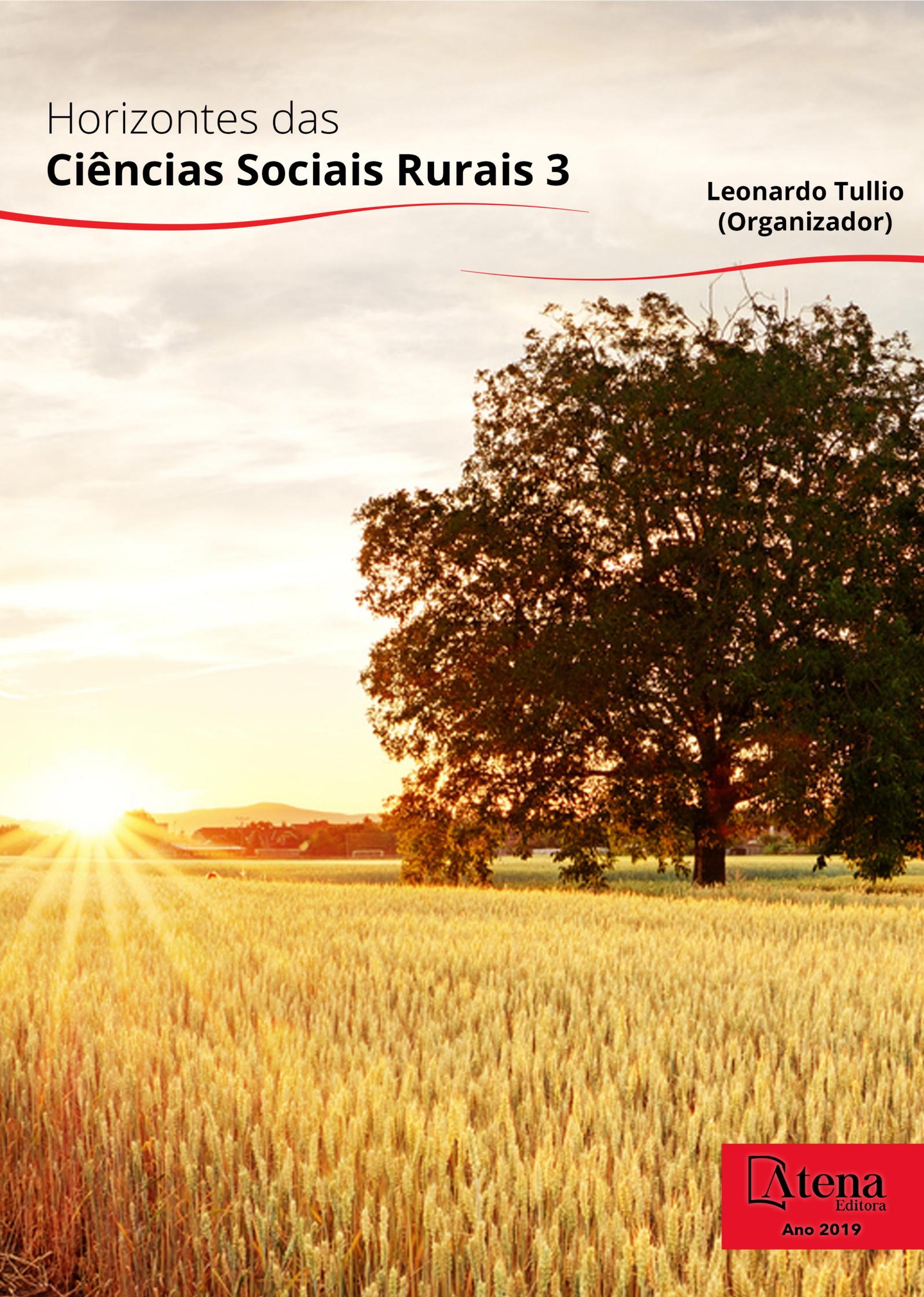


Horizontes das **Ciências Sociais Rurais 3**

**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 |

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

Aline de Queiroz Assis Andreotti Pancera

Universidade Estadual do Paraná, Departamento
de Ciências Econômicas
Campo Mourão - Paraná

Ednaldo Michellon

Universidade Estadual de Maringá, Departamento
de Agronomia
Maringá - Paraná

Alexandre Florindo Alves

Universidade Estadual de Maringá, Departamento
de Ciências Econômicas
Maringá - Paraná

RESUMO: O presente estudo teve como principal objetivo analisar o impacto de uma mudança na renda dos produtores de mandioca sobre o crescimento econômico da Microrregião de Paranaíba e especificamente, verificar suas relações de curto prazo e os comportamentos de choques não antecipados nas séries. Dessa forma, utilizaram-se dados disponibilizados pelo CEPEA-ESALQ e IBGE e, para a aplicação empírica, o Modelo de Vetores Autorregressivo (VAR). O teste de causalidade Granger apontou que mudanças na renda do produtor de raiz influenciam o crescimento da economia em questão, e que o crescimento da microrregião de Paranaíba também impacta na renda do produtor. A decomposição da variância dos erros de previsão estimada mostrou que uma melhora no desempenho dos produtores

de mandioca leva ao crescimento econômico da região. Pela análise gráfica, verificou-se que um choque não antecipado no PIB *per capita* é mais intenso e duradouro sobre a renda do produtor do que o inverso. Portanto, a pesquisa evidenciou a importância de políticas voltadas para o agronegócio da mandioca, pois impactam positivamente no crescimento econômico de uma região.

PALAVRAS-CHAVE: Crescimento Econômico, Preços Mandioca, *PIB per capita*.

ABSTRACT: This study aimed to analyze the impact of changes in cassava producers income on the Paranaíba micro-region's economic growth and specifically verify their short-term relationships and the behaviours of unanticipated shocks in those relationships. Data provided by CEPEA-ESALQ and IBGE and, for the empirical application the Vector Autoregressive Model (VAR), were used. The Granger causality test showed that changes in producer income influence the growth of the economy in question and that the growth of micro-region also impacts producer income. The variance decomposition analysis showed that an improvement in the performance of cassava producers leads to economic growth in the region. In the graphical analysis, it was found that an unanticipated shock on per capita GDP is more intense and lasting on the producer

income than the reverse. Therefore, the research highlighted the relevance of policies for cassava agribusiness due to its positive impact on the economic growth of a region.

KEYWORDS: Economic Growth, Cassava prices, GDP per capita.

1 | INTRODUÇÃO

A mandioca é uma raiz rica em amido e classificada como uma planta perene pertencente à família Euphorbiaceae. É cultivada principalmente nos trópicos mais quentes da terra e em duas formas botânicas mais comuns a *Manihotesculentea* Crnaz e a *Manihotutilissima* Phol. (FALADE; AKINGBALA, 2011).

