



# Pass-through das Exportações Brasileiras

Leonardo Sangoi Copetti  
Daniel Arruda Coronel



EDITORA CONHECIMENTO LIVRE

Leonardo Sangoi Copetti  
Daniel Arruda Coronel

Pass-through das exportações brasileiras

1ª ed.

Piracanjuba-GO  
Editora Conhecimento Livre  
2020

1ª ed.

**Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)**

C848P Copetti, Leonardo Sangoi  
Pass-through das exportações brasileiras  
/ Leonardo Sangoi Copetti. Daniel Arruda Coronel. – Piracanjuba-GO  
Editora Conhecimento Livre, 2020

413 f.: il

**DOI:** 10.37423/2020.edcl31

**ISBN:** 978-65-86072-41-9

Modo de acesso: World Wide Web

Incluir Bibliografia

1. exportações 2. Pass-through 3. taxa de câmbio I. Copetti, Leonardo Sangoi II.  
Coronel, Daniel Arruda III. Título

CDD: 330

<https://doi.org/10.37423/2020.edcl31>

**O conteúdo dos artigos e sua correção ortográfica são de responsabilidade exclusiva dos seus respectivos autores.**

# EDITORA CONHECIMENTO LIVRE

## Corpo Editorial

Dr. João Luís Ribeiro Ulhôa

Dra. Eyde Cristianne Saraiva-Bonatto

MSc. Anderson Reis de Sousa

MSc. Frederico Celestino Barbosa

MSc. Carlos Eduardo de Oliveira Gontijo

MSc. Plínio Ferreira Pires

Editora Conhecimento Livre

Piracanjuba-GO

2020

## PREFÁCIO

Nas últimas seis décadas, desde o início do mais intenso período de industrialização, o Brasil utilizou diversos regimes cambiais, passando de um sistema de taxa de câmbio nominal fixa com maxidesvalorizações cambiais esporádicas para um sistema de minidesvalorizações cambiais, para um sistema de taxa de câmbio com flutuação suja e para um sistema de taxa de câmbio limitadamente flexível. Comum a todos esses está a condição de que, em algum grau, a autoridade econômica mantinha certo controle sobre a formação da taxa de câmbio.

Todavia as sucessivas crises econômicas externas da década de 1990 associadas a instabilidades políticas internas levaram o Brasil a uma nova mudança na política cambial. Assim, em 1999, o país adotou oficialmente o regime de taxa de câmbio flutuante, na mesma direção das principais economias emergentes, que continua vigente, conquanto sua operacionalidade seja questionada por determinações de política econômica tanto estruturais como conjunturais. Além das condições que levaram à mudança, o novo regime cambial integrou o famigerado tripé da política macroeconômica juntamente com política monetária (determinação da taxa de juros) e com a política fiscal (resultado primário).

Neste novo modelo econômico, independentemente das visões que o circundam, a taxa de câmbio passou a ser de relevância ímpar para o país, sobremaneira porque os primeiros 15 anos do século 2000 foram marcados, além do cenário internacional favorável, também pelo crescimento expressivo do preço das commodities no mercado internacional. E, sendo o Brasil um país com inigualável pujança na produção de matérias-primas, principalmente as de origem agropecuária (ou do agronegócio), o comportamento da taxa de câmbio como também os repasses das variações deste agregado àqueles produtos, teoricamente formulado como *pass-through*, passou a ser variável estratégica para o objetivo de inserção externa e de crescimento econômico.

Fundamentado nesta ampla, complexa e ambígua discussão, o livro *Pass-through* das exportações brasileiras, estruturado em coletânea de 14 textos, buscou trazer evidências empíricas, utilizando diferentes versões do modelo *pass-through* a respeito do repasse das variações cambiais sobre os principais produtos exportados pelo Brasil. Entre eles, citam-se os produtos dos complexos soja e carnes, além do açúcar, algodão, café, petróleo, etanol, tabaco, minério de ferro e celulose.

Os textos são didáticos e de fácil leitura, abordam discussões importantes para o universo acadêmico ao possibilitar a compreensão das questões teóricas e metodológicas empregadas. Também se destinam aos profissionais do comércio internacional, sejam empresários e/ou formuladores de políticas, os quais estejam interessados em compreender, mais especificamente, como ocorrem os repasses cambiais para os principais produtos da pauta comercial brasileira.

***Prof. Dr. Reisoli Bender Filho***

Professor Associado do Departamento de Economia e Relações Internacionais e dos Programa de Pós-Graduação em Gestão de Organizações Públicas e de Administração Pública da UFSM, bolsista de Produtividade do CNP e Coordenador da Universidade Aberta do Brasil-UAB-UFSM.

## APRESENTAÇÃO

A partir da década de 1990, intensifica-se o processo de globalização econômica caracterizado pelos maiores investimentos de risco, por maior volatilidade do capital, pela competitividade e pelas relações econômicas internacionais.

Neste contexto, uma das variáveis macroeconômicas que vai merecer maior acuidade é a taxa de câmbio, visto que esta é fundamental para uma maior competitividade, aumento das exportações e inserção internacional, sendo que vários trabalhos já demonstraram isso empiricamente.

Seguindo esta temática, este livro tem como objetivo apresentar uma série de estudos que foram feitos, ao longo de 2018 e 2020, sobre o *pass-through* das exportações brasileiras para os mais diversos setores da economia, com destaque especial para o agronegócio, o qual, segundo o Ministério da Agricultura Pecuária e Abastecimento (MAPA, 2020), é responsável por mais de 20% do Produto Interno Bruto (PIB), sendo que setores como soja, celulose e carnes são estratégicos para a geração de divisas e renda em países de renda média como o Brasil.

O presente trabalho está dividido em quatorze artigos, os quais o leitor, além de caracterização econômica, destacando barreiras, desafios, oportunidades, terá a oportunidade de compreender com maior precisão sobre a metodologia do *pass-through* através da econometria de séries temporais, a qual foi explicada da forma mais didática possível e também dos resultados das estimativas que foram feitas para os setores produtivos da economia brasileira.

Temos a convicção de que o leitor tem, em suas mãos, um livro didático, objetivo e conciso, o qual poderá auxiliar em pesquisas na área de Economia Agrícola, Economia Internacional, Economia Brasileira e Econometria de Séries Temporais.

Desejamos que todos tenham uma boa leitura e que os trabalhos e estimativas feitas sirvam de apoio para outros estudos sobre competitividade e inserção internacional e também expressamos o nosso agradecimento ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e a Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado do RS (FAPERGS) pelo apoio para a realização desta pesquisa.

Junho/2020.

**Ms. Leonardo Sangoi Copetti**

**Prof. Dr. Daniel Arruda Coronel**

## SOBRE OS AUTORES

### **Ms. Leonardo Sangoi Copetti**



É mestre em Administração de Empresas pela Universidade Federal de Santa Maria - UFSM (2013) - foco em Finanças; Bacharel em Administração pela Universidade Federal de Santa Maria - UFSM (2010); Bacharel em Psicologia Universidade Franciscana, UFN (2006); MBA em RH e Marketing pela FAMES (2008); e MBA em Gestão Empresarial pela Fundação Getúlio Vargas - FGV (2015); pós-graduando em Estatística e Modelagem Quantitativa pela Universidade Federal de Santa Maria - UFSM. Suas pesquisas são nas áreas de Finanças e Economia Internacional. É gerente executivo em empresa de construção civil desde 2010, atuando na supervisão e coordenação dos setores de suprimentos, vendas, recursos humanos, orçamento e contratos. É membro integrante do grupo de pesquisa Economia e Finanças da Universidade Federal de Santa Maria; e parecerista dos periódicos Revista Práticas em Administração Pública (ISSN: 2526-6292), REDES - Revista do Desenvolvimento Regional (ISSN: 1982-6745), Revista de Economia e Sociologia Rural - RESR (ISSN: 1806-9479) e Revista Ciência Rural (ISSN:0103-8478).



## Prof. Dr. Daniel Arruda Coronel



Professor Associado do Departamento de Economia e Relações Internacionais, com atuação como Docente Permanente nos Programas de Pós-Graduação (Stricto sensu) em Gestão de Organizações Públicas, de Agronegócios e de Economia e Desenvolvimento, da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM). Atualmente, é bolsista de produtividade do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), diretor da Editora UFSM e presidente do seu conselho editorial (desde 2013); consultor Ad-hoc do Instituto de Pesquisas Educacionais INEP/MEC e do CNPq; editor chefe da Revista Práticas em Administração Pública (ISSN:2526-6292); editor de área e membro do Comitê Editorial da Revista de Economia e Sociologia Rural (RESR-ISSN: 0103-2003-Qualis B1 em Administração); e editor associado da Revista Ciência Rural (ISSN:0103-8478-Qualis B1 em Administração); Membro do Comitê Institucional de Iniciação Científica/COMIC (Representante da grande área Ciências Sociais Aplicadas), da UFSM; acadêmico e membro do conselho fiscal da Academia Santa-Mariense de Letras (ASL); membro do conselho científico permanente da Editora CRV; membro do conselho fiscal da Câmara do Livro de Santa Maria; parecerista de periódicos internacionais e nacionais e líder do Grupo de Estudos em Administração Pública, Econômica e Financeira (UFSM); (certificado pelo CNPq). Foi professor permanente do Programa de Pós-Graduação em Administração da UFSM (2011-2016); presidente da Comissão de Ética da UFSM (2018-2019); coordenador substituto do Curso de Administração da UFSM (2011-2012); diretor da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (2013-2015); membro do Comitê Assessor da área de Economia e Administração da Fapergs (2013-2019); e secretário do Conselho Municipal de Cultura de Santa Maria (2016). É doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV); mestre em Agronegócios pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS); especialista em Estatística e Modelagem Quantitativa pela UFSM; bacharel em Administração pela Universidade do Vale do Rio dos Sinos (Unisinos) e em Ciências Econômicas pela UFSM. Suas pesquisas e orientações são nas áreas de Economia Internacional e Administração Pública, atuando principalmente nos seguintes temas: Análise Econômica Brasileira, Política Industrial e de Comércio Internacional e Métodos Quantitativos.

