, como os estudos de Margarido et al. (2001), Margarido et al. (2004), Gaio et al. (2005), Cavalcanti (2010), Fernandes (2010) e Lobo e Neto (2011).

2 | MATERIAL E MÉTODOS

2.1 Base de Dados

Os dados primários analisados, foram coletados junto ao *site* do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA). Estes dados correspondem a cotação dos preços do suíno em terminação pago aos produtores, ou seja, o suíno vivo pronto para abate, seja macho ou fêmea, com peso entre 80 e 120 kg (CEPEA, 2017).

Compõem a amostra de dados os preços de comercialização dos estados de maior produção, que são Rio Grande do Sul (RS), Santa Catarina (SC) e Paraná (PR) e de maior consumo de carne suína, que é São Paulo (SP) (Figura 1).

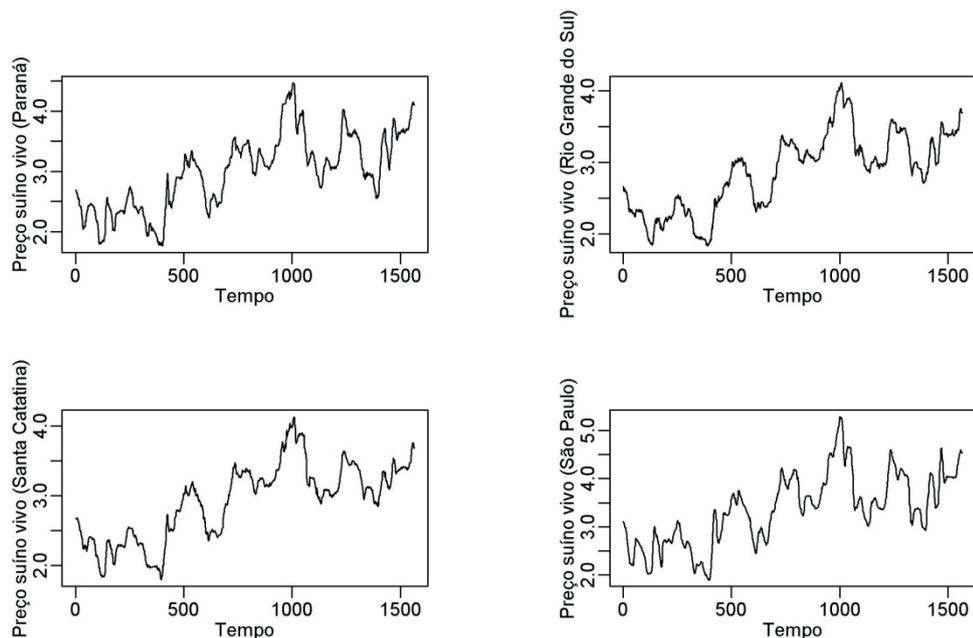


Figura 1. Série de preços dos suínos em terminação nos estados de PR, RS, SC e SP.

Fonte: Dados da pesquisa (2017).

Os indicadores de preços do Rio Grande do Sul referem-se às regiões de Erechim, Santa Rosa, Serra Gaúcha e Vale do Taquari. Para Santa Catarina, os preços de comercialização são da região Braço do Norte e Oeste Catarinense. Em relação aos estados do Paraná as regiões de referência são Arapoti e Sudoeste Paranaense. E, por fim, as regiões do estado de São Paulo, as de maior consumo de carne suína, são Avaré, Campinas, São José do Rio Preto, São Paulo, Sorocaba e Piracicaba (CEPEA, 2017).

O período de amostragem dos dados está compreendido entre janeiro de 2011 a dezembro de 2016. As séries de preços são diárias, cotadas de segunda a sexta-feira, perfazendo 1565 observações. Sendo que, os indicadores de preços refletem a média móvel dos últimos cinco dias úteis (CEPEA, 2017).

A tabulação dos dados foi realizada por meio do *software Microsoft Office Excel*, e no tratamento dos dados para fins de interpretação e análise, foi utilizado o programa estatístico *Gretl – GnuRegression, Econometrics and Time-series Library*.

Para fins de interpretação econômica dos resultados e análise de elasticidade, as séries de preços foram transformadas em bases logarítmicas. Assim, as séries diárias de preços do suíno em terminação utilizadas na análise de transmissão de preços entre os estados compreendem: I_{RS} (logaritmo neperiano dos preços do Rio Grande do Sul), I_{SC} (logaritmo neperiano dos preços de Santa Catarina), I_{PR} (logaritmo neperiano dos preços do Paraná) e I_{SP} (logaritmo neperiano dos preços de São Paulo).

2.2 Teste De Causalidade De Granger

Para verificar se existe causalidade entre as variáveis estudadas de preços do suíno em terminação, foi realizado o teste de causalidade de Granger (1969). Este teste procura identificar se uma variável x causa outra variável y , se as observações de x ajuda a prever valores futuros de y , então, mudanças em x precedem mudanças em y (GRANGER, 1969; CAVALCANTI, 2010).