O agronegócio da mandioca quando comparado aos outros produtos se destaca por sua elevada comercialização de amido, pelas vantagens de cultivo e por sua geração de emprego. Na concepção de Vilpoux (2011) a fécula pode ser considerada como uma *commodity* que compete em nível internacional com outros amidos como o do milho, trigo, fécula de batata. A fécula de mandioca é o amido mais exportado no mundo e constitui fonte de divisas para diversos países.

Souza et al. (2006) afirmaram que dentre as vantagens da cultura da mandioca destaca-se: facilidade de propagação, tolerância às estiagens, rendimentos satisfatórios em solos poucos férteis, baixa exigência de insumos modernos, resistência ou tolerância à pragas e doenças, elevado teor de amido nas raízes e de proteínas nas folhas e a possibilidade de plantio e colheitas mecanizadas. Portanto, a cultura a mandioca pode ser cultivada tanto por grandes produtores, com o uso de tecnologias quanto por agricultores familiares com a produção mais simplificada voltada para o consumo e venda do excedente.

Quanto ao destaque na geração de empregos, conforme apontado por Leal (2010), apud Nascimento (2010) para cada dois hectares do cultivo de mandioca na Bahia, um emprego direto é gerado, fazendo com que a cultura tenha grande importância para o contexto social e econômico do Estado e do país. Vale destacar que em algumas regiões, com a mecanização da cultura, tal relação é menor, porém o setor ainda é intensivo em mão de obra.

Considerada como uma “cultura de terceiro mundo”, a mandioca tem se tornado o foco de muitas pesquisas devido à sua importância na alimentação da população mais pobre e por seu potencial como *commodity*. A raiz ocupa o quarto lugar como alimento com maior fonte de carboidratos dos países localizados nos trópicos, atrás apenas do arroz, milho e cana-de-açúcar, além de estar presente na dieta de mais de 500 milhões de pessoas do mundo. (BLAGBROUGH et al., 2010). Cardoso et al. (2001) apontaram que para famílias de baixa renda o consumo de mandioca e seus derivados chegam a 10% das despesas anuais com alimentação, perdendo em importância somente para o feijão.

O estudo da produção de mandioca no Estado do Paraná, e a análise de seu

impacto na economia local são justificados por: i) a necessidade da produção de mandioca como fonte de alimento para sociedade; ii) pelo destaque brasileiro no plantio, em especial para os estados do Paraná; iii) por sua facilidade de condução da lavoura, em especial para as famílias de baixa renda e vi) pela geração de empregos.

A pesquisa terá como foco de análise a Microrregião de Paranavaí. Conforme IBGE, 29 municípios compõem a microrregião sendo eles: Alto Paraná, Amaporã, Cruzeiro do Sul, Diamante do Norte, Guairaçá, Inajá, Itaúna do Sul, Jardim Olinda, Loanda, Marilena, Mirador, Nova Aliança do Ivaí, Nova Londrina, Paraíso do Norte, Paranacity, Paranapoema, Paranavaí, Planaltina do Paraná, Porto Rico, Querência do Norte, Santa Cruz de Monte Castelo, Santa Isabel do Ivaí, Santa Mônica, Santo Antônio do Caiuá, São Carlos do Ivaí, São João do Caiuá, São Pedro do Paraná, Tamboara e Terra Rica.

Portanto, considerada como uma cultura geradora de renda tanto para pequenos quanto para grandes produtores, que utilizam altas ou baixas tecnologias, pode-se questionar como problema de pesquisa qual o impacto do cultivar no crescimento econômico da região que se insere. A pesquisa inicia-se com base na hipótese de que preços mais elevados da raiz aumentam a renda real dos agricultores e assim, contribuem para o crescimento real da economia regional.

O objetivo central do estudo é verificar o impacto de uma mudança na renda dos produtores de mandioca sobre o crescimento econômico da Microrregião de Paranavaí. Como objetivos específicos destacam-se: i) verificar relações de curto prazo entre o crescimento econômico da microrregião de Paranavaí e o cultivo da cultura e ii) analisar os comportamentos de choques não antecipados em tal relação.

2 | A PRODUÇÃO DE MANDIOCA

Cardoso (2003) apontou que o cultivo de mandioca brasileira encontra-se principalmente em pequenas propriedades e em sistemas de produção complexa com pouca ou até mesmo nenhuma tecnologia. Tal fato pode ser explicado pelas características agronômicas da cultura, ou seja, pela possibilidade de produção em solos com baixa fertilidade, nos quais outras culturas não são produtivas.

A cultura de mandioca também se caracteriza por um uso mais industrializado e de produção em grande escala. Goebel (2005) relatou que a cultura de mandioca brasileira passou por uma transição em sua dinâmica, onde até meados da década de oitenta, o cultivo era predominantemente para a subsistência, com produtos de consumo domésticos e onde a produção não era alvo de políticas públicas ou mesmo privadas. Os altos potenciais da fécula de mandioca e dos amidos modificados com elevado valor agregados deram um novo dinamismo ao sistema agroindustrial, impactando em transformações na cultura mandioqueira. Desse modo, passou-se a ter maiores interesses quanto às formas de coordenação e organização do sistema

agroindustrial da mandioca.

Dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE (2018) indicaram que o Pará era o principal estado produtor de raiz de mandioca com 20,55 % da produção brasileira em 2017, seguido pelo Paraná com 14,70% e pela Bahia com 10,09 %. Outros estados também se destacam na produção da raiz, sendo eles o Maranhão (6,38 %), São Paulo (5,54 %), Acre (5,34 %) e Rio Grande do Sul (5,18 %). Ressalta-se que essas regiões são responsáveis por produzirem aproximadamente 68 % do total brasileiro de raiz de mandioca nos últimos oito anos.

A Figura 1 apresenta os estados, e suas respectivas microrregiões, que mais se destacaram na produção de mandioca brasileira em de 2010.