# Sumário

<b>CAPÍTULO 1</b> .....	<b>3</b>
TRANSMISSÃO DA VARIAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PREÇOS DE EXPORTAÇÃO BRASILEIROS DO AÇÚCAR VHP, BRANCO E CRISTAL .....	3
DOI: 10.37423/200500978.....	3
<b>CAPÍTULO 2</b> .....	<b>41</b>
TRANSMISSÃO DA VARIAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PREÇOS DE EXPORTAÇÃO BRASILEIROS DO ALGODÃO <sup>1</sup> .....	41
DOI: 10.37423/200500980.....	41
<b>CAPÍTULO 3</b> .....	<b>81</b>
TRANSMISSÃO DA VARIAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PREÇOS DE EXPORTAÇÃO BRASILEIROS DA CELULOSE.....	81
DOI: 10.37423/200500981.....	81
<b>CAPÍTULO 4</b> .....	<b>104</b>
TRANSMISSÃO DA VARIAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PREÇOS DE EXPORTAÇÃO BRASILEIROS DO CAFÉ ARÁBICA: UM ESTUDO COMPARATIVO DO DÓLAR E DO EURO <sup>1</sup> .....	104
DOI: 10.37423/200500982.....	104
<b>CAPÍTULO 5</b> .....	<b>133</b>
TRANSMISSÃO DA VARIAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PREÇOS DE EXPORTAÇÃO BRASILEIROS DO CAFÉ ROBUSTA: UM ESTUDO COMPARATIVO DO DÓLAR E DO EURO .....	133
DOI: 10.37423/200500983.....	133
<b>CAPÍTULO 6</b> .....	<b>160</b>
TRANSMISSÃO DA VARIAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PREÇOS DE EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS DA CARNE BOVINA E DA CARNE DE FRANGO <sup>1</sup> .....	160
DOI: 10.37423/200500984.....	160
<b>CAPÍTULO 7</b> .....	<b>191</b>
TRANSMISSÃO DA VARIAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PREÇOS DE EXPORTAÇÃO BRASILEIROS DO ETANOL: UM ESTUDO COMPARATIVO DO DÓLAR E DO EURO <sup>1</sup> .....	191
DOI: 10.37423/200500985.....	191
<b>CAPÍTULO 8</b> .....	<b>216</b>

TRANSMISSÃO DA VARIAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PREÇOS DE EXPORTAÇÃO BRASILEIROS DO ETANOL HIDRATADO E ANIDRO1.....	216
DOI: 10.37423/200500986.....	216
<b>CAPÍTULO 9.....</b>	<b>240</b>
TRANSMISSÃO DA VARIAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PREÇOS DE EXPORTAÇÃO DO COMPLEXO DA SOJA: ANÁLISE DOS MERCADOS DOS ESTADOS UNIDOS, DO BRASIL E DA ARGENTINA.....	240
DOI: 10.37423/ 200500987.....	240
<b>CAPÍTULO 10.....</b>	<b>271</b>
TRANSMISSÃO DA VARIAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PREÇOS DE EXPORTAÇÃO BRASILEIROS DO GRÃO DE SOJA: UM ESTUDO COMPARATIVO DO DÓLAR E DO EURO1 <sup>1</sup> .....	271
DOI: 10.37423/200500988.....	271
<b>CAPÍTULO 11.....</b>	<b>299</b>
TRANSMISSÃO DA VARIAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PREÇOS DE EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS DO FARELO DE SOJA: UM ESTUDO COMPARATIVO DO DÓLAR E DO EURO1.....	299
DOI: 10.37423/200500989.....	299
<b>CAPÍTULO 12.....</b>	<b>327</b>
TRANSMISSÃO DA VARIAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PREÇOS DE EXPORTAÇÃO BRASILEIROS DO MINÉRIO DE FERRO: UM ESTUDO COMPARATIVO DO DÓLAR E DO EURO1.....	327
DOI: 10.37423/200500990.....	327
<b>CAPÍTULO 13.....</b>	<b>353</b>
TRANSMISSÃO DA VARIAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PREÇOS BRASILEIROS DE EXPORTAÇÃO DO PETRÓLEO: UMA ANÁLISE EMPÍRICA1.....	353
DOI: 10.37423/200500991.....	353
<b>CAPÍTULO 14.....</b>	<b>381</b>
TRANSMISSÃO DA VARIAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PREÇOS DE EXPORTAÇÃO DO TABACO DO RIO GRANDE DO SUL (2000-2020).....	381
DOI: 10.37423/200500992.....	381

# Capítulo 1

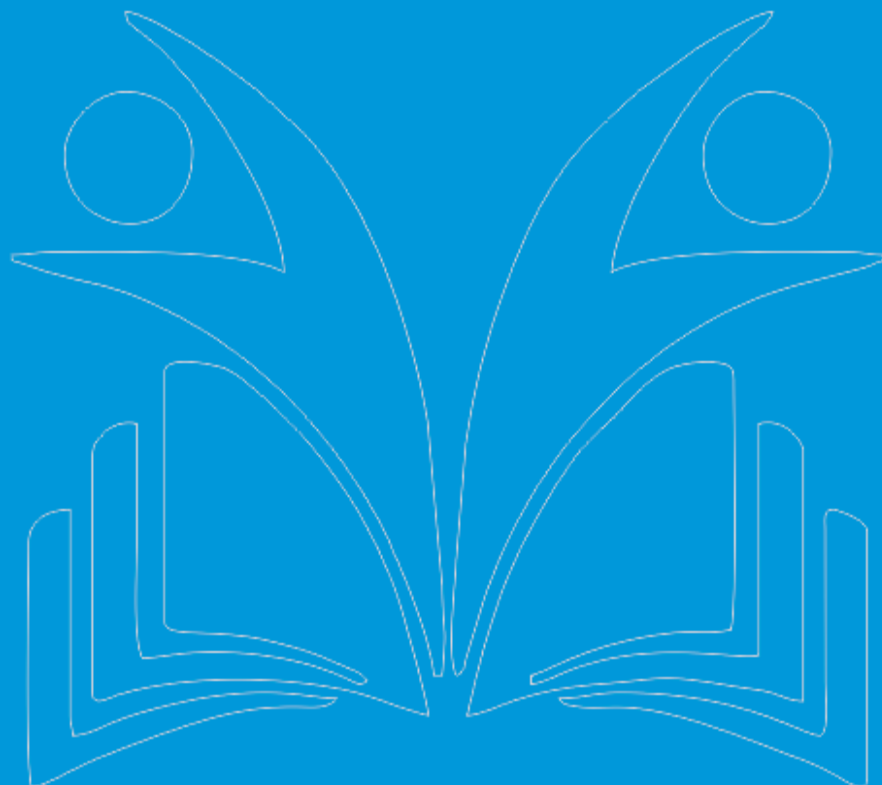
## TRANSMISSÃO DA VARIAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PREÇOS DE EXPORTAÇÃO BRASILEIROS DO AÇÚCAR VHP, BRANCO E CRISTAL

[DOI: 10.37423/200500978](https://doi.org/10.37423/200500978)

*Leonardo Sangoi Copetti (Mestre em Administração pela Universidade Federal de Santa Maria (UFSM)).*

*Daniel Arruda Coronel (Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV), professor Adjunto do Departamento de Economia e Relações Internacionais (UFSM) e diretor da editora (UFSM)).*

*Eliane Pinheiro de Sousa (Pós-Doutora em Economia Aplicada pela Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” da Universidade de São Paulo (ESALQ/USP) e professora Associada do Departamento de Economia da Universidade Regional do Cariri (URCA)).*



**Resumo:** O objetivo deste trabalho consistiu no exame da relação entre variações cambiais e os preços de exportação brasileiros do açúcar Very High Polarization - VHP, branco e cristal, relação definida como o pass-through da taxa de câmbio, tendo como referência o período de janeiro de 2013 a novembro de 2018. Os dados foram coletados nos sites do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada - CEPEA, do Instituto de Economia Aplicada – IPEA, e do United States Department of Agriculture – USDA. Neste sentido, fez-se uso dos instrumentais de séries temporais, especialmente do Modelo Vetor de Correção de Erros. Os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportação dos três tipos de açúcar ocorreram de forma incompleta. Portanto, depreciações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, dado que não reduzem expressivamente os preços de exportação.

**Palavras-chave:** Açúcar. Preços de Exportação. Pass-Through.

## 1 INTRODUÇÃO

Segundo o United States Department of Agriculture – USDA (2019a), o Brasil representa o maior exportador mundial de açúcar, uma vez que, na safra 2018/ 2019, o total exportado foi de 19,60 milhões de toneladas, o que representou 33,86% das exportações mundiais, que foram de 57,88 milhões de toneladas.

De acordo com a Secretaria de Defesa Agropecuária do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento – MAPA (2013), o açúcar produzido no Brasil pode ser classificado em função dos seus requisitos de identidade e qualidade, podendo ser dividido em: Grupo I (açúcar destinado à alimentação humana através de venda direta às indústrias alimentícias) e Grupo II (açúcar destinado a indústrias alimentícias e outras finalidades). O grupo I pode ser classificado em açúcar branco (cristal, refinado amorfo, refinado granulado, e confeiteiro) e bruto (demerara, mascavo, Very High Polarization - VHP, e Very- Very High Polarization - V-VHP), e o grupo II, em branco (cristal e refinado granulado), bruto (demerara, VHP e V-VHP) e líquido (líquido e invertido). Cada tipo de açúcar segue parâmetros técnicos de polarização, umidade e cor, dentre outros. A presente pesquisa se propõe investigar a relação entre as variações cambiais e os preços de exportação brasileiros do açúcar Very High Polarization - VHP, branco e cristal .