Em uma regressão de y , em função de seus valores defasados e de valores defasados de x , os valores de x deverão ser importantes para prever y . Então, y possui uma causalidade no sentido de Granger de x , se x auxilia a prever y , ou seja, se os coeficientes defasados de x são estatisticamente significativos (GRANGER, 1969; GAIO et al. 2005). As regressões do teste de causalidade Granger (1969) são expressas pelas Equações (1) e (2):

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_k y_{t-k} + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_k x_{t-k} \quad (1)$$

$$x_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-1} + \dots + \alpha_k x_{t-k} + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_k y_{t-k} \quad (2)$$

Onde:

y_t é uma variável de análise;

x_t é outra variável de análise; e

α e β são parâmetros estimados para as equações.

2.3 Teste De Raiz Unitária

Em economia é comum as séries não serem estacionárias, uma vez que, os preços não se comportam de forma uniforme dentro de um determinado intervalo de tempo (LOBO; NETO, 2011). Para apurar se uma série temporal é estacionária em nível ou se torna estacionária nas diferenças realiza-se o teste de raiz unitária (GAIO et al., 2006).

Com objetivo de verificar a estacionariedade dos preços do suíno em terminação, realizou-se o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). O teste ADF é utilizado para verificar a ordem de integração de uma série temporal y_t . Este teste é calculado por meio do método de Mínimos Quadrados Ordinários (FERNANDES et al., 2010), e pode ser calculado pela Equação (3):

$$\Delta Y_t = \beta + \delta T + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \lambda_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Onde:

β : é uma constante (intercepto);

δT : é a tendência;

Δ : é o operador diferença (representado por $\Delta_t = Y_t - Y_{t-1}$);

$\lambda_i = -\sum_{j=i+1}^p \rho_j$; e

$\gamma = \sum_{i=1}^p \rho_i - 1$.

Se uma série temporal tiver que ser diferenciada “d” vezes, para que se torne estacionária, a série será integrada de ordem “d”, I(d). Se a série for integrada de ordem zero (d = 0), logo, será estacionária em nível. Porém, qualquer série, cuja ordem de integração for maior ou igual a 1 (d ≥ 1), será não-estacionária (FERNANDES et al., 2010).

Para realizar o teste de cointegração é necessário determinar o número de defasagens, sendo a estimativa de defasagens realizada pelo menor valor do critério informação de Akaike (1974), Schwarz (1978) ou Hannan-Quinn (1979). A determinação do número de defasagens dos modelos estatísticos deste estudo foi realizada até atingir os ajustes necessários e adequação ideal.

2.4 Teste De Cointegração De Johansen

O teste de cointegração de Johansen tem por objetivo detectar a existência de relacionamento de longo prazo entre as variáveis, ou seja, se elas são sincronizadas, além de testar a existência de vetores de cointegração nos modelos analisados (JOHANSEN; JUSELIUS, 1990; MARGARIDO et al., 2001).

Este procedimento utiliza-se da Máxima Verossimilhança para estimar os vetores de cointegração tornando viável testar e estimar a presença de outros vetores e não apenas um único vetor de cointegração (FERNANDES et al., 2010).

Caso todas as variáveis utilizadas possuam a mesma ordem de integração, então elas apresentam uma relação de equilíbrio no longo prazo. A partir deste procedimento é possível estimar um vetor de cointegração, sendo que para n variáveis podem existir, no máximo, $n - 1$ vetores de cointegração linearmente independentes (FERNANDES et al., 2010).

O método de Johansen permite encontrar o número de combinações possíveis de cointegração (r). Contudo, para determinar o número máximo de r , que depende do comportamento esperado da série temporal (tendência linear ou quadrática, determinística ou estocástica), a partir de k variáveis endógenas, é preciso avaliar a *trace statistic* (FERNANDES et al., 2010).

O teste permite identificar o valor máximo de r e, assume como hipóteses:

$$H_0: r = r^*$$

$$H_a: r > r^*$$

Sendo que, quando não é mais possível rejeitar a hipótese nula, H_0 , encontra-se o número máximo de vetores de cointegração.

2.5 Vetor De Correção De Erros (VEC)

O vetor de correção de erros (VEC), procura verificar a direção da transmissão de preços, sendo as séries cointegradas de ordem “k” (ENGLE; GRANGER, 1987; GAIO, et al. 2005). O modelo de VEC pode ser expresso como na Equação (4):

$$\Delta Pr_t^i = y_0 + y_1 \Delta Pr_{t-1}^i + y_2 \Delta Pr_{t-1}^j + y_3 v_{t-1} + u_t \quad (4)$$

Onde:

ΔPr_t^i : diferença do preço do suíno em terminação no período “t” da região “i”;

ΔPr_{t-1}^i : diferença do preço do suíno em terminação no período “t - 1” da região “i”;

ΔPr_{t-1}^j : diferença do preço do suíno em terminação no período “t - 1” da região “j”;

y_0, y_1, y_2 e y_3 : parâmetros;

v_{t-1} : erro da regressão cointegradas;

u_t : erro aleatório.

Se o coeficiente y_3 , relativo ao termo do erro da regressão cointegrada, for diferente de zero, a causalidade ocorre do preço da região “j” para o preço da região “i”. Se os coeficientes do termo de erro defasados de um período não são estatisticamente diferentes de zero, a 5% de probabilidade, então não há transmissão de preços do mercado “j” para o mercado “i”, no curto prazo. Assim, tais mercados agem independentes no curto prazo. Caso contrário, há transmissão de preços do mercado “j” para o mercado “i”, no curto prazo (GAIO, et al., 2005).