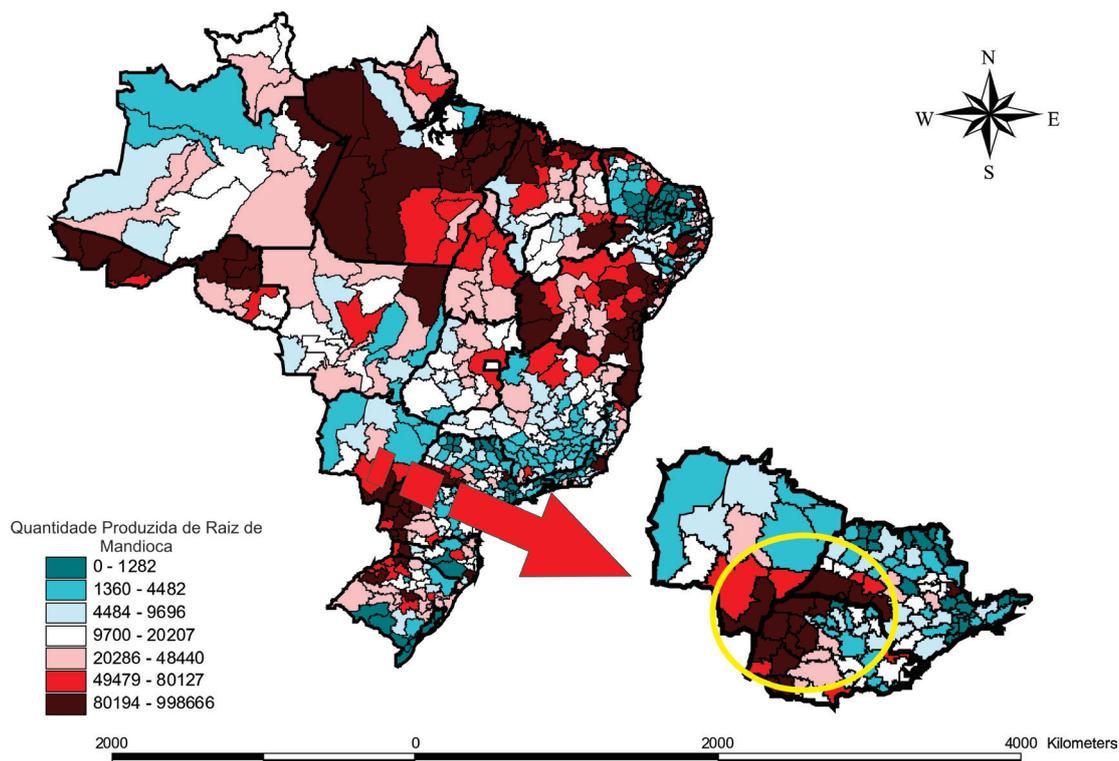


Figura 1 – Mapa da quantidade produzida de mandioca em ton. para o ano de 2010 e conforme as microrregiões brasileiras.

Fonte: Sistema IBGE de Recuperação Automática SIDRA – IBGE (2012). Elaboração dos autores.

Desse modo, pode-se verificar que as principais microrregiões produtoras de mandioca são Obidos, Santarém, Tome Acu, Bragantina e Guama (no oeste e nordeste do Pará), Feira de Santana (BA) e Paranaíba, Umuarama e Toledo (no noroeste e oeste paranaense) e Assis (sudeste de São Paulo). Outras microrregiões como Pindaré (MA), Cruzeiro do Sul (AC), Santo Antônio de Jesus (BA) e Iguatemi (MS) também apresentam elevada produção de raiz de mandioca quando comparada com outras regiões produtoras. Portanto, conforme realçado no mapa, a Microrregião de Paranaíba do Estado do Paraná apresenta uma produção de mandioca acima da média.

Cada região apresenta suas peculiaridades, ou seja, formas de cultivo,

processamento da raiz, produção de derivados, entre outras. A cultura nos Estados do Paraná, São Paulo e Mato Grosso do Sul destaca-se por uso mais industrial, onde as cultivares são destinadas para a produção de fécula. Nesse caso, os produtores fazem o uso de tecnologias e passam a auferir maiores lucros em suas safras devido ao destino final de seu produto. Com respeito à produção de fécula no Brasil, ressalta-se que no noroeste do Paraná localiza-se o principal pólo produtor de fécula do país, aonde, tal região chegou a ser a maior produtora de raiz de mandioca em 2006, porém, a transição da área de mandioca para de grãos na busca de maiores lucros e rentabilidade levou à queda da produção. (ALVES; FELIPE; CARDOSO, 2009).

Vale destacar que, no agronegócio da raiz de mandioca não se verifica fortes barreiras à entrada e à saída do mercado. A necessidade de baixas tecnologias, reduzidos investimentos e a rusticidade da cultura de mandioca (adaptabilidade a solos poucos férteis e em condições climáticas adversas) são os principais fatores que compõem esse cenário. Esses determinantes favorecem a elevada participação da cultura familiar, além da entrada de produtores à cadeia nos momentos que os preços são mais atrativos resultando em instabilidade para a atividade. (MILOCA; SAURIN e STADUTO, 2009; SANTINI; OLIVEIRA e PIGATTO, 2010).

Conforme Santini, Oliveira e Pigatto (2010), a rusticidade da cultura da mandioca e sua produção intensiva em mão de obra (não especializada) são fatores que favorecem a redução de barreiras à entrada, principalmente por agricultores menos capitalizados. Sabe-se que a ausência de barreiras à entrada resultam em mercados mais competitivos, no entanto, pode impactar na volatilidade da raiz, com elevada produção nos momentos de altas nos preços do produto e a consequente instabilidade na atividade. O que justifica uma maior atenção, por parte dos agricultores, quanto às flutuações nos preços e em variáveis que o influencia, para com isso, determinar a quantidade produzida e os preços que serão auferidos.

3 | MATERIAIS E MÉTODOS

3.1 Testes para Determinação de Ordem de Integração

Harris e Sollis (2003) apontaram que existem diversas maneiras de se testar a presença de raiz unitária, uma dessas é a metodologia Dickey-Fuller (DF), proposta por Dickey e Fuller (1979) para testar a hipótese nula de que as séries apresentam raiz unitária, ou seja, são não estacionárias. Segundo Enders (2004), o teste de Dickey e Fuller (1979) considera três diferentes equações que podem ser usadas para testar a presença de raiz unitária

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \epsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \epsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \alpha_2 t + \epsilon_t \quad (3)$$

Enders (2004) expôs que a metodologia do teste Dikey-Fuller Aumentado (ADF) compreende em adicionar e subtrair $\alpha_p y_{t-p+1}$, onde p é o número de defasagens fundamentais para tornar o erro não correlacionado, até obter:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \alpha_3 y_{t-3} + \dots + \alpha_{p-2} y_{t-p+2} + (\alpha_{p-1} + \alpha_p) y_{t-p+1} - \alpha_p \Delta y_{t-p+1} + \epsilon_t \quad (4)$$

Posteriormente se subtrai e soma $(\alpha_{p-1} + \alpha_p) y_{t-p+2}$ até obter a seguinte representação:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \epsilon_t \quad (5)$$

O teste Dikey-Fuler Aumentado (ADF) apresenta mesma hipótese do DF com o uso das mesmas estatísticas da tabela Dikey-Fuler. Portanto, caso a soma dos coeficientes da equação diferenciada seja igual a um, pelo menos uma raiz característica é unitária, se $\sum \alpha_j = 1$, $\gamma = 0$ e o sistema apresenta raiz unitária.