O açúcar do tipo VHP é voltado à exportação, pela baixa umidade, o que facilita o transporte, evitando perdas (MAZZUCHETTI, 2014), e permite aos seus compradores transformá-lo em outros tipos de açúcar, como, por exemplo, o açúcar refinado (MANDRO, 2016). Quanto ao açúcar branco do tipo exportação, há dois tipos, um para consumo humano direto, com baixa cor, e o outro para reprocessamento no destino, com cor mais escura (MACHADO, 2012). O açúcar cristal é o produzido na forma cristalina e muito utilizado na indústria alimentícia para confecção de bebidas, biscoitos e confeitos, dentre outros (MACHADO, 2012).

Neste sentido, segundo o Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC, 2019), o total de açúcar exportado pelo Brasil, em 2018, foi de US\$ 6,53 bilhões, o que representou 2,72% das exportações totais do país, sendo que US\$ 5,39 bilhões foram as exportações de açúcar VHP, representando 82,54% do total de açúcar exportado, e US\$ 1,13 bilhões foram as exportações de açúcar branco e cristal, representando 17,46% do total de açúcar exportado. Em comparação com o ano de 2013, houve redução de 44,85% no faturamento das exportações de açúcar, que, naquele ano, eram de US\$ 11,84 bilhões, sendo US\$ 9,16 bilhões do açúcar VHP, representando 77,36% do total de açúcar exportado e US\$ 2,68 bilhões eram as exportações de açúcar branco e cristal, o que

correspondeu a 22,64%. Para o USDA (2015, 2016, 2017, 2018), as reduções sucessivas nas exportações brasileiras de açúcar nos últimos anos estão ligadas aos elevados estoques mundiais e à queda no preço internacional da commodity.

Para Freitas, Fossati e Nicola (2005), em termos de competitividade internacional a partir de 1990, nenhuma commodity equipara-se ao açúcar, que apresentou elevação significativa em 1992, 1995, 1999 e 2000. Para os autores, há dois fatores que colaboraram para o incremento da competitividade do país: o primeiro está relacionado à extinção do Instituto do Açúcar e do Alcool (IAA) em 1990, que alterou a dinâmica do mercado de açúcar, levando os produtores a se tornarem mais competitivos através do emprego de tecnologia mais avançada e mecanismos de mercado mais eficientes; o segundo, à mudança na política cambial em 1999, o que proporcionou maior competitividade na exportação do produto. Além disso, segundo Dias, Gibbert e Shikida (2006), que realizaram pesquisa utilizando indicadores de comércio, o Brasil foi competitivo de 1992 a 2004 no mercado internacional do açúcar. A competitividade das exportações brasileiras de açúcar também foi confirmada por autores como Anhesini et al., (2013); Sousa e Sousa (2015); e Copetti, Fries e Coronel (2018). Por outro lado, percebe-se que há ainda poucos estudos envolvendo competitividade do açúcar brasileiro e coeficiente de pass-through, para o que a presente pesquisa vem a contribuir.

Segundo Ferreira e Sanso (1999), países recentemente industrializados como o Brasil são geralmente considerados com pouco controle sobre os preços que vendem nos mercados internacionais. Desta forma, as variações na taxa câmbio podem ter pouca relevância na determinação dos preços de exportação, ou seja, o coeficiente de pass-through tende a ser nulo.

Diante deste contexto, o problema de pesquisa deste trabalho é responder à seguinte questão: existe diferença entre o grau de pass-through para os preços de exportação brasileiros do açúcar VHP, branco e cristal, no período compreendido entre 01/2013 a 11/2018?

O presente trabalho está estruturado em três seções, além desta introdução. Na segunda seção, são apresentados os estudos empíricos realizados sobre a transmissão de preços e o coeficiente de pass-through no mercado brasileiro; na terceira seção, os procedimentos metodológicos são esboçados; na seção seguinte, os resultados são analisados e discutidos; e por fim, na última seção, são apresentadas as principais conclusões do trabalho.

## 2 TRANSMISSÃO DE PREÇOS E COEFICIENTE DE PASS-THROUGH NO MERCADO BRASILEIRO

Cruz Jr. e Silva (2004) estudaram o coeficiente de pass-through para a exportação trimestral dos produtos agropecuários brasileiros no período compreendido do terceiro trimestre de 1994 ao segundo trimestre de 2003. Foram utilizadas as seguintes séries para a estimação do modelo: o índice de preços de exportação para produtos agropecuários do Brasil, o índice de preços de atacado para lavouras de exportação (IPA-OG) como proxy para o custo de produção, a taxa de câmbio nominal (real/dólar) fim do período, e, para o preço internacional, foi utilizada a série de preços de importação de commodities dos Estados Unidos. Para tanto, empregaram-se as ferramentas da econometria de séries temporais, especialmente do modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC. Como resultado, os autores estimaram um coeficiente de pass-through de -0,53, representando que as variações da taxa de câmbio afetam parcialmente o preço de exportação dos produtos agropecuários brasileiros.

Tejada e Silva (2008) analisaram a relação entre as variações da taxa de câmbio e os preços das exportações dos principais produtos exportados pelo Brasil, com dados trimestrais de janeiro de 1980 a janeiro de 2004. Os setores pesquisados e as respectivas participações no ano de 2004 foram: Peças e Outros Veículos (10,29%), Siderurgia (7,11%), Extrativa Mineral (8,41%), Máquinas e Tratores - MAQ (5,33%), Veículos Automotores (5,05%), Óleos Vegetais (4,96%), Refino de Petróleo (4,55%), Madeira e Mobiliário (4,14%), Beneficiamento de Produtos Vegetais (3,22%), Metalurgia de Não ferrosos (3,16%), Celulose Papel e Gráfica (3,06%), Material Elétrico (2,34%), Elementos Químicos (2,15%), e Equipamentos Eletrônicos (2,10%). Para estimar o coeficiente de pass-through, os autores utilizaram-se o filtro de Kalman, gerando um coeficiente variável ao longo do tempo. Os resultados da pesquisa mostraram que os setores pesquisados apresentaram um coeficiente de pass-through oscilando entre zero e um, indicando pass-through incompleto, ou seja, a variação da taxa de câmbio afeta parcialmente os preços de exportação.

Fraga et al. (2008) investigaram o repasse da variação da taxa de câmbio para os preços mensais de exportação da soja em grão do Brasil no período de julho de 1994 a dezembro de 2004. Para tanto, os autores utilizaram testes de raiz unitária (ADF), de co-integração de Johansen e modelo vetorial de correção de erros (VEC). Como resultados, estimaram um coeficiente de pass-through no valor de -0,34, representando um pass-through incompleto, ou seja, que a política cambial adotada pelo país reflete nos lucros do exportador: se o câmbio é apreciado, o exportador é obrigado a cumprir seus lucros; do contrário, quando o câmbio é depreciado, o exportador expande seus lucros.



Correa (2012) analisou o impacto das variações cambiais sobre as exportações de 26 setores da economia brasileira, no período de 1995 a 2005. Os setores pesquisados foram extrativa mineral, extração de petróleo e gás, minerais não metálicos, siderurgia, metalurgia dos não ferrosos, outros produtos metalúrgicos, fabricação de máquinas e tratores, material elétrico, equipamentos eletrônicos, automóveis, outros veículos e peças, madeira e mobiliário, papel e gráfica, indústria da borracha, elementos químicos não petroquímicos, refino de petróleo e petroquímica, fabricação de produtos químicos diversos, indústria têxtil, fabricação de artigos de couro e calçados, indústria do café, beneficiamento de produtos vegetais, abate de animais, indústria do açúcar, fabricação de gorduras e óleos vegetais, outros produtos alimentares e bebidas, e Indústrias diversas. As variáveis utilizadas no modelo econométrico foram o preço das exportações brasileiras de 26 setores classificados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE, a taxa de câmbio nominal, o custo doméstico utilizando uma metodologia para custo setorial, o preço das exportações concorrentes internacionais correspondendo ao índice de preços das importações norte-americanas e o grau de utilização da capacidade instalada calculada pela Fundação Getúlio Vargas – FGV. Os resultados apontaram um coeficiente de pass-through para a indústria do açúcar de -0,51, indicando que as variações cambiais exercem influência parcial sobre os preços de exportação do setor.

Copetti, Vieira e Coronel (2012) realizaram pesquisa sobre a transmissão da variação da taxa de câmbio aos preços de exportação do grão de soja no Brasil e na Argentina, no período de março de 1999 a fevereiro de 2011. Para tanto, utilizaram-se dos instrumentais de econometria de séries temporais, especialmente do modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC. Os resultados revelaram um coeficiente de pass-through incompleto para o Brasil (-0,11) e nulo para Argentina. No mercado brasileiro, a estimativa do coeficiente indicou que a variação da taxa de câmbio exerce influência parcial sobre os preços médios de exportação do grão de soja, ou seja, a variação de 1% na taxa de câmbio é repassada 0,11% no mesmo sentido para o preço médio de exportação do grão de soja no Brasil. Já para o mercado argentino, as variações da taxa de câmbio não exercem influência sobre os preços médios de exportação do grão de soja.