3 | RESULTADOS E DISCUSSÃO

3.1 Teste De Causalidade De Granger

A partir dos dados de preços do suíno em terminação nos estados do Rio Grande do Sul (RS), Santa Catarina (SC), Paraná (PR) e São Paulo (SP), verificou-se a existência de causalidade Granger (1969), ou seja, se uma variável de preço do suíno em terminação do estado x causa outra variável de preço do suíno em terminação do estado y (Tabela 1).

Conforme os resultados (Tabela 1), observa-se que os preços do suíno em terminação cotado no RS, causa no sentido de Granger os preços cotados no PR (P-Valor de $<2,2 \times 10^{-16}$), que por sua vez, não possui relação causal com os preços cotados no RS.

Os preços cotados em SC, causa no sentido de Granger os preços cotados no PR (P-Valor de $2,168 \times 10^{-11}$), porém os preços cotados no PR não possuem relação causal com os preços cotados em SC.

Relações de preços	Teste F	P-Valor
Paraná - Rio Grande do Sul	2,057	0,1517 ^{ns}
Rio Grande do Sul - Paraná	103,4	$<2,2 \times 10^{-16}$ **
Paraná - Santa Catarina	0,1006	0,7512 ^{ns}
Santa Catarina - Paraná	45,477	$2,168 \times 10^{-11}$ **

Paraná □ São Paulo	106,27	<2,2 x 10 ^{-16**}
São Paulo □ Paraná	4,7257	0,02987 [*]
Rio Grande do Sul □ Santa Catarina	113,89	<2,2 x 10 ^{-16**}
Santa Catarina □ Rio Grande do Sul	0,7307	0,3928 ^{ns}
Rio Grande do Sul □ São Paulo	151,18	<2,2 x 10 ^{-16**}
São Paulo □ Rio Grande do Sul	21,348	4,144 x 10 ^{-06**}
Santa Catarina □ São Paulo	100,91	<2,2 x 10 ^{-16**}
São Paulo □ Santa Catarina	10,305	0,001354 [*]

Tabela 1. Teste de causalidade de Granger com 1 defasagem para séries diárias de preço do suíno em terminação nos estados do RS, SC, PR e SP.

Fonte: Dados da pesquisa (2017).

Legenda: ^{ns} Não significativo; ^{**} Significativo a 1%; ^{*} Significativo a 5%.

Verifica-se que os preços do suíno em terminação cotados no PR possuem relação bi-causal com os preços cotados em SP. Os resultados foram significativos para as duas variáveis de preços, demonstrando que existe transmissão de preços do estado do PR para SP, e de SP para PR.

Em relação aos preços do suíno em terminação cotado no RS, estes causam no sentido de Granger os preços cotados em SC (P-Valor de <2,2 x 10⁻¹⁶). Entretanto, os preços cotados em SC não possuem relação causal com os preços cotados no RS.

Os preços do suíno em terminação cotados em SP possuem relação bi-causal com os preços cotados no RS. Os resultados indicam que existe transmissão de preços do estado de SP para RS, e do RS para SP.

Por fim, verificou-se ainda, que os preços do suíno em terminação cotados em SC possuem relação bi-causal com os preços cotados em SP. Assim, existe transmissão de preços do estado de SC para SP, e de SP para SC.

A partir dos resultados do teste de causalidade de Granger, pode-se desenvolver combinações de variáveis (Figura 2), que resultaram em três modelos estatísticos para análise.

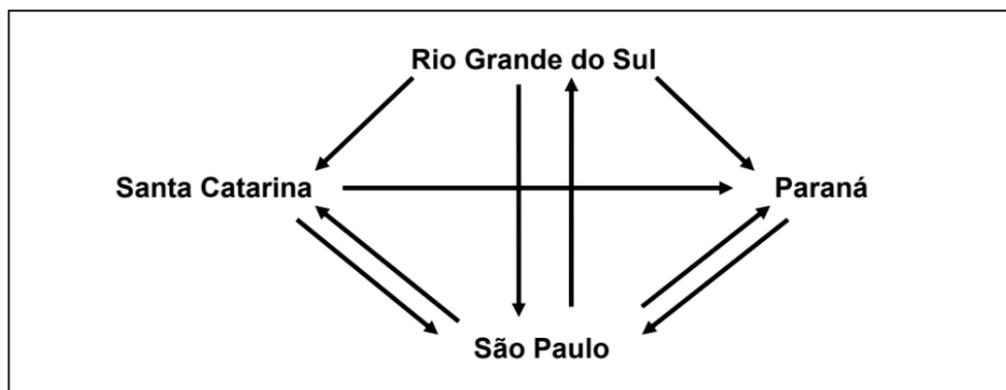


Figura 2. Causalidades entre as variáveis analisadas.

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos resultados da pesquisa (2017).

No primeiro modelo estatístico, foram analisadas a transmissão de preços do suíno em terminação do estado do RS com as variáveis de SC, PR e SP, pois verificou-se que RS possui causalidade de Granger com SC, PR e SP. Neste mesmo modelo, foi analisada ainda, a transmissão de preços de SP com RS, SC e PR, pois os resultados demonstraram que SP possui causalidade de Granger com RS, SC e PR.