Até então, os teste de raiz unitária tinham como a hipótese nula a presença de raiz unitária, porém Denis Kwiatkowski, Peter C. B. Phillips, Pert Schmidt e Yongcheol Shin (1992) apresentaram uma nova representação para os teste de raiz unitária, qual se tornou conhecido pelas iniciais dos autores (KPSS), e como a hipótese nula de que a série é estacionária com tendência determinística. Kwiatkowski et al. (1992) apresentaram o teste com a decomposição da variável dependente em função da tendência determinística (t), um passeio aleatório (r_t) e um erro estacionário (ϵ):

$$y_t = \xi t + r_t + \epsilon_t \quad (6)$$

Onde r_t é um passeio aleatório $r_t = r_{t-1} + \mu_t$. Nesse caso, μ_t apresenta média zero e variância constante. A hipótese de estacionaridade reside-se em $\sigma_\mu^2 = 0$, desde que o termo de erro ϵ_t seja estacionário. Partindo do suposto de que o primeiro termo do passeio aleatório $r_{t(=0)}$ é fixo, a série passaria a ser estacionária em torno de uma tendência, já se $\xi = 0$ a variável y seria estacionária em torno de uma constante (r_0). Para verificar a hipótese de que $\sigma_\mu^2 = 0$, os autores consideraram que e_t , $t=1, 2, \dots, T$ seja os resíduos da regressão de y em função do intercepto e de uma tendência temporal e , nesse caso, a soma parcial dos erros seria dada por:

$$S_t = \sum_{i=1}^t e_i, \quad t = 1, 2, \dots, T. \quad (7)$$

e a variância de longo prazo definida como,

$$\sigma^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} E(S_T^2) \quad (8)$$

A estatística do teste inicia-se como a soma dos erros normalizada por T^2 :

$$\eta = T^{-2} \sum S_T^2 \quad (9)$$

posteriormente pela divisão de η por uma estimação consistente de σ^2 e assim, chega-se a estatística final do teste:

$$KPSS = \frac{T^{-2} \sum s_T^2}{s^2(l)} \quad (10)$$

3.2 Teste de Causalidade

No presente estudo utiliza-se os testes de exogeneidade com a finalidade de identificar a causalidade entre as variáveis, através do método desenvolvido por Granger (1969). Em tal metodologia uma variável X causará efeito em Y se os valores correntes e passados de X apresentarem uma melhor previsão de Y . Granger (1969) ilustrou a seguinte definição com um método simplificado de duas variáveis X_t e Y_t :

$$\begin{aligned} X_t &= \sum_{j=1}^m a_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \\ Y_t &= \sum_{j=1}^m c_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m d_j Y_{t-j} + \eta_t \end{aligned} \quad (11)$$

Onde ε_t e η_t são duas séries não correlacionadas e ruído branco. A definição de causalidade implica em que Y_t esteja causando X_t quando o valor estimado de b_j seja diferente de zero e para X_t cause no sentido de Granger $Y_t c_j$ não poderá ser zero. Nesse caso, quando somente uma variável causa a outra, diz-se que a relação é direcional. Caso ambos os eventos aconteçam pode-se dizer que existe uma relação bilateral entre X_t e Y_t e quando os coeficientes estimados não são significativos, não existirá causalidade. Desse modo, tal verificação é realizada pelo teste F e conjunto χ^2 , onde a estatística é dada pela seguinte fórmula:

$$F = \frac{(SQR_r - SQR_u)/m}{SQR_u/n-k} \quad (12)$$

em que SQR_r é a soma dos quadrados dos resíduos da regressão com restrição, ou seja, com a inclusão das variáveis presentes e defasadas, SQR_u soma do quadrado dos resíduos sem restrição, m é o número de defasagens, k número total de parâmetros e n o número de observações. Em suma, o modelo procura estimar uma equação da variável Y em função de X , para assim identificar se uma estará causando a outra.

3.3 Teste para Correlação Serial

A presença de autocorrelação nos resíduos reduz a eficiência do modelo estimado e compromete a confiabilidade dos teste de hipótese, portanto, sua identificação é imprescindível para a correta especificação do modelo. O teste aplicado é do Multiplicador de Lagrange de Breush (1978) e Godfrey (1978).

Segundo Greene (2003) a hipótese nula do teste é dada pela ausência de autocorrelação e a alternativa de que os erros são $\varepsilon_t = AR(P)$ ou $\varepsilon_t = MA(Q)$ com a seguinte estatística:

$$LM = T \left(\frac{e' X_0 (X_0' X_0)^{-1} X_0' e}{e' e} \right) = TR_0^2 \quad (13)$$

onde X_0 é a matriz X original aumentada por P colunas de restrições de resíduos defasados e_{t-1}, \dots, e_{t-p} . O resultado segue uma distribuição qui-quadrada com P graus de liberdade.

3.4 Modelos de Vetores Autorregressivo (Var)

Judge et al. (1988) apontaram que, em um modelo composto por variáveis endógenas, é possível se utilizar o recurso de equações simultâneas para especificar as relações intertemporais e a dinâmica dessas variáveis. Em certos momentos é possível incluir mais do que uma defasagem para cada variável do modelo, chegando-se à seguinte forma reduzida:

$$y_t = v + \Theta_1 y_{t-1} + \dots + \Theta_p y_{t-p} + v_t \quad (14)$$

Em que para um modelo com duas variáveis e *têm-se*:

$$y_t = \begin{bmatrix} c_t \\ y_t \end{bmatrix} \quad v = \begin{bmatrix} v_1 \\ v_2 \end{bmatrix} \quad \Theta_i = \begin{bmatrix} \theta_i & \psi_i \\ \gamma_i & \delta_i \end{bmatrix} \quad e \quad v_t = \begin{bmatrix} v_{1t} \\ v_{2t} \end{bmatrix} \quad (15)$$

Segundo autores, a relação exposta em (14) é muito próxima ao modelo Autorregressivo tradicional (AR) adicionado a um vetor de intercepto v . Assim, quando os vetores das variáveis são relacionados aos vetores defasados verifica-se modelo de Vetor Autorregressivo (VAR) de ordem p . Quando o sistema apresentar M variáveis, a especificação será a seguinte:

$$y_t = (y_{1t}, \dots, y_{Mt})', v = (v_1, \dots, v_M)' \quad e \quad \Theta_i = \begin{bmatrix} \theta_{11,i} & \dots & \theta_{1M,i} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \theta_{M1,i} & \dots & \theta_{MM,i} \end{bmatrix}, \quad e \quad e \quad \text{o vetor de erros}$$

$$v_t = (v_{1t}, \dots, v_{Mt})'. \quad \text{Nesse caso, os erros apresentam as mesmas propriedades}$$

estocásticas do modelo AR (ou seja, ruído branco).