Graef, Shikida e Margarido (2017) investigaram a transmissão de preços entre os mercados internacional e brasileiro de açúcar, utilizando-se das ferramentas de econometria de série temporais (teste Dickey-Fuller Aumentado, causalidade de Granger, cointegração de Johansen, decomposição da variância dos erros de previsão e modelo Vetorial de Correção de Erros - VEC). O período de análise foi de janeiro de 2003 a maio de 2016, com dados mensais. Como resultados, os autores verificaram

que o Brasil é tomador de preços no mercado mundial do açúcar com a rejeição da hipótese nula do teste de causalidade de Granger, de que o preço internacional do açúcar não afeta o preço doméstico. A estimativa dos coeficientes de longo prazo do modelo VEC foi de -0,42 para o preço internacional do açúcar e nulo para taxa de câmbio (que não foi significativa), indicando que a variação de 1% no preço internacional do açúcar induz a variação de 0,42% de mesmo sentido no preço doméstico do açúcar brasileiro, e a variação da taxa de câmbio não exerceu influência sobre o preço doméstico no período de análise. Já a estimativa da decomposição da variância dos erros de previsão apresentou resultado que, decorridos 24 meses, após um choque não antecipado sobre a série de preços domésticos do açúcar, aproximadamente 53,41% do seu comportamento são explicados pela própria série, 0,22% pela taxa de câmbio e 46,36% pelos preços internacionais.

Margarido, Shikida e Calvo (2018) realizaram pesquisa sobre a elasticidade espacial de transmissão de preços entre os preços internacionais do açúcar e o preço médio recebido pelo exportador brasileiro de açúcar, utilizando o Modelo Estrutural. O período de investigação foi de janeiro de 2004 a novembro de 2015, com séries mensais. Segundo os autores, a utilização do Modelo Estrutural visou captar os componentes não observáveis que não são levados em consideração pelos métodos econométricos tradicionais, a saber: tendência (nível e inclinação), sazonalidade, ciclo e componente irregular. Como resultados, foram acrescentados ao modelo os componentes não observáveis tendência (inclinação) e ciclo, estatisticamente significativos ao se adotar o nível significância de 10%. Além disso, foi identificada a presença de dois outliers na série (correspondentes aos meses de março de 2010 e abril de 2014) e adicionados ao modelo, estatisticamente significativos ao nível de 1%. Também foram adicionados ao modelo a variável dependente defasada como variável independente e o preço internacional do açúcar, ambas significativas ao nível de 1%. O preço médio de exportação do açúcar defasado apresentou um coeficiente de 0,4537, correspondendo que 45,37% do valor da variável dependente no tempo  $t$  deve-se à própria variável defasada de um período ( $t-1$ ). Já o preço internacional apresentou um coeficiente de 0,3, configurando uma relação inelástica entre as duas variáveis e que as variações de 1% no preço internacional do açúcar são transmitidas para o preço médio recebido pelos exportadores brasileiros de açúcar com magnitude 0,3%, em média.

Souza (2018) buscou avaliar a influência das variações cambiais no desempenho exportador do milho e do algodão considerando dados mensais de janeiro de 2002 a dezembro de 2016. Para estimar o pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportação do milho e do algodão, empregou o Modelo Vetorial de Correção de Erro e o Modelo Estrutural Vetorial de Correção de Erro. Os resultados

mostraram que o pass-through da taxa de câmbio para o preço de exportação do milho foi incompleto, implicando que as variações cambiais afetaram a competitividade do exportador dessa cultura. No caso do algodão, o pass-through para o preço de exportação do algodão foi nulo, indicando que as variações cambiais agiram impactando apenas o mark-up do exportador dessa commodity.

Souza, Raniro e Rosa (2018) avaliaram o pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportações, em dólares e em reais, do açúcar brasileiro de janeiro de 2012 a dezembro de 2016. Utilizaram as ferramentas econométricas de séries temporais, com destaque para o Modelo Vetorial de Correção de Erro. Os resultados apontaram um pass-through incompleto da taxa de câmbio para os preços de exportações do açúcar, em dólares e em reais, tendo baixo coeficiente (-0,03) de pass-through cambial para o preço em dólares e alto coeficiente (0,97) para o preço em reais.

No Quadro 1, faz-se uma síntese dos estudos acerca da literatura sobre transmissão de preços e coeficiente de pass-through nas exportações brasileiras.

<b>Autores</b>	<b>País / países</b>	<b>Período</b>	<b>Produtos</b>	<b>Metodologia/ objetivo do estudo</b>	<b>Resultados</b>
Cruz Jr. e Silva (2004)	Brasil	3° trim./ 1994-2° trim./ 2003	produtos agropecuários	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (-0,53)
Tejada e Silva (2008)	Brasil	01/1980-01/2004	exportações setoriais	filtro de Kalman/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (entre -1 e zero)
Fraga <i>et al.</i> (2008)	Brasil	07/1994-12/2004	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (-0,34)

Correa (2012)	Brasil	1995-2005	exportações setoriais/ indústria do açúcar	Econometria de series temporais/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (-0,51) para a indústria do açúcar
Copetti, Vieira e Coronel (2012)	Brasil e Argentina	03/1999-02/2011	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (-0,11)
Graef, Shikida e Margarido (2017)	Brasil	01/2003-01/2016	açúcar	Modelo Estrutural/ transmissão do preço internacional ao mercado doméstico	Coefficiente inelástico (-0,42)
Margarido, Shikida & Calvo (2018)	Brasil	01/2004-11/2015	açúcar	Modelo Estrutural/ transmissão do preços internacional ao mercado doméstico	Coefficiente inelástico (0,3)
Souza (2018)	Brasil	01/2002-12/2016	milho e algodão	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ Modelo Estrutural Vetorial de Correção de Erro/	<i>pass-through</i> incompleto para o milho e nulo para o algodão

				coeficiente de <i>pass-through</i>	
Souza, Raniro e Rosa (2018)	Brasil	01/2012-12/2016	açúcar	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	baixo coeficiente (-0,03) de <i>pass-through</i> cambial para os preços em dólares e alto coeficiente (0,97) para o preço em reais

**Quadro 1** - Síntese dos estudos empíricos.

Fonte: Organização dos autores.

Nesta subseção, foram reunidos estudos realizados sobre transmissão de preços e coeficiente de pass-through nas exportações brasileiras a fim de analisar a relação entre a taxa de câmbio e os preços de exportação do Brasil, bem como a transmissão de preços internacionais aos preços domésticos e de exportação brasileiros do açúcar.

Os estudos supracitados revelaram que o Brasil apresentou um coeficiente de pass-through incompleto nas exportações (entre -1 e zero), bem como a transmissão de preços internacionais do açúcar aos preços domésticos se comportou de forma inelástica, ou seja, preços internacionais exerceram influência parcial aos preços domésticos, abaixo da unidade. Desta forma, a presente pesquisa difere e vem contribuir com os estudos citados pelo comparativo do coeficiente de pass-through nas exportações brasileiras entre os três tipos de açúcar (VHP, branco e cristal), uma vez que essa abordagem não foi tratada nesta literatura especializada.

## 3 METODOLOGIA

### 3.1 MODELO ANALÍTICO

O modelo econométrico pass-through, de acordo com Menon (1995), usado em sua forma mais simples, parte de um modelo de mark-up que pode ser representado da seguinte forma:

$$P^*X = (1 + \lambda)(CP/E) \quad (1)$$

em que;  $P^*X$  o preço de exportação em moeda estrangeira;  $(CP/E)$  é custo de produção, medido em moeda estrangeira;  $E$  é a taxa de câmbio nominal; e  $\lambda$  é *mark-up*.

Partindo-se do pressuposto que o *mark-up* pode variar de acordo com a pressão competitiva no mercado mundial, tem-se que:

$$(1 + \lambda) = \left[ \frac{PW}{CP/E} \right]^\alpha \quad (2)$$

com  $[PW/(CP/E)]$  correspondendo à diferença entre o preço das exportações mundiais e o custo de produção do exportador medido em moeda estrangeira.

Substituindo a Equação (2) em (1) e aplicando-se o logaritmo neperiano no resultado dessa substituição, chega-se à seguinte equação de preço de exportação em moeda estrangeira:

$$\ln P^*X = (1 + \alpha)\ln(CP/E) + \alpha \ln PW \quad (3)$$

Considerando-se a versão não restrita da Equação (3), na qual não se exige que a soma dos coeficientes relativos à  $\ln(CP/E)$  e  $\ln(PW)$  seja igual a 1 e na qual se admite que os coeficientes relativos a  $\ln(CP)$  e  $\ln(E)$  difiram em sinal e magnitude, conforme Menon (1995), tem-se:

$$\ln P^*X = \phi_0 + \phi_1 \ln CP + \phi_2 \ln E + \phi_3 \ln PW \quad (4)$$

em que o coeficiente de pass-through é representado  $\phi_2$  por.

A análise do resultado deste coeficiente pode ser expressa da seguinte forma:

1.  $\phi_2 = 0$ ; significa que a taxa de câmbio não exerce influência sobre o preço em moeda estrangeira dos bens exportados;
2.  $\phi_2 = -1$ ; significa que a mudança na taxa de câmbio afeta integralmente o preço em moeda estrangeira dos bens exportados; e
3.  $-1 < \phi_2 < 0$ ; significa que a mudança na taxa de câmbio afeta parcialmente o preço em moeda estrangeira dos bens exportados.

## 3.2 PROCEDIMENTOS ECONOMÉTRICOS

### 3.2.1 TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

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

com:  $\gamma = -(1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i)$  e  $\beta_i = \sum_{j=i}^p \alpha_j$ ,

em que:  $\alpha_0$  é o intercepto;  $\gamma$  descreve o comportamento da série temporal;  $y$  representa a variável dependente;  $\Delta$  é a representação do operador de diferença e  $\varepsilon_t$  denota o erro,

que se assume ser identicamente e independentemente distribuída. A fim de determinar o número de defasagens utilizadas no teste para eliminar a autocorrelação residual, utilizou-se o menor valor do critério de Schwarz (SBC).

O parâmetro de interesse nas regressões (sem intercepto e sem tendência; com intercepto; com intercepto e tendência) é  $\gamma$ , sendo que, se  $\gamma = 0$ , a série contém uma raiz unitária. Nesse teste, compara-se o resultado da estatística  $\tau_\gamma$  com os valores apropriados reportados por Dickey-Fuller para determinar se aceita ou se rejeita a hipótese nula  $H_0: \gamma = 0$ . A hipótese nula será rejeitada se o valor calculado da estatística for maior do que o valor crítico de Dickey-Fuller, indicando que a série é estacionária; caso contrário, a série é não estacionária.