Para o segundo modelo estatístico, foi analisada a transmissão de preços do suíno em terminação do estado de SC com as variáveis de SP e PR, uma vez que, SC possui causalidade de Granger com SP e PR.

Em relação ao terceiro modelo estatístico, neste a análise concentrou-se apenas em duas variáveis. Foi analisada a transmissão de preços do suíno em terminação do estado do PR com a variável SP, pois os preços do suíno no PR possuem causalidade de Granger com SP.

3.2 Teste De Raiz Unitária

Realizou-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) em nível e com a primeira diferença para as variáveis de preços analisadas. Este teste procura verificar se as variáveis em estudo apresentam características de estacionariedade.

Por meio do teste de raiz unitária verifica-se que as séries temporais de preços analisadas não são estacionárias em nível, mas somente após a adição da primeira diferença dos logaritmos. O teste ADF foi estimado para as séries diárias com constante, e com constante e tendência, tanto em nível quanto em suas diferenças, conforme a Tabela 2.

Categorias	Variável	Com Constante	Com Constante
			e Tendência
Séries em Nível	PR	0,0919	0,0040
	RS	0,5549	0,1844
	SC	0,3471	0,0492
	SP	0,0040	0,0000
Séries em Diferenças	1d PR	0,0000	0,0000
	1d RS	0,0000	0,0000
	1d SC	0,0000	0,0000
	1d SP	0,0000	0,0000

Tabela 2. Teste de raiz unitária de ADF das séries (p-valor τ calculado).

Fonte: Dados da pesquisa (2017).

Os resultados demonstram que o teste ADF, com constante e com constante e tendência, as séries de preços do suíno em terminação são integradas de ordem de 1, I(1). Como as séries de preços são integradas de mesma ordem, é possível realizar o teste de cointegração pelo método de Johansen.

3.3 Teste De Cointegração De Johansen

Para realizar o teste de cointegração foi necessário determinar o número de defasagens. Com relação ao número de defasagens, optou-se por utilizar os Critérios de Informação de Akaike (1974), de Schwarz (1978) e Hannan-Quinn (1979).

Ao determinar o critério de defasagem utilizaram-se defasagens de 0 (zero) a 12 (doze). Nos modelos estatísticos 1 e 2, o critério de informação de Schwarz e Hannan-Quinn sugeriram cinco defasagens, enquanto que para o terceiro modelo, o critério de informação de Schwarz indicou cinco defasagens (Tabela 3).

MODELO 1			
Defasagem	Akaike	Schwarz	Hannan-Quinn
1	-25,734181	-25,665272	-25,708554
5	-26,014827	-25,725411*	-25,907193*
10	-26,024149*	-25,459099	-25,814006
MODELO 2			
Defasagem	Akaike	Schwarz	Hannan-Quinn
1	-18,942400	-18,901098	-18,92704
5	-19,203739	-19,038532*	-19,142303*
10	-19,230227*	-18,910138	-19,111193
MODELO 3			
Defasagem	Akaike	Schwarz	Hannan-Quinn
1	-11,968825	-11,948174	-11,961146
5	-12,221477	-12,145757*	-12,193319
10	-12,255229*	-12,110673	-12,201472*

Tabela 3. Resultados do critério de ordem de defasagem.

Fonte: Dados da pesquisa (2017).

* Indica os melhores valores (isto é, os mínimos) da defasagem selecionada pelos critérios.

A partir dos resultados do teste de Johansen (Tabela 4) observa-se que, no primeiro modelo estatístico existe quatro variáveis e três vetores de cointegração significativos a 1%, conforme os resultados do P-valor. Para o segundo modelo estatístico, são três variáveis e dois vetores de cointegração significativos a 1%. Por fim, o terceiro modelo estatístico apresenta duas variáveis e dois vetores de cointegração significativos a 1%.

A análise das variáveis de preços do suíno em terminação indica quais as regiões produtoras de suíno são cointegradas. Porém, para indicar a direção da transmissão de preços é necessário estimar o vetor de correção de erros (VEC). O VEC tem por objetivo analisar os ajustamentos de curto prazo que ocorrem nas séries cointegradas, que são as relações de equilíbrio em longo prazo (GAIO, et al., 2005). Uma situação em que se pode analisar as séries em níveis, evitando regressões espúrias ocorre quando as séries são cointegradas (MAYORGA et al., 2007). Desta forma, este estudo analisa as séries em nível.

MODELO 1			
Nº de vetores de cointegração	Autovalor	Teste Traço	P-valor
0	0,07307	217,74	0,0000***
1	0,03789	99,359	0,0000***
2	0,02307	39,098	0,0000***
3	0,00171	2,6782	0,1017
MODELO 2			
0	0,047113	125,13	0,0000***
1	0,029689	49,845	0,0000***
2	0,001811	2,8287	0,0926
MODELO 3			
0	0,0379620	67,732	0,0000***
1	0,0047055	7,3579	0,0067***

Tabela 4. Resultados do teste Johansen para cointegração.

Fonte: Dados da pesquisa (2017).