3.5 Fonte e Natureza dos Dados

A base de dados constitui-se em duas variáveis: o preço pago pela raiz de mandioca aos produtores da Microrregião de Paranaíba e o PIB *per capita* real calculado para o local. Os dados sobre os preços da raiz de mandioca foram disponibilizados pelo CEPEA-ESALQ, em suas médias mensais, no período de janeiro de 2005 a novembro de 2011. A variável PIB *per capita* foi calculada pelo valor proporcional do PIB da Microrregião de Paranaíba em relação à federação disponibilizado pelo IBGE (2014), em parceria com os Órgãos Estaduais de Estatística, Secretarias Estaduais de Governo, bem como o número da população, e pelo PIB mensal provido do Banco Central do Brasil. As variáveis foram corrigidas para dezembro de 2011 pelo Índice Geral de Preços Disponibilidade Interna, IGP-DI/FGV.

As séries foram trabalhadas com seus valores em logaritmo natural (ln) para que apresentassem uma distribuição próxima da normal e para análises de elasticidades.

Nesse estudo, escolheu-se o período de acordo com disponibilidade de dados e a região conforme sua representatividade na produção brasileira.

4 | RESULTADOS

Segundo Gasques et al. (2004), as riquezas do agronegócio influenciam a economia como um todo e gera condições para a melhora na qualidade de vida, em especial das pequenas e médias cidades. Desse modo, se a agropecuária das cidades pequenas se desenvolve conseqüentemente a economia também terá um bom desempenho. E inserido nesse contexto, o presente estudo visa identificar se as mudanças na renda dos produtores de raiz de mandioca apresentam algum impacto sobre o crescimento econômico de uma região. Os procedimentos adotados foram testar as estacionariedades das séries de preços pago ao produtor e PIB *per capita*, identificar as relações de causalidade do tipo Granger e verificar os comportamentos de choques não antecipados sobre as variáveis.

| | Área Total (ha) | Produção (t) | Produtividade (t/ ha) | Preços (R\$/t) |
|-----------|--------------------|-----------------|--------------------------|-------------------|
| 2005/2006 | 49.356 | 1.175.648 | 23.820 | 127,66 |
| 2006/2007 | 30.915 | 734.420 | 23.756 | 189,29 |
| 2007/2008 | 30.814 | 764.949 | 24.825 | 191,59 |
| 2008/2009 | 43.118 | 1.059.354 | 24.569 | 180,70 |
| 2009/2010 | 40.583 | 998.671 | 24.608 | 282,14 |
| 2010/2011 | 35.223 | 827.335 | 23.488 | 231,35 |

Tabela 1 – Área total, produção, produtividade e preços da mandioca na Região de Paranavaí. Preços corrigidos para dezembro de 2011 pelo Índice Geral de Preços Disponibilidade Interna, IGP-DI/FGV.

Fonte: CEPEA-ESALQ e SEAB-DERAL.

Primeiramente o estudo buscou verificar por meio de uma análise comportamental (descritiva) relações entre a área plantada, produção, produtividade e preços praticados nos 29 municípios que compõem a região de Paranavaí, conforme definido pelo IBGE.

Conforme apontado pela Tabela 1, nota-se uma relação inversa entre os preços vigentes no mercado e a oferta (produção) da raiz. Ressalta-se que as características fisiológicas da mandioca e sua precária capacidade de armazenamento impulsionam esse cenário. Andreotti e Alves (2011) verificaram que queda nos preços da raiz de mandioca desmotivam os produtores a ofertarem o produto, a queda na oferta, por sua vez, leva ao aumento nos preços e os produtores, nesse caso, elevam sua produção levando novamente a queda nos preços, gerando então, um ciclo entre preços e

produção. Portanto, ao final de uma safra com elevada oferta os preços caem e em safras com baixas produções os preços se elevam.

Posteriormente buscou-se verificar se esses comportamentos cíclicos causam impactos, de forma geral, sobre a renda do produtor de raiz como pode-se observar no Gráfico 1.

A análise gráfica permite confirmar que em momentos de preços reduzidos a oferta segue o mesmo comportamento e a receita declina e em casos de elevação nos preços a oferta se eleva e a renda também. Desse modo, como se esperava, confirma-se uma estreita relação entre os preços da raiz e sua renda gerada com a produção. Portanto, é possível utilizar o preço da raiz como uma *proxy* da renda do produtor da Microrregião de Paranaíba o preço recebido pelo produtor, uma vez que não foi possível coletar dados mensais sobre a quantidade comercializada de raiz no período em análise.

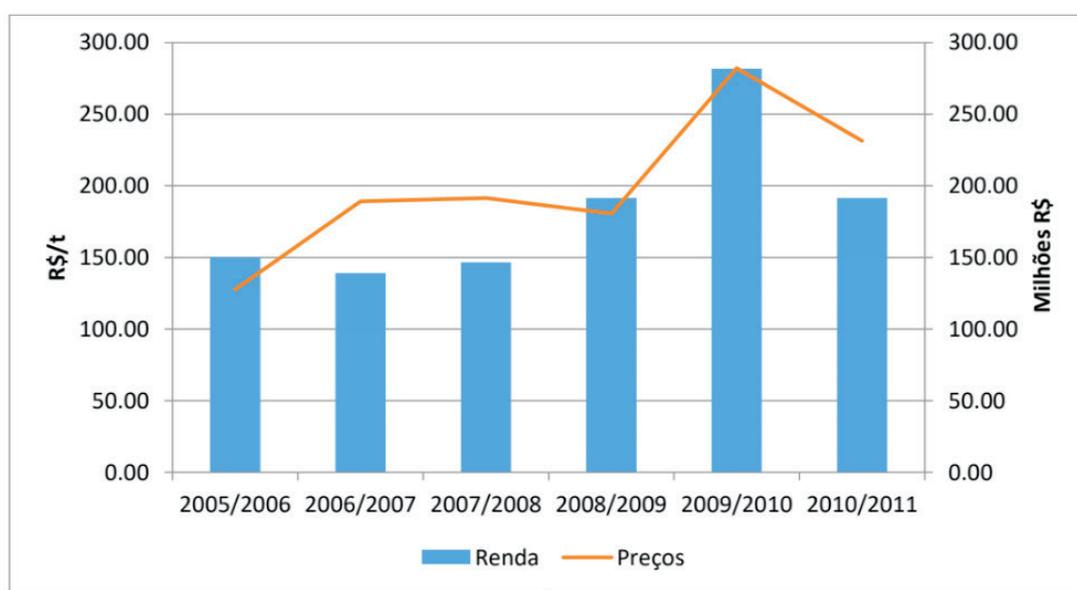


Gráfico 1 – Relação entre a renda gerada com a produção de raiz de mandioca e os preços vigentes no mercado.