O KPSS é um teste alternativo ao ADF, sendo definido pelo procedimento de um teste de não estacionariedade contra a hipótese nula de estacionariedade, conforme Greene (2008). Formalmente é expresso pela seguinte expressão:

$$\begin{aligned} y_t &= \alpha + \beta t + \gamma \sum_{i=1}^t z_i + \varepsilon_t \\ y_t &= \alpha + \beta_t + \gamma Z_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (6)$$

tendo as seguintes hipóteses:

$$H_0: \gamma = 0, \text{ série é estacionária}$$

$$H_a: \gamma \neq 0, \text{ série é não estacionária}$$

## 3.2.2 ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO

Mesmo que variáveis individuais não sejam estacionárias, mas exista pelo menos uma combinação linear estacionária entre elas, então se pode afirmar que essas variáveis são cointegradas (GREENE, 2008), ou seja, é possível verificar uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas, que pode ser estimada e analisada. Dessa forma, para identificar o possível relacionamento de longo prazo entre as séries, utilizou-se o teste de cointegração elaborado por Johansen (1988).

O procedimento de Johansen (1988) considera que todas as variáveis são endógenas e sua utilização não é limitada pela existência de endogeneidade do regressor (relação causal no sentido da variável dependente para a variável explicativa). Esse procedimento utiliza Máxima Verossimilhança para estimar os vetores de cointegração e permite testar e estimar a presença de vários vetores e não só de um único vetor de cointegração.

De acordo com Harris (1995), definido um vetor de  $n$  variáveis potencialmente endógenas, é possível especificar o seguinte processo gerador, e modelar como um Vetor Auto-regressivo (VAR) irrestrito com  $k$  defasagens de  $z_t$ :

$$z_t = A_1 z_{t-1} + \dots + A_k z_{t-k} + u_t \quad (7)$$

em que:  $z_t$  é um vetor ( $n \times 1$ ),  $A_i$  é uma matriz de parâmetros ( $n \times n$ ) e  $u_t \sim IID(\mu, \sigma^2)$ .

Ainda conforme Harris (1995), a Equação (7) pode ser reparametrizada em termos de um modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) esboçado como:

$$\Delta z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta z_{t-k+1} + \Pi z_{t-k} + \varepsilon_t \quad (8)$$

em que:  $\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i)$ , ( $i = 1, \dots, k-1$ ) e  $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$ . Da forma como especificado, o sistema contém informações de curto e longo prazo a mudanças de  $z_t$ , via estimativas de  $\hat{\Gamma}_i$  e  $\hat{\Pi}$ , respectivamente, onde  $\Pi = \alpha\beta'$ , com  $\alpha$  representando a velocidade de ajustamento ao desequilíbrio e  $\beta$  a matriz de coeficientes de longo prazo.

A importância do modelo de correção de erro reside no fato de permitir a ligação entre aspectos relacionados à dinâmica de curto prazo com os de longo prazo (Hamilton, 1994). Dessa forma, os mecanismos de correção de erro pretendem fornecer um caminho para combinar as vantagens de se modelar tanto em nível quanto nas diferenças. Nesse modelo, não apenas a dinâmica do processo de



ajustamento de curto prazo como também a do processo de longo prazo são modeladas simultaneamente.

O número de vetores de cointegração depende do posto ou rank ( $r$ ) da matriz  $\mathbf{\Pi}$ . Em termos de vetores de cointegração, têm-se três possibilidades, conforme Enders (1995): se o posto de  $\mathbf{\Pi}$  é completo, então as variáveis  $Y_t$  são  $I(0)$ , ou seja, significa que qualquer combinação linear entre as variáveis é estacionária e o ajuste do modelo deve ser efetuado com as variáveis em nível; se o posto de  $\mathbf{\Pi}$  é zero, então não há relacionamento de cointegração e o modelo deve ser ajustado com as variáveis em diferença e, quando  $\mathbf{\Pi}$  tem posto reduzido, há  $r$  vetores de cointegração.

Para Enders (1995), o rank de uma matriz é igual ao número de raízes características estritamente diferentes de zero, que pode ser identificado por meio de dois testes estatísticos. O primeiro deles é o teste do traço, que testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração distintos é menor ou igual a  $r$  contra a hipótese alternativa de que o número desses vetores é maior do que  $r$ , que pode ser definido por:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (9)$$

em que  $\lambda_i$  = valores estimados das raízes características obtidos da matriz  $\mathbf{\Pi}$ ;  $T$  = número de observações.

O segundo teste é o do máximo autovalor, que testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração é  $r$  contra a hipótese alternativa de existência de  $r+1$  vetores de cointegração, podendo ser expresso da seguinte forma:

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (10)$$

Verificada a cointegração entre as séries analisadas, estima-se o modelo VEC, conforme definido na Expressão (8).

### 3.2.3 TESTES DE AUTO-CORRELAÇÃO

#### 3.2.3.1 TESTE DE PORTMANTEAU

O teste de Portmanteau calcula as estatísticas *Box-Pierce* / *Ljung-Box* multivariadas para correlação serial residual até a defasagem especificada.

Box-Pierce (1970) desenvolveu uma estatística Q baseada na soma dos quadrados das autocorrelações. A estatística de Box-Pierce, é comparada à distribuição  $Q = T * \sum_{k=1}^q \rho_k^2$  com “q” graus de liberdade. Caso o resíduo seja um ruído branco, a estatística Q definida segue uma distribuição qui-quadrado com “q” graus de liberdade.

Ljung-Box (1978), também conhecido como teste de Box-Pierce modificado, é utilizado para verificar se há falha de ajuste em um modelo temporal. O teste examina as “n” primeiras autocorrelações dos resíduos e, caso estas sejam pequenas, há indício de que não há falha no ajuste. A hipótese nula desse teste considera que as autocorrelações até o lag “n” é igual a zero e a estatística do teste é definida pela Equação (11):

$$Q^* = T * (T - 2) \sum_k^n \frac{\hat{\rho}_k^2}{T - k} \quad (11)$$

onde  $\hat{\rho}_k$  a autocorrelação estimada dos resíduos na defasagem “k” e “n” o número de lags testado. O teste irá rejeitar a hipótese nula caso  $Q^* > \chi_{1-\alpha; q}^2$ , sendo  $\chi_{1-\alpha; q}^2$  uma distribuição qui-quadrado com “q” graus de liberdade e nível de significância  $\alpha$ .

### 3.2.3.2 TESTE LM

O teste de Breusch (1978) - Godfrey (1978), também conhecido como teste LM (Lagrange Multiplier) para autocorrelação, testa a hipótese a nula de ausência de autocorrelação até a defasagem p. Após definir o modelo e estimar seus coeficientes, o teste consiste em efetuar uma regressão do resíduo contra o próprio resíduo defasado no tempo e as variáveis explicativas, de acordo com a Equação (12):

$$\hat{u}_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \hat{\rho}_1 \hat{u}_{t-1} + \hat{\rho}_2 \hat{u}_{t-2} + \dots + \hat{\rho}_p \hat{u}_{t-p} + v_t \quad (12)$$

onde os últimos termos  $\hat{u}_{t-1}, \hat{u}_{t-2}, \dots, \hat{u}_{t-p}$  são os resíduos estimados pela equação do modelo adotado.

### 3.2.4 TESTE DE NORMALIDADE, ASSIMETRIA E CURTOSE

O teste de Jarque-Bera (1980) verifica se a série apresenta assimetria e curtose correspondentes a uma distribuição normal, sendo a estatística definida pela Equação (13):

$$JB = \frac{n - k + 1}{6} \left( S^2 + \frac{1}{4}(C - 3)^2 \right) \quad (13)$$

Onde  $n$  é o número de observações (ou graus de liberdade em geral);  $S$  é a assimetria da amostra,  $C$  é a curtose da amostra e  $k$  é o número de regressores (sendo 1 fora de um contexto de regressão).

Segundo Bueno (2008), a não rejeição da hipótese nula do teste Jarque-Bera indica que a série segue uma distribuição normal, com assimetria igual zero e curtose igual a três.

### 3.2.5 FONTE DOS DADOS

Os dados para estimação do modelo apresentado na Equação 4 foram coletados nos seguintes sites: Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada - CEPEA (2019), para as variáveis preço do açúcar VHP/ São Paulo/ mercado externo, preço do açúcar branco/ São Paulo/ mercado externo, e preço do açúcar cristal/ BVMF/ Santos (valores foram convertidos em US\$ por toneladas); no Instituto de Economia Aplicada – IPEA (2019), para as variáveis custo de produção, utilizado como *proxy* o Índice de Preços ao Atacado – Disponibilidade Interna – IPA- DI, e a taxa de câmbio nominal (em Real/ Dólar - R\$/US\$); e o *United States Department of Agriculture* – USDA (2019b), para o preço internacional do açúcar (contrato número 11 da *New York Board of Trade* – NYBOT em centavos de dólar por libra-peso, convertidos em dólar por toneladas). O período analisado foi o de janeiro de 2013 a novembro de 2018, com cotações mensais, totalizando 71 observações. Na Tabela 1, encontra-se um resumo das variáveis que foram estimadas no modelo.