*** Nível de significância a 1%.

3.4 Decomposição Da Variância

A partir dos resultados da decomposição da variância para os modelos estatístico analisados (Tabela 5), pode-se determinar a elasticidade de transmissão de preços do suíno em terminação entre os estados do RS, SC, PR e SP. Com o objetivo de uniformizar a variância, as variáveis dos modelos estatísticos 1, 2 e 3 foram logaritmizadas.

Assim, na primeira coluna da Tabela 5 é apresentada as variáveis logaritmizadas (I_{RS} , I_{SP} , I_{SC} , I_{PR}), a segunda coluna representa a dimensão dos períodos analisados, que estão expressos em dias. Entre a terceira e sexta colunas, estão representadas às proporções dos erros de previsão em termos percentuais de cada variável.

Conforme os resultados para o modelo estatístico 1, no primeiro momento as variações nos preços do suíno em terminação no I_{RS} são explicadas pela própria variável, porém transcorridos 15 dias, ocorre transferência de preços do mercado de suíno em terminação do I_{RS} para o mercado de suíno em terminação de I_{SC} em 21,49%, I_{SP} em 28,12% e I_{PR} em 1,27%.

MODELO 1					
Variáveis	Período	I RS	I SC	I SP	I PR
I RS	1	100,000	0,0000	0,0000	0,0000
	2	97,6228	0,8643	1,3242	0,1886
	4	89,9645	4,2500	5,6930	0,0925
	6	79,1087	9,2435	11,1325	0,5152
	8	69,2640	13,3668	16,5649	0,8042
	10	61,4255	16,5052	21,0209	1,0484
	12	55,4221	18,9013	24,4850	1,1916
	15	49,1106	21,4950	28,1231	1,2713
I SP		I SP	I RS	I SC	I PR
	1	100,000	0,0000	0,0000	0,0000
	2	99,6081	0,1450	0,1695	0,0775
	4	97,8289	1,0635	0,7912	0,3164
	6	95,4714	1,9712	1,3927	1,1647
	8	93,6627	2,9671	1,8457	1,5244
	10	92,0735	3,9380	2,2044	1,7842
	12	90,7131	4,8630	2,5302	1,8937
15	88,9299	6,1661	2,9870	1,9170	
MODELO 2					
I SC		I SC	I SP	I PR	
	1	100,000	0,000	0,0000	
	2	98,1528	1,8385	0,0087	
	4	91,7798	8,1690	0,0513	
	6	83,2599	15,9919	0,7482	
	8	76,6893	22,2649	1,0458	
	10	71,8558	26,9094	1,2347	
	12	68,4296	30,2353	1,3351	
15	65,1298	33,4918	1,3783		
MODELO 3					
I PR		I PR	I SP		
	1	100,000	0,0000		
	2	97,4282	2,5718		
	4	83,3857	16,6143		
	6	73,9356	26,0644		
	8	67,3554	32,6446		
	10	62,8829	37,1171		
	12	59,7327	40,2673		
15	56,5674	43,4326			

Tabela 5. Resultados da decomposição da variância dos erros de previsão em percentuais.

Fonte: Dados da pesquisa (2017).

Quando se analisa os resultados para variável preços de *I SP*, observa-se que as variações nos preços do suíno em terminação em *I SP* são explicadas pela própria variável, mesmo depois de transcorridos 15 dias. Constata-se que houve pouca

transferência de preços em termos percentuais do mercado de suíno em terminação de *I SP* para os mercados de *I RS*, *I SC*, *I PR*, que foram da ordem de 6,16%, 2,98% e 1,91%, respectivamente.

Para o segundo modelo estatístico, no primeiro momento as variações nos preços do suíno em terminação no *I SC* são explicadas pela própria variável. Contudo, transcorridos 15 dias, a transferência de preços do mercado de suíno em terminação de *I SC* para o mercado de *I SP* foi de 33,49%, e para o mercado de *I PR* foi de 1,37%.

No terceiro modelo estatístico, observa-se que as variações nos preços do suíno em terminação no *I PR* são explicadas pela própria variável. Entretanto, transcorridos 15 dias, ocorre transferência de preços do mercado de suíno em terminação do *I PR* para o mercado de *I SP* em 43,43%.

3.5 Resultados Da Função-Impulso Resposta

Os gráficos combinados da elasticidade da função impulso-resposta na Figura 3 demonstram a direção e o comportamento da curva de preço do suíno em terminação entre os mercados do estado do Rio Grande do Sul (RS), Santa Catarina (SC), Paraná (PR) e São Paulo (SP).

Na primeira coluna de gráficos (Figura 3), estão representadas as respostas ou retornos das variáveis *I RS*, *I SC*, *I SP*, *I PR* em relação os efeitos dos choques não antecipados em *I RS*. Em relação a segunda coluna de gráficos, está demonstra as respostas ou retornos das variáveis *I SP*, *I RS*, *I SC*, *I PR* em relação os efeitos dos choques não antecipados em *I SP*.

Para o choque não antecipado sobre a variável *I RS*, o retorno na própria variável (Gráfico A) reage inicialmente apresentando taxas com trajetória descendente, porém a partir do segundo dia as taxas são com trajetórias ascendentes. Quanto ao impulso-resposta da variável *I SC* (Gráfico B), a função cresce exponencialmente até o décimo quinto dia. O mesmo comportamento é observado nas funções de impulso-resposta das variáveis de *I SP* (Gráfico C) e *I PR* (Gráfico D).