Preços corrigidos para dezembro de 2011 pelo Índice Geral de Preços Disponibilidade Interna, IGP-DI/FGV.

Fonte: CEPEA-ESALQ e SEAB-DERL. Elaboração dos autores

Assim, partiu-se para a análise da integração entre cada variável por meio dos testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado e de estacionariedade KPSS. Os resultados são apresentados na Tabela 2.

| Série | Lags | ADF | | | Ordem | | | |
|---|------|--------|--------------|---------------|-------|-------|---|------|
| | | τ | τ_{μ} | τ_{τ} | | | | |
| Nível | | | | | | | | |
| <i>lnPIBpercapta_</i> <i>Paranaíba</i> | 1 | 1,314 | ns | -2,161 | ns | -4,3 | * | I(0) |
| <i>lnPreçoMandioca</i> | 3 | 0,449 | ns | -1,98 | ns | -3,51 | * | I(0) |
| Primeira diferença | | | | | | | | |

| | | | | | | | | |
|--------------------------------|----|--------|----|--------|----|--------|------|------|
| <i>lnPIBpercapta_Paranavaí</i> | 11 | -1,866 | ns | -3,307 | * | -3,258 | *10% | I(0) |
| <i>lnPreçoMandioca</i> | 2 | -3,783 | * | -2,237 | ns | -2,283 | ns | I(0) |

Tabela 2 – Teste de Raiz Unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

Fonte: Informações da pesquisa.

^{ns} não rejeita a hipótese nula de raiz unitária ao nível de 5% de significância e * rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária ao nível de 5% de significância

*Para definir o número de lags utilizou-se a menor defasagem conforme o Critério de Akaike e Schwartz.

O teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) indicou que as séries eram estacionárias em nível e estacionárias nas primeiras diferenças, ou seja, as séries seriam I(0). Uma vez que para ambas variáveis foi possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária para as séries em nível no modelo com intercepto e tendência. Em primeira diferença todas as séries são estacionárias, I(0). No entanto, em algumas especificações não foi possível rejeitar a hipótese nula tanto em nível, quanto em primeira diferença, desse modo, frente a tais resultados torna-se necessário a aplicação do teste KPSS para que se possa confirmá-los. As estatísticas expostas na Tabela 3 são referentes ao teste, que apresentam como hipótese nula a estacionariedade das séries.

| Série | Lags* | KPSS | | Ordem |
|--------------------------------|-------|--------------|---------------|---------|
| | | τ_{μ} | τ_{τ} | |
| Nível | | 5% : 0,463 | 5% : 0,146 | |
| <i>lnPIBpercapta_Paranavaí</i> | 1 | 3,58 | * 0,133 | ns I(0) |
| <i>lnPreçoMandioca</i> | 3 | 1,22 | * 0,0821 | ns I(0) |
| Primeiradiferença | | | | |
| <i>lnPIBpercapta_Paranavaí</i> | 11 | 0,123 | ns 0,108 | ns I(0) |
| <i>lnPreçoMandioca</i> | 2 | 0,224 | ns 0,214 | ns I(0) |

Tabela 3 – Teste de Raiz Unitária KPSS

Fonte: Informações da pesquisa.

^{ns} não rejeita a hipótese nula de raiz unitária ao nível de 5% de significância e * rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária ao nível de % de significância

*Para definir o número de lags utilizou-se a menor defasagem conforme o Critério de Akaike e Schwartz.

Os resultados do teste KPSS apontaram que as variáveis são estacionárias em nível e em primeira diferença. Ressalta-se que para as séries I(0) em nível apontadas anteriormente pelo teste ADF, o teste confirmou o resultado. Desse modo, pode-se concluir que as séries não apresentam raiz unitária impossibilitando um estudo sobre suas relações de longo prazo, desse modo a melhor aplicabilidade para o modelo é estimar um VAR. Harris e Sollis (2004) apontaram que se todas as variáveis são estacionárias, nesse caso não se terá o problema de regressões espúrias e a melhor estratégia de modelagem é estimar o modelo VAR padrão em nível. Após detecção

da ordem de integração, partiu-se para os testes de causalidade do tipo Granger apresentados na Tabela 4.

| | Hipótese Nula | | χ^2 | Prob. | Result. |
|-----------------------|---------------|-----------------------|----------|-------|---------|
| <i>lnPIBpercapta_</i> | <i>Não</i> | <i>lnPreço</i> | 3,0545 | 0,081 | Rejeita |
| <i>Paranavaí</i> | <i>causa</i> | <i>Mandioca</i> | | | |
| <i>lnPreço</i> | <i>Não</i> | <i>lnPIBpercapta_</i> | 55,712 | 0,000 | Rejeita |
| <i>Mandioca</i> | <i>causa</i> | <i>Paranavaí</i> | | | |

Tabela 4 – Teste de causalidade de Granger

Prob. = Probabilidade, Result. = Resultados

Fonte: Informações da pesquisa.

Os resultados do teste de causalidade do tipo Granger apresentados na Tabela 4 apontaram relações bicausais no sentido de Granger entre ambas variáveis. Desse modo, mudanças na renda do produtor de raiz influenciam o crescimento da economia de Paranavaí e o crescimento da microrregião de Paranavaí influencia a renda do produtor.

Para que se possa analisar a decomposição na variância dos erros entre as variáveis, ou seja, os efeitos de choques entre as mesma, torna-se necessário identificar a existência de correlação serial entre os erros, uma vez que as séries foram trabalhadas em seus valores reais levando ao aumento da autocorrelação. O resultado é apresentado na Tabela 5.

| lag | χ^2 | Probabilidade |
|-----|----------|---------------|
| 7 | 1,0987 | 0,89448 |

Tabela 5 – Teste de correlação serial

Fonte: Informações da pesquisa.