**Tabela 1** -Variáveis estimadas no modelo e as respectivas siglas

Variável	Sigla
Log preço de exportação do açúcar VHP	LBRA_VHP
Log preço de exportação do açúcar Branco	LBRA_BRANCO
Log preço de exportação do açúcar Cristal	LBRA_CRISTAL
Log custo de produção no Brasil	LBRA_CP
Log taxa de câmbio Real/ Dólar	LBRA_E
Log preço internacional açúcar – contrato 11 – Nova York	LINT_NY11

Além disso, o período de análise teve seu início em janeiro de 2013 em função da série de preços do açúcar cristal, correspondendo ao marco inicial que o indicador passou a ser realizado pela CEPEA (2019). Já a data final está relacionada ao período de coleta dos dados e divulgação das séries de preços do açúcar VHP e branco feitos com dois meses de defasagem.

## 4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Como forma de indicar a ordem de integração das séries de análise, foram aplicados dois testes de estacionariedade: ADF – *Dickey- Fuller* Aumentado; e KPSS - *Kwiatkowski, Philips, Schmidt e Shin*. Os resultados estão expostos nas Tabelas 2 e 3.

**Tabela 2-** Testes de raiz unitária em nível aplicados nas séries mensais de preços de exportação do açúcar (em US\$/toneladas), custo de produção, taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) e preço internacional do açúcar (US\$/toneladas) no período de janeiro de 2013 a novembro de 2018.

Séries	Teste ADF				Teste KPSS	
	Modelo	Estatística de teste		Modelo	Estatística de teste	
LBRA_VHP	constante	-2.281841	ns	constante	0.226607	ns
LBRA_BRANCO	constante	-1.551861	ns	constante	0.260816	ns
LBRA_CRISTAL	constante	-1.625861	ns	constante	0.183074	ns
LBRA_CP	constante	-0.924617	ns	constante	1.059325	***
LBRA_E	constante	-1.700721	ns	constante	0.844573	***
LINT_NY11	constante	-1.702478	ns	constante	0.259269	ns

Nota 1: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%; \* significativo a 10%; ns não significativo.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Pela análise da Tabela 2, observa-se que todas as séries não foram estacionárias em nível, com 5% de significância, para o teste ADF, ou seja, sua média, a variância ou ambas variam com o tempo. Já para o teste KPSS, as séries do açúcar VHP, branco, cristal, e o preço internacional do açúcar foram estacionárias em nível, com 5% de significância. Por outro lado, os resultados da Tabela 3 indicam concordância em ambos os testes, efetuada a primeira diferença, as séries foram estacionárias, com 5% de significância.

**Tabela 3-** Testes de raiz unitária em primeira diferença aplicados nas séries mensais de preços de exportação do açúcar (em US\$/toneladas), custo de produção, taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) e preço internacional do açúcar (US\$/toneladas) no período de janeiro de 2013 a novembro de 2018.

Séries	Modelo	Teste ADF		Teste KPSS	
		Estatística de teste		Modelo	Estatística de teste
LBRA_VHP	constante	-	**	constante	0.111516 ns
		3.469611			
LBRA_BRANCO	constante	-	***	constante	0.112640 ns
		4.319702			
LBRA_CRISTAL	constante	-	***	constante	0.066109 ns
		6.549921			
LBRA_CP	constante	-	***	constante	0.070435 ns
		4.382893			
LBRA_E	constante	-	***	constante	0.138470 ns
		5.840815			
LINT_NY11	constante	-	***	constante	0.067193 ns
		7.166224			

Nota 1: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%; \* significativo a 10%; ns não significativo.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Efetuada os testes de estacionariedade das séries e identificada a ordem de integração, a próxima etapa consistiu em analisar individualmente a dinâmica do repasse cambial nos três tipos de açúcar.

## 4.1 AÇÚCAR VHP

Na Figura 1, é possível identificar a evolução do preço de exportação do açúcar VHP no Brasil e a taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) de janeiro de 2013 até novembro de 2018.

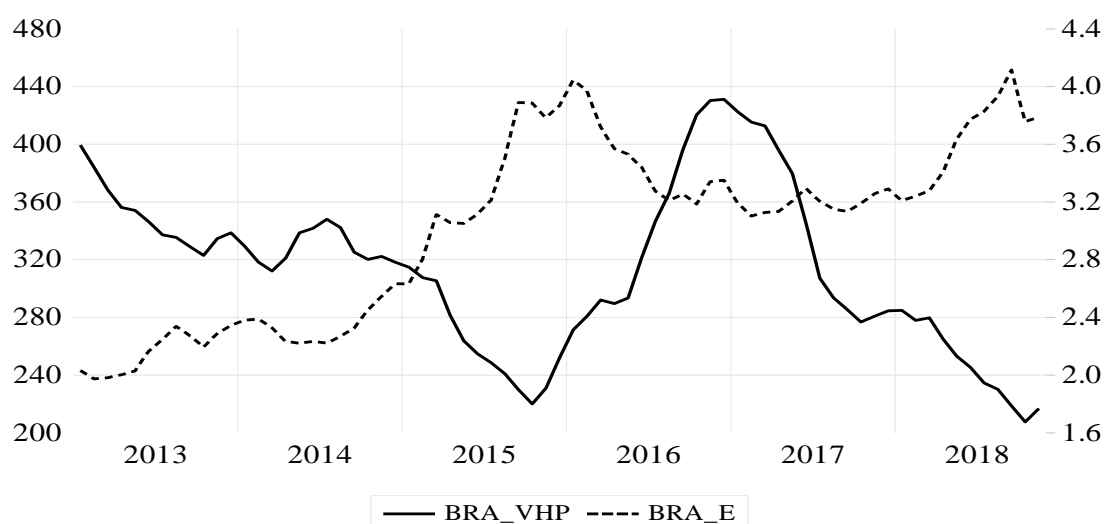


Figura 1- Relação entre preço de exportação do açúcar VHP (em US\$/ toneladas) e a taxa de câmbio nominal (R\$/US\$), no período de janeiro de 2013 a novembro de 2018.

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de CEPEA (2019) e IPEA (2019).

A partir da Figura 1, identificou-se que as séries apresentam uma tendência estocástica, ou seja, um padrão aleatório ao longo do tempo. Contudo, é possível que os dados apresentem um relacionamento de longo prazo a ser confirmado pelo teste de cointegração.

Para realização do teste de cointegração, é necessário verificar o número de defasagens para inserir no modelo (Tabela 4).

**Tabela 4** - Critério de defasagem do VAR auxiliar para o açúcar VHP

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
0	213.6438	NA	2.25e-08	-6.258023	-6.126399	-6.205939
1	630.9750	772.3743	1.41e-13	-18.23806	<b>-17.57994*</b>	-17.97764
2	660.0737	<b>50.37971*</b>	<b>9.60e-14*</b>	<b>-18.62906*</b>	-17.44445	<b>-18.16031*</b>
3	669.0718	14.50453	1.20e-13	-18.42006	-16.70895	-17.74297
4	682.0813	19.41709	1.35e-13	-18.33078	-16.09319	-17.44536

Nota 1: valor da verossimilhança (LogL); p-valor do teste de razão de verossimilhança (LR); Erro de Predição Final (FPE); Critério de Informação de Akaike (AIC); Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (BIC); e o Critério de Informação de Hannan & Quinn (HQ). Nota 2: \*indica a defasagem ótima

Nota 2: \*indica a defasagem ótima (n) definida pelo critério.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Com base nos dados da Tabela 4, é possível indicar que o número de defasagens é de 2 (duas) a ser incluída no VAR, visto que, dos cinco critérios considerados, quatro indicaram mesmo número de defasagens do VAR auxiliar.

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 1% para a estatística do traço e para a estatística do máximo autovalor (de acordo com os dados da Tabela 5). Além disso, o modelo da equação de cointegração que mais se ajustou ao teste foi o modelo 1 do sumário do teste, com as variáveis em nível sem tendência determinística e as equações de cointegração sem interceptos.

**Tabela 5 – Teste de cointegração de Johansen para o açúcar VHP**

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
<b>R=0</b>	<b>60.63084***</b>	<b>0.0001</b>	<b>45.36842***</b>	<b>0.0000</b>
R≤1	15.26242	0.4350	7.965063	0.7100
R≤2	7.297357	0.2965	4.643717	0.5289
R≤3	2.653640	0.1221	2.653640	0.1221

Nota: \*\* significativo a 5% e \*\*\* significativo a 1%.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

De acordo com a Tabela 6 que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), todos os coeficientes estimados foram significativos ao nível de 1%.

**Tabela 6- Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o açúcar VHP**

LBRA_VHP (-1)	LBRA_CP (-1)	LBRA_E (-1)	LINT_NY11 (-1)
1,0000	0.157169***	-0.144035***	-1.129617***
	(0.04623)	(0.04220)	(0.04416)
	[ 3.39968]	[-3.41310]	[-25.5779]

Nota 1: LBRA\_VHP = logaritmo neperiano do preço de exportação do açúcar VHP (US\$/toneladas); LBRA\_CP = logaritmo neperiano do custo de produção; LBRA\_E = logaritmo neperiano da taxa de câmbio (R\$/ US\$); LINT\_NY11 = logaritmo neperiano do preço internacional do açúcar (US\$/toneladas). Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t. Nota 3: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%, ns não significativo.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Na Equação (14) é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

$$LBRA\_VHP_t = - 0,16 LBRA\_CP + 0,14 LBRA\_E + 1,13 LINT\_NY11_t \quad (15)$$

De acordo com a Equação (14), verifica-se que o coeficiente de pass-through foi incompleto, indicando que a variação da taxa de câmbio influencia parcialmente o preço de exportação do açúcar VHP brasileiro, ou seja, o aumento de 1% na taxa de câmbio ocasiona um aumento de 0,14% no preço de exportação do açúcar VHP brasileiro.