Após um choque inicial em *I SP*, representado na segunda coluna, o retorno sobre a própria variável reage apresentando taxas com trajetória ascendente durante todo o período de análise (Gráfico E). O mesmo ocorre com as funções de impulso-resposta das variáveis de preços *I RS* (Gráfico F), *I SC* (Gráfico G) e *I PR* (Gráfico H).

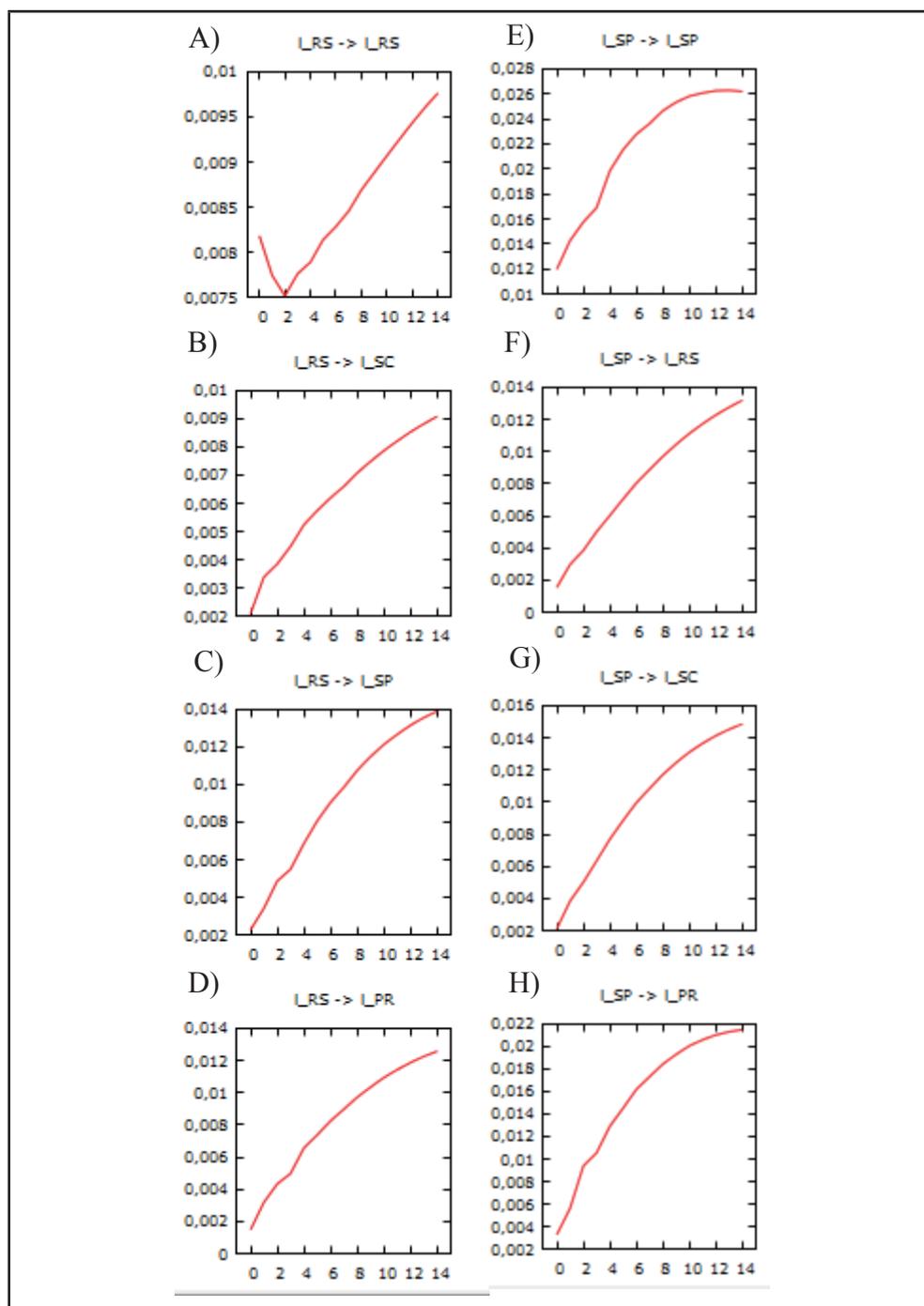


Figura 3. Resultados Da Função-Impulso Resposta Para Modelo 1.

Fonte: Dados da pesquisa (2017).

Os gráficos combinados da elasticidade da função impulso-resposta na Figura 4 demonstram a direção e o comportamento da curva de preço do suíno em terminação entre os mercados do estado de Santa Catarina (SC), Paraná (PR) e São Paulo (SP).

Para o choque não antecipado sobre a variável / SC, o retorno na própria variável reage apresentando taxas com trajetória ascendente em todo período de análise (Gráfico I). Quanto ao impulso-resposta na variável / PR (Gráfico J) e na variável / SP (Gráfico J), a função impulso-resposta cresce exponencialmente até o décimo quinto dia.