Conforme apontado na Tabela 5, o modelo tem uma probabilidade de 89% de não apresentar a autocorrelação, ou seja, a probabilidade de se cometer o erro *Tipo I*. Portanto, o modelo não apresenta autocorrelação possibilitando estimar a decomposição da variância dos erros de previsão conforme descrito na Tabela 6.

| Variável Impulso | Step | <i>ln</i> PIB_Paranavaí | <i>ln</i> PreçoMandioca_Paranavaí |
|-----------------------------------|------|-------------------------|-----------------------------------|
| <i>ln</i> PIBpercapta_Paranavaí | 1 | 1 | 0,04104 |
| | 2 | 0,986079 | 0,075544 |
| | 3 | 0,988553 | 0,182494 |
| | 4 | 0,970536 | 0,320867 |
| | 5 | 0,932963 | 0,421742 |
| | 6 | 0,890072 | 0,502673 |
| | 7 | 0,883843 | 0,581394 |
| | 8 | 0,885205 | 0,622684 |
| | 9 | 0,884223 | 0,637915 |
| | 10 | 0,879853 | 0,642957 |
| | 11 | 0,876660 | 0,645782 |
| | 12 | 0,877355 | 0,647631 |
| <i>ln</i> PreçoMandioca_Paranavaí | 1 | 0 | 0,95896 |
| | 2 | 0,013921 | 0,924456 |
| | 3 | 0,011447 | 0,817506 |
| | 4 | 0,029464 | 0,679133 |
| | 5 | 0,067037 | 0,578258 |
| | 6 | 0,109928 | 0,497327 |
| | 7 | 0,116157 | 0,418606 |
| | 8 | 0,114795 | 0,377316 |
| | 9 | 0,115777 | 0,362085 |
| | 10 | 0,120147 | 0,357043 |
| | 11 | 0,123340 | 0,354218 |
| | 12 | 0,122645 | 0,352369 |

Tabela 6 – Resultados da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem

Fonte: Informações da pesquisa.

A análise da decomposição da variância é uma das aplicabilidades do modelo VAR que tem como objetivo verificar as relações de curto prazo entre as variáveis, por meio da variância nos erros de previsão. O presente estudo analisará quais os impactos de choques (mudanças) nos preços da mandioca ou na renda do produtor em um período de 12 meses. Na primeira linha da Tabela 06 encontram-se os efeitos de choques não antecipados no PIB *per capita* de Paranavaí e na segunda os dos preços da mandioca na região, na segunda coluna estão os meses em análise, na terceira coluna verificam-se os resultados sobre o PIB *per capita* e na quarta sobre os preços da mandioca.

Portanto, a Tabela 6 indicou que choques não esperados no PIB *per capita* de Paranavaí explicam 100% da variabilidade da variável no primeiro mês e 87% no décimo segundo, evidenciando que as mudanças continuam por um longo tempo. Os

choques não antecipados sobre os preços da raiz de mandioca justificam 95% sua variabilidade. Porém, nos próximos meses ele perde suas “forças” e ao final de um ano seu poder de explicação passa para 35%, sugerindo uma maior dinâmica para a variável em análise.

Ao se comparar as relações cruzadas, ou seja, impactos de mudanças no PIB *per capita* sobre os preços da raiz e vice versa, verificou-se que choques no PIB *per capita* apresenta pouco impacto nos preços da raiz nos primeiros meses em análise, porém ao final de um ano chega a explicar 64% do comportamento da variável. Desse modo pode-se evidenciar que um crescimento na renda da população nos primeiros meses não impactam os preços da raiz, no entanto, no longo prazo a elevação do PIB *per capita* leva a uma maior necessidade por produtos do agronegócio da mandioca aumentando sua demanda e conseqüentemente seus preços.

Em respeito às conseqüências de choques não antecipados nos preços da raiz (renda do produtor) verificou-se que nos primeiros meses seu impacto sobre a renda da população é muito baixo (apenas 1,3%), porém, ano final de um ano pode explicar as variâncias nos erros de previsão da variável em 12%. Indicando que uma melhoria na renda dos produtores de mandioca eleva a renda da população no longo prazo.

Desse modo, as análises das decomposições das variâncias dos erros apontaram que o crescimento econômico interfere sobre a renda do produtor de raiz, e mudanças na renda do produtor também influenciam o crescimento, porém em menores proporções. Logo, pode-se inferir que uma melhora no desempenho dos produtores de mandioca leva ao crescimento econômico da região.

A Figura 7 visa apresentar maiores explicações sobre os comportamentos dos choques não antecipados sobre as variáveis em estudo. Vale destacar que as análises também compreenderão o período de 12 meses.

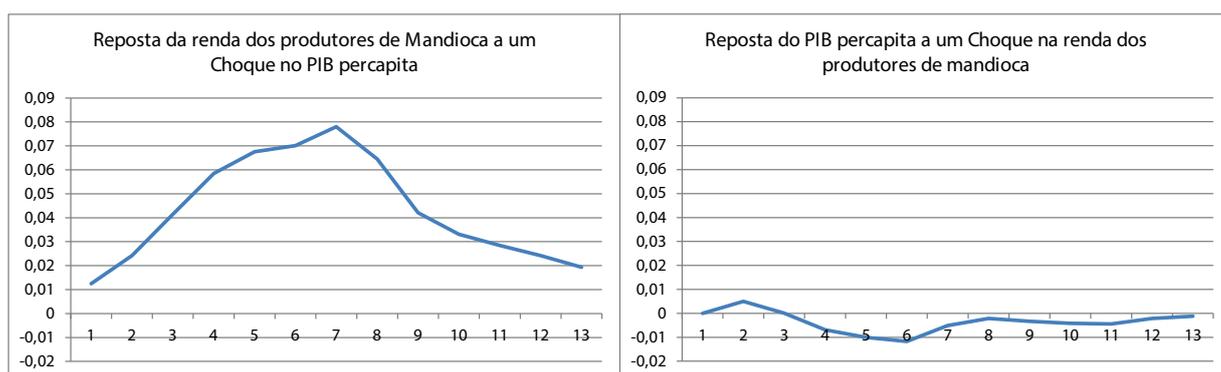


Figura 7– Funções Resposta para os preços de fécula do Noroeste Paranaense e demais regiões produtoras

Fonte: Informações da pesquisa.

As inferências sobre os Gráficos sobre os comportamentos das funções impulso resposta apontam que um choque não antecipado no PIB *per capita* é mais intenso e duradouro sobre a renda do produtor, do que o inverso. Conforme análise da Figura 7,

choques não antecipados no PIB *per capita* eleva a renda do produtor nos primeiros 5 meses voltando a se estabilizar ao final dos 12 meses. Já um choque não antecipado sobre a renda do produtor causa uma pequena elevação no PIB nos primeiros meses seguida por uma leve queda nos próximos três meses e logo se estabiliza.

5 | CONCLUSÃO

A presente pesquisa teve como principal objetivo estudar o impacto de uma mudança na renda dos produtores de mandioca sobre o crescimento econômico da Microrregião de Paranaíba e especificamente, verificar suas relações de curto prazo e analisar os comportamentos de choques não antecipados em tal relação.