O estudo de Correa (2012) remontado na literatura revisada também encontrou um coeficiente de pass-through incompleto em relação à indústria do açúcar, porém distinto no valor (-0,51). O pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportações, em dólares e em reais, do açúcar brasileiro também foram incompletos no estudo de Souza, Raniero e Rosa (2018), mas com valores diferentes para os preços de exportações, expressos em dólares (-0,03) e em reais (0,97). Demais estudos revisados sobre o repasse das variações da taxa de câmbio aos preços de exportação brasileiros também corroboraram o resultado de um pass-through incompleto (Cruz Jr. e Silva, 2004; Tejada e Silva, 2008; Fraga et al., 2008; Copetti, Vieira e Coronel, 2012; Souza, 2018).

Ainda, verifica-se pela Equação (14) que o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona uma diminuição de 0,16% no preço de exportação do açúcar VHP.

Também é possível inferir, com base na Equação (14), que o aumento de 1% no preço internacional do açúcar determina um aumento de 1,13% no preço de exportação do açúcar VHP brasileiro. O resultado encontrado nesta pesquisa sugere um coeficiente elástico na transmissão de preços e valida a Lei do Preço Único, de acordo com Mundlack e Larson (1992), ou seja, bens idênticos, em regiões distintas, em livre concorrência de mercado, devem ser vendidos pelo mesmo preço. Por outro lado, este resultado vai de encontro aos encontrados por Graef, Shikida e Margarido (2017) e Margarido, Shikida e Calvo (2018), que encontraram coeficientes inelásticos na transmissão de preços, porém, destaca-se que as séries de preços e período de análise por estes autores foram distintos da presente pesquisa.

Com a finalidade de diagnóstico do modelo, foram estimados dois testes de correlação serial para os resíduos e os testes de normalidade, assimetria e curtose, cujos resultados encontram-se nas Tabelas 7 e 8.



**Tabela 7-** Testes de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o açúcar VHP

Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	1.5449					
	85	---	1.568045	---	17.79300	0.3362
2	11.425					
	93	---	11.74842	---	19.06302	0.2654
3	28.097	0.45		0.40		
	14	93	29.18907	30	25.51753	0.0612
4	38.254	0.71		0.64		
	33	55	39.98108	45	11.63258	0.7689
5	56.630	0.59		0.48		
	64	96	59.81582	24	22.02618	0.1423
6	69.910	0.67		0.53		
	36	48	74.38068	11	14.72280	0.5450
7	79.965	0.81		0.66		
	79	04	85.59001	80	10.71455	0.8268
8	97.529	0.75		0.55		
	11	53	105.4951	03	20.81325	0.1858
9	107.67	0.85		0.65		
	37	16	117.1872	48	14.05393	0.5947
10	115.95	0.93		0.77		
	07	17	126.8913	91	8.357031	0.9375
11	126.54	0.95		0.82		
	83	97	139.5340	36	11.10957	0.8027
12	145.38	0.93		0.68		
	77	05	162.4105	82	21.96574	0.1443

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 7, até doze defasagens, o teste indica a rejeição da hipótese nula de que a correlação serial é diferente de zero, com 5% de significância.

**Tabela 8-** Testes de normalidade, assimetria e curtose para os resíduos do modelo VEC para o açúcar VHP.

Componente	Assimetria	Estatística qui-	
		quadrado	p-valor
1	0.482944	2.643334	0.1040
2	-0.037178	0.015665	0.9004
3	0.064663	0.047388	0.8277
4	0.425129	2.048323	0.1524
todos	-	4.754710	0.3134

Componente	Curtose	Estatística qui-	
		quadrado	p-valor
1	2.470167	0.795382	0.3725
2	2.852550	0.061601	0.8040
3	2.974513	0.001841	0.9658
4	3.382645	0.414849	0.5195
todos	-	1.273672	0.8658

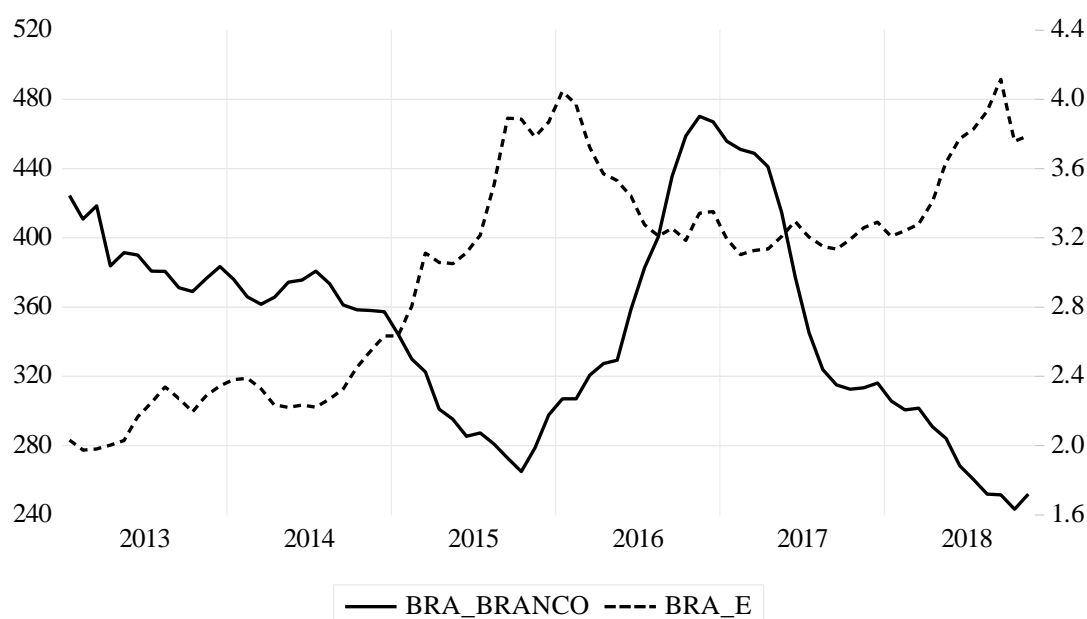
Componente	Jarque-Bera	p-valor	-
1	3.438716	0.1792	-
2	0.077266	0.9621	-
3	0.049228	0.9757	-
4	2.463171	0.2918	-
todos	6.028382	0.6441	-

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 8, não se pode rejeitar a hipótese nula do teste de normalidade, assimetria e curtose, de que os resíduos do modelo seguem uma distribuição normal, ao nível de significância de 5%. Desta forma, os resultados de diagnóstico do modelo estimado é válido e apresenta um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

## 4.2 AÇÚCAR BRANCO

Na Figura 2, é possível identificar a evolução do preço de exportação do açúcar branco brasileiro e a taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) de janeiro de 2013 até novembro de 2018.



**Figura 2** – Relação entre preço de exportação do açúcar branco (em US\$ /toneladas) e a taxa de câmbio nominal (R\$/US\$), no período de janeiro de 2013 a novembro de 2018.

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de CEPEA (2019) e IPEA (2019).

A partir da Figura 2, identifica-se que as séries apresentam uma tendência estocástica, ou seja, um padrão aleatório ao longo do tempo. Contudo, é possível que os dados apresentem um relacionamento de longo prazo a ser confirmado pelo teste de cointegração.

Para realização do teste de cointegração, é necessário verificar o número de defasagens para inserir n

**Tabela 8** - Critério de defasagem do VAR auxiliar para o açúcar branco modelo (Tabela 8).

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
0	225.4127	NA	1.58e-08	-6.609334	-6.477710	-6.557250
1	640.1422	767.5590	1.07e-13	-18.51171	<b>-17.85359*</b>	-18.25129
2	666.6510	<b>45.89596*</b>	<b>7.89e-14*</b>	<b>-18.82540*</b>	-17.64079	<b>-18.35665*</b>
3	673.7920	11.51077	1.04e-13	-18.56095	-16.84985	-17.88387
4	689.0078	22.71012	1.09e-13	-18.53755	-16.29995	-17.65212

Nota 1: valor da verossimilhança (LogL); p-valor do teste de razão de verossimilhança (LR); Erro de Predição Final (FPE); Critério de Informação de Akaike (AIC); Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (BIC); e o Critério de Informação de Hannan & Quinn (HQ).

Nota 2: \*indica a defasagem ótima (n) definida pelo critério.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Com base nos dados da Tabela 8, foi possível identificar o número de defasagens ótimas a incluir no VAR, selecionou-se 1 (uma) defasagem como forma de melhor ajuste no modelo, pois, com 2 (duas) defasagens, o modelo apresentou autocorrelação nos resíduos, indicando não ajustamento, que, segundo Greene (2008), pode estar relacionado a variáveis que deveriam ser acrescentadas ou retiradas do modelo econométrico.

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 1% (de acordo com os dados da Tabela 9). Além disso, o modelo da equação de cointegração que mais se ajustou ao teste foi o modelo 1 do sumário do teste, com as variáveis em nível sem tendência determinística e as equações de cointegração sem interceptos.

**Tabela 9** – Teste de cointegração de Johansen para o açúcar branco

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
<b>R=0</b>	<b>81.46829***</b>	<b>0.0000</b>	<b>59.69358***</b>	<b>0.0000</b>
R≤1	21.77471	0.1001	16.44914	0.0788
R≤2	5.325574	0.5227	3.818616	0.6574
R≤3	1.506958	0.2575	1.506958	0.2575

Nota: \*\* significativo a 5% e \*\*\* significativo a 1%.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Na Tabela 10, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), todos os coeficientes estimados foram significativos ao nível de 5%.