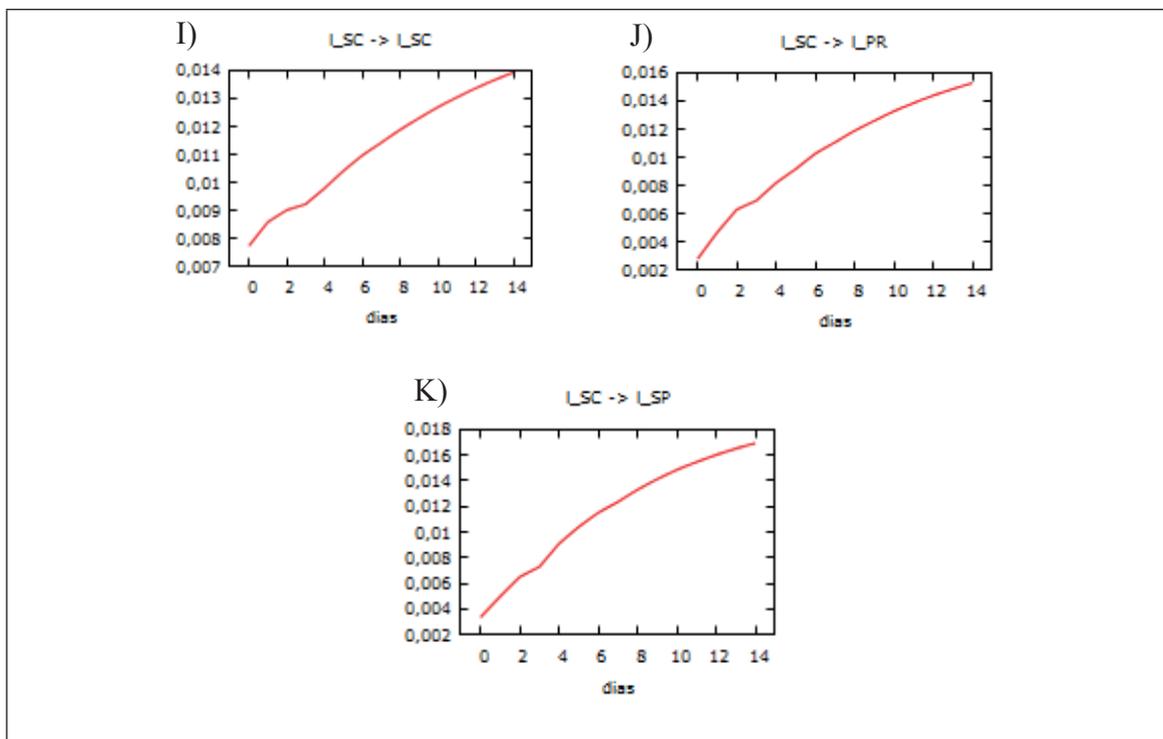


Figura 4. Resultados da Função-Impulso Resposta para Modelo 2.

Fonte: Dados da pesquisa (2017).

Os gráficos combinados da elasticidade da função impulso-resposta na Figura 5, demonstram a direção e o comportamento da curva de preço do suíno em terminação entre os mercados do estado do Paraná (PR) e São Paulo (SP).

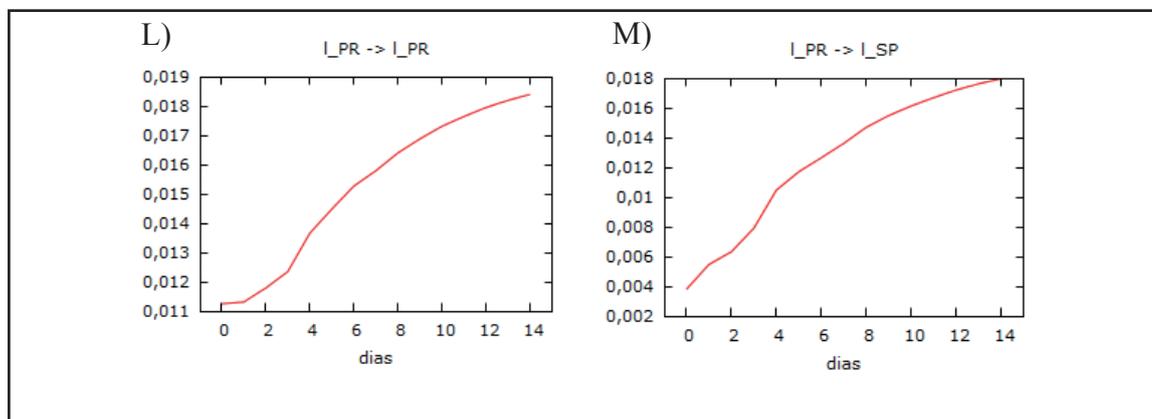


Figura 5. Resultados da Função-Impulso Resposta para Modelo 3.

Fonte: Dados da pesquisa (2017).

Após um choque inicial em I_{PR} , o retorno sobre a própria variável reage apresentando taxas com trajetória ascendente durante todo o período de análise (Gráfico L). O mesmo ocorre com as funções de impulso-resposta da variável de preços I_{SP} (Gráfico M).