Portanto, por meio dos testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado, Phillips Perron e de estacionariedade KPSS foi possível identificar que as séries eram estacionárias em nível levando a aplicabilidade do modelo VAR. O teste de causalidade no sentido de Granger apontou relações bicausais entre as variáveis em análise inferindo que mudanças na renda do produtor de raiz influenciam o crescimento da economia de Paranaíba e vice e versa, confirmando o que se esperava.

A decomposição da variância dos erros de previsão estimada pelo modelo VAR apontou que choques não antecipados sobre uma variável apresentam um poder explicativo sobre o comportamento da outra, ou seja, um aumento na renda da população contribui para a melhora no desempenho dos produtores de mandioca e elevações na renda dos produtores de mandioca impulsionam o crescimento econômico. A análise Gráfica apontou que um choque não antecipado no PIB *per capita* é mais intenso e duradouro sobre a renda do produtor, do que o inverso.

Assim, pode-se concluir que o cultivo da mandioca na Microrregião de Paranaíba impacta o crescimento da região. Desse modo, a aplicabilidade de políticas que beneficiam o agronegócio da mandioca pode resultar no crescimento econômico da região, as tornando viáveis para a sociedade.

REFERÊNCIAS

ALVES, L. R. A.; FELIPE, F. I.; CARODOSO, C. E. L. **Produção de fécula cresce 3,7% em 2008, mas se concentra em algumas regiões**. Piracicaba: USP: ESALQ: CEPEA, 3 jun. 2009.

BREUSCH, t. s. Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models. Australian Economic Papers, v. 17, n. 31, p. 334-355, 1978.

CAMARGO FILHO, W. P.; ALVES, H. S. Produção e mercado de mandioca: análise de preços ao produtor. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 34, n. 9, p. 47-52, set. 2004.

CARDOSO, C. E. L. **Competitividade e inovação tecnológica na cadeia agroindustrial de fécula da mandioca no Brasil**. 2003. 188 p. Tese (Doutorado em Ciências, Área de concentração: Economia aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2003.

CAVALVANTI, 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.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 1, p. 427-431, 1979.

ENDERS, W. **Applied Econometric Times Series**. England: John Wiley & Sons, 2004, p. 429.

FALADE, K. O.; AKINGBALA, J. O. Utilization of Cassava for food. **Food Reviews International**, New York, vol. 27, p. 51-83, 2011.

GODFREY, L. G. Testing Against General Autoregressive and Moving Average Error Models When the Regressors Include Lagged Dependent Variables. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, v. 46, n. 6, p. 1293-1301, 1978.

GOEBEL, M. A. **Organização e coordenação do sistema agroindustrial da mandioca na Microrregião Oeste do Paraná**. 2005. 148 p. Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento Regional e Agronegócio) – Universidade Estadual do Oeste do Paraná – UNIOESTE, Toledo, 2005.

GREENE, W.H. **Econometric Analysis**. 5^o ed. Prentice Hall, 2003

GRIFFITH, G. R.; PIGGOTT, N. E. Asymmetry in Beef, Lamb and Pork Farm-Retail Price Transmission in Australia. **Agricultural Economics**, v. 10, n. 1, p. 307-316, 1994

GUJARATI, D. **Econometria Básica**. Tradução de Maria José Cyhlar Monteiro. 4 ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006. 812 p.

HARRIS, R. **Cointegration Analysis en Econometric Modelling**. England: Prentice Hall – Harvest Wheatsheaf, 1995, p. 176.

HARRIS, R.; SOLLIS, R. **Applied Time Series Modeling and Forecasting**. England: John Wiley & Sons, 2003, p. 302.

IBGE. Produção Agrícola Municipal. Disponível em <<www.sidra.ibge.gov.br>>. Acesso em: 18 set. de 2018.

JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, n. 1, p. 231-254, 1988.

JUDGE, G. G. et al. **Introduction to the Theory and Practice of Econometrics**. Canada: John Wiley & Sons, 1988, p. 1024.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.C.B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root: How sure are we that economic series have a unit root? **Journal of Econometrics**, v. 54, n. 1, p. 159-178, 1992.

MILOCA, L. M.; SAURIN, G.; STADUTO, J. A. R. O processo de coordenação de cadeias agroalimentares: uma análise da cadeia produtiva da mandioca no Paraná. **Artigos ABAM**. Paranaíba, p. 1-14, 2009.

NASCIMENTO, M. L. Mandioca é cultura de grande importância no contexto social e econômico do Estado. **Imprensa SEAGRI**, Bahia, 18 jun. 2010. Disponível em: <<www.seagri.ba.gov.br/noticias.asp?prt=true&qact=view&exibir=clipping¬id=21044>>. Acesso em: 18 set. de 2018.

RANGEL, M. A. S.; CARDOSO, C. E. L.; TAKAHASHI, M.; OTSUBO, A. A. Implantação e desenvolvimento da produção integrada de mandioca em cinco regiões produtoras do Brasil. **Revista**

Raízes e Amidos Tropicais, Botucatu, v. 3, p.1-4, 2007.

SANTINI, G. A.; OLIVEIRA; S. C.; PIGATTO, G. Análise da relação das variáveis preço e produção da mandioca tipo indústria no estado de São Paulo, 1996 a 2008. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 40, n. 3, p. 41-52, mar. 2010.

SILVA, J. R.; ASSUMPÇÃO, R.; VEGRO, C. L. R. A inserção da fécula de mandioca no mercado de amido. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 30, n. 7, p. 31-44, jul. 2000.

SOUZA, L. S. et al. Prefacio. In SOUZA, L. S. et al. (Ed.) **Aspectos socioeconômicos e agronômicos da mandioca**. Cruz das Almas: Embrapa Mandioca e Fruticultura Tropical, 2006, 817 p.

SOUZA, L. S.; FIALHO, J. F. Cultivo da mandioca para a região do Cerrado. **Sistemas de Produção**, Embrapa Mandioca e Floricultura, v. 8, jan. 2003. Disponível em:http://sistemasdeproducao.cnptia.embrapa.br/FontesHTML/Mandioca/mandioca_cerrados/importancia.htm. Acesso em: 18 set. de 2018

VILPOUX, O. Competitividade da mandioca no Brasil, como matéria-prima para o amido. **Informações Econômicas**, São Paulo, v.38, n. 11, p. 27-38, nov. 2008.

_____. Desempenho dos arranjos institucionais e minimização dos custos de transação: transações entre produtores e fecularias de mandioca. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 49, n. 2, p. 271-294, abr/jun. 2011.

WOLFRAM, R. Positivist Measures of Aggregate Supply Elasticities: Some New Approaches- Some Critical Notes. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 53, n. 2, p. 356-59, 1971.

FALADE, K. O.; AKINGBALA, J. O. Utilization of Cassava for food. **Food Reviews International**, New York, vol. 27, p. 51-83, 2011.

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