4 | CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esta pesquisa se propôs a analisar a elasticidade de transmissão de preços do

suíno em terminação nos mercados do estado Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Paraná e São Paulo para verificar a intensidade da transmissão dos preços entre os mercados das regiões estudadas. Foram propostos três modelos estatísticos para mensurar a transmissão de preços entre os mercados, para tanto foi utilizado a metodologia do teste de causalidade de Granger e o modelo Vetorial de Correções de Erros (VEC).

A partir dos modelos estatísticos desenvolvidos ficou constatado que a maior intensidade de transmissão de preços em termos percentuais foi do mercado de suíno em terminação do estado do Rio Grande do Sul para Santa Catarina e São Paulo.

O motivo do Rio Grande do Sul transferir preços para outros estados pode ser explicado pelo fato de que a suinocultura no estado vem se estruturando nas últimas décadas a partir de transformações organizacionais, produtivas e tecnológicas. A estrutura fundiária de pequenas propriedades da região produtora de suínos no estado, estabelecem um grande número de contratos de fornecimento para garantir a oferta de carne suína ao mercado consumidor. O Rio Grande do Sul permite mecanismos de coordenação vertical que auxilia na formação e influência o preço de venda da carcaça do suíno terminado entre os Estados brasileiros de maiores índices produtividade na cadeia suinícola.

REFERÊNCIAS

- AKAIKE, H. Canonical correlation analysis of time series and the use of an information criterion. In: **Advances and Case Studies in System Identification**. New York: Academic Press, p. 27-96, 1976.
- ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE CRIADORES DE SUÍNOS-ABCS. **Suinocultura brasileira tem boas perspectivas para 2017**. Disponível em: <<http://www.abcs.org.br>>. Acesso em: 25 de mar. 2017.
- ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE PROTEÍNA ANIMAL-ABPA. **Mercado Externo de Carne Suína**. Disponível em: <<http://www.abipecs.org.br>>. Acesso em: 25mar. 2017.
- CAVALCANTI, M. A. F. H. Identificação de modelos VAR e causalidade de Granger: uma nota de advertência. **Economia Aplicada**, v. 14, n. 2, p. 251-260, 2010.
- CENTRO DE ESTUDO AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA - CEPEA. **Preços Agropecuários. Suíno**. Disponível em: <<http://cepea.esalq.usp.br>>. Acesso em: 19 fev. 2017.
- ENGEL, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, Oxford, v. 55, p. 251-276, 1987.
- FERNANDES, R. A. S. et al. Elasticidade de transmissão e formação espacial de preços de leite ao produtor nos maiores estados produtores. **Revista de Economia e Administração**, v. 9, n. 3, p. 368-385, 2010.
- GAIO, L. E.; CASTRO JÚNIOR, L. G.; OLIVEIRA, A. R. Causalidade e elasticidade na transmissão de preço do boi gordo entre regiões do Brasil e a Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F). **Organizações Rurais & Agroindustriais**, Lavras, v. 7, n. 3, p. 282-297, 2005.
- GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross spectral

methods. **Econometrica**, Oxford, v. 37, n. 3, p. 424-438, July 1969.

HANNAN, E. J.; QUINN, B. G. The determination of the order of an autoregression. **Journal of the Royal Statistical Society Series B-Methodological**, v. 41, n. 2, p. 190-195, 1979.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 52, n. 2, p.169-210, 1990.

LOBO, O. A.; NETO, W. A. da S. Transmissão de preços entre o produtor e varejo: evidências empíricas para o setor de carne bovina em Goiás. **Conjuntura Econômica Goiana**, n. 19, p. 57-63, dez., 2011.

MARGARIDO, M. A. et al. Análise da elasticidade de transmissão de preços no mercado internacional de soja. **Pesquisa & Debate**, São Paulo, v. 12, n. 2(20), p. 5-40, 2001.

MARGARIDO, M. A. análise dos efeitos de preços e câmbio sobre o preço do óleo de soja na cidade de São Paulo: uma aplicação do modelo VAR. **Pesquisa & Debate**, São Paulo, v. 15, n. 1(25), p. 69-106, 2004.

MAYORGA, R. O. et al. Análise de transmissão de preços do mercado atacadista de melão do Brasil. **RER**, Rio de Janeiro, v. 45, n. 3, p. 675-704, jul./set., 2007.

MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO-MAPA. **SigSIF**: Relatório de Estabelecimentos. Disponível em: <<http://www.agricultura.gov.br>>. Acesso em: 25 de mar. 2017.

SCHWARZ, G. Estimating the dimension of a model. **Annals of Statistics**, v. 6, p. 461-464, 1978.

SOBRE O ORGANIZADOR

Leonardo Tullio - Engenheiro Agrônomo (Centro de Ensino Superior dos Campos Gerais- CESCAGE/2009), Mestre em Agricultura Conservacionista – Manejo Conservacionista dos Recursos Naturais (Instituto Agronômico do Paraná – IAPAR/2016). Atualmente, doutorando em Ciências do Solo pela Universidade Federal do Paraná – UFPR, é professor colaborador do Departamento de Geociências da Universidade Estadual de Ponta Grossa – UEPG, também é professor efetivo do Centro de Ensino Superior dos Campos Gerais – CESCAGE. Tem experiência na área de Agronomia. E-mail para contato: leonardo.tullio@outlook.com

Agência Brasileira do ISBN
ISBN 978-85-7247-132-9