**Tabela 10**- Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o açúcar branco

LBRA_BRANCO (-1)	LBRA_CP (-1)	LBRA_E (-1)	LINT_NY11 (-1)
1,0000	0.109882**	-0.116791***	-1.101086***
	(0.04572)	(0.04367)	(0.04369)
	[ 2.40320]	[-2.67420]	[-25.2040]

Nota I: LBRA\_BRANCO = logaritmo neperiano do preço de exportação do açúcar branco (US\$/toneladas); LBRA\_CP = logaritmo neperiano do custo de produção; LBRA\_E = logaritmo neperiano da taxa de câmbio (R\$/ US\$); LINT\_NY11 = logaritmo neperiano do preço internacional do

açúcar (US\$/toneladas). Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t. Nota 3: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%, ns não significativo.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Na Equação (15), é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

$$LBRA\_BRANCO_t = -0,11 LBRA\_CP + 0,12 LBRA\_E + 1,10 LINT\_NY11_t \quad (15)$$

De acordo com a Equação (15), verifica-se que o coeficiente de pass-through foi incompleto, indicando que a variação da taxa de câmbio influencia parcialmente o preço de exportação do açúcar branco brasileiro, ou seja, o aumento de 1% na taxa de câmbio ocasiona um aumento de 0,12% no preço de exportação do açúcar branco. O resultado de pass-through incompleto também foi encontrado em diversos estudos sobre as exportações brasileiras, corroborando com a presente pesquisa, dentre eles: Cruz Jr. e Silva (2004), Tejada e Silva (2008), Fraga et al. (2008) Copetti, Vieira e Coronel (2012), Correa (2012) e Souza, Raniero e Rosa (2018).

Ainda, conforme a Equação (15), constata-se que o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona uma diminuição de 0,11% no preço de exportação do açúcar branco.

Também é possível inferir, com base na Equação (15), que o aumento de 1% no preço internacional do açúcar determina um aumento de 1,10% no preço de exportação do açúcar branco brasileiro.

Com a finalidade de diagnóstico do modelo, foram estimados testes de correção serial para os resíduos, e teste de normalidade, assimetria e curtose, cujos resultados encontram-se nas Tabelas 11 e 12.

**Tabela 11**-Teste de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o açúcar branco

Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	3.9587					
	16	---	4.016932	---	13.10267	0.6652
2	22.139	0.77		0.74		
	02	48	22.73993	59	17.92772	0.3281

3	37.063	0.76		0.71		
	28	12	38.34257	20	20.17189	0.2126
4	46.797	0.89		0.85		
	09	34	48.67538	20	12.62177	0.7002
5	53.738	0.97		0.95		
	34	53	56.15892	73	6.657632	0.9793
6	67.709	0.97		0.94		
	85	31	71.46104	45	14.88272	0.5332
7	78.286	0.98		0.96		
	36	60	83.23168	31	11.07171	0.8050
8	97.650	0.96		0.88		
	97	13	105.1359	91	17.84632	0.3330
9	109.98	0.97		0.89		
	93	13	119.3250	65	15.91023	0.4592
10	121.16	0.98		0.91		
	59	23	132.3959	50	11.86312	0.7533
11	126.31	0.99		0.97		
	12	64	138.5170	14	5.381588	0.9935
12	141.83	0.99		0.94		
	42	50	157.3080	98	16.62266	0.4104

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 11, até doze defasagens, o teste indica a rejeição da hipótese nula de que a correlação serial é diferente de zero, com 1% de significância.

**Tabela 12-** Testes de normalidade, assimetria e curtose para os resíduos do modelo VEC para o açúcar branco

Componente	Assimetria	Estatística qui-	
		quadrado	p-valor
1	-0.035255	0.014294	0.9048
2	-0.049644	0.028342	0.8663
3	-0.085303	0.083680	0.7724
4	0.354160	1.442441	0.2297
todos	-	1.568757	0.8144

Componente	Curtose	Estatística qui-	
		quadrado	p-valor
1	4.125817	3.643960	0.0563
2	2.898888	0.029393	0.8639
3	2.878037	0.042765	0.8362
4	2.818927	0.094264	0.7588
todos	-	3.810383	0.4323

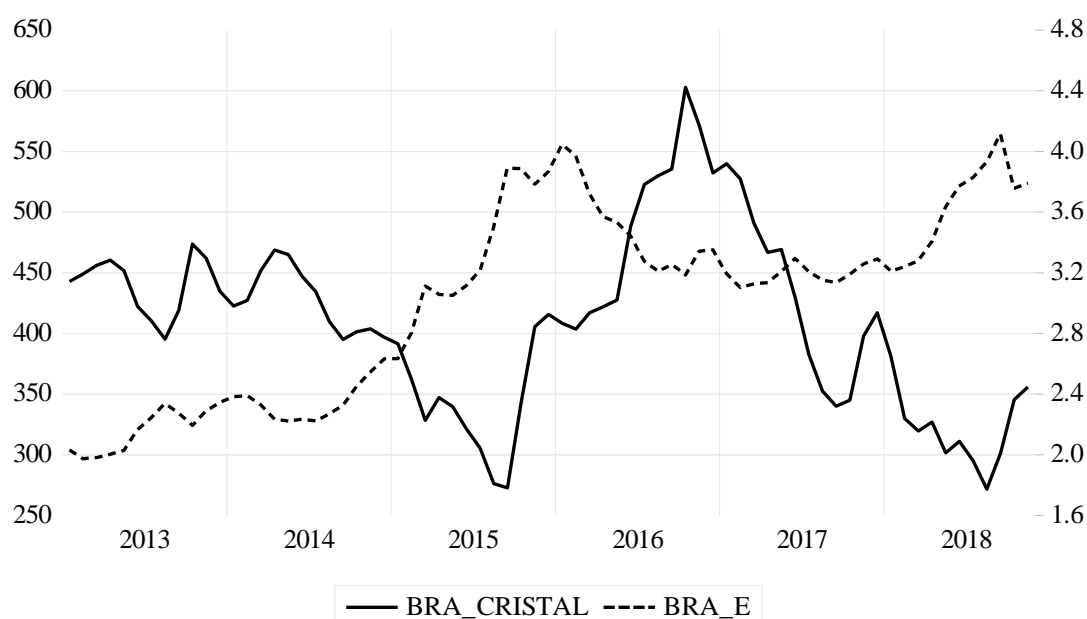
Componente	Jarque-Bera	p-valor	-
1	3.658254	0.1606	-
2	0.057735	0.9715	-
3	0.126446	0.9387	-
4	1.536704	0.4638	-
todos	5.379139	0.7164	-

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 12, não se pode rejeitar a hipótese nula do teste de normalidade, assimetria e curtose, de que os resíduos do modelo seguem uma distribuição normal, ao nível de significância de 5%. Desta forma, com os resultados de diagnóstico do modelo estimado é válido e apresenta um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

### 4.3 AÇÚCAR CRISTAL

Na Figura 3, é possível identificar a evolução do preço de exportação do açúcar cristal e a taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) de janeiro de 2013 até novembro de 2018.



**Figura 3** - Relação entre preço de exportação do açúcar cristal (em US\$ /toneladas) e a taxa de câmbio nominal (R\$/US\$), no período de janeiro de 2013 a novembro de 2018.

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de CEPEA (2019) e IPEA (2019).

A partir da Figura 3, identificou-se que as séries apresentam uma tendência estocástica, ou seja, um padrão aleatório ao longo do tempo. Contudo, é possível que os dados apresentem um relacionamento de longo prazo a ser confirmado pelo teste de cointegração.

Para realização do teste de cointegração, é necessário verificar o número de defasagens para inserir no modelo (Tabela 12).

**Tabela 12** - Critério de defasagem do VAR auxiliar para o açúcar cristal.

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
1	580.5078	NA	5.65e-13	-16.85098	<b>16.32449*</b>	-16.64265
2	612.5769	*	<b>13*</b>	<b>17.33065*</b>	-16.27767	<b>-16.91398*</b>
3	622.9286	16.99527	4.20e-13	-17.16205	-15.58257	-16.53704
4	632.8252	15.06657	5.15e-13	-16.97986	-14.87388	-16.14652

Nota 1: valor da verossimilhança (LogL); p-valor do teste de razão de verossimilhança (LR); Erro de Predição Final (FPE); Critério de Informação de Akaike (AIC); Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (BIC); e o Critério de Informação de Hannan & Quinn (HQC).

Nota 2: \*indica a defasagem ótima (n) definida pelo critério.



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Com base nos dados da Tabela 12, foi possível indicar que o número de defasagens é de 2 (duas) a ser incluída no VAR, visto que os quatro critérios considerados apresentaram essa mesma quantidade de defasagens ótimas.

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 1% (de acordo com os dados da Tabela 13). Além disso, o modelo da equação de cointegração que mais se ajustou ao teste foi o modelo 2 do sumário do teste, com variáveis em nível sem tendência determinística, e as equações de cointegração com interceptos.

**Tabela 13** – Teste de cointegração de Johansen para o açúcar cristal

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
<b>R=0</b>	<b>76.56974***</b>	<b>0.0002</b>	<b>52.05303***</b>	<b>0.0000</b>
R≤1	24.51671	0.4299	12.54907	0.6009
R≤2	11.96764	0.4517	7.591561	0.5971
R≤3	4.376081	0.3590	4.376081	0.3590

Nota: \*\* significativo a 5% e \*\*\* significativo a 1%.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Na Tabela 14, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), todos os coeficientes estimados foram significativos ao nível de 5%.

**Tabela 14.** Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o açúcar cristal.

LBRA_CRISTAL (-1)	LBRA_CP (-1)	LBRA_E (-1)	LINT_NY11 (-1)	C
1,0000	0.179989**	-0.168054***	-0.962636***	-1.396898***
	(0.08395)	(0.04230)	(0.02846)	(0.48624)
	[ 2.14407]	[-3.97307]	[-33.8239]	[-2.87288]

Nota 1: LBRA\_CRISTAL = logaritmo neperiano do preço de exportação do açúcar cristal (US\$/toneladas); LBRA\_CP = logaritmo neperiano do custo de produção; LBRA\_E = logaritmo neperiano da taxa de câmbio (R\$/ US\$); LINT\_NY11 = logaritmo neperiano do preço internacional do açúcar (US\$/toneladas); C = intercepto. Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão,

e os entre colchetes, à estatística t. Nota 3: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%, ns não significativo.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Na Equação (16), é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

$$LBRA\_CRISTAL_t = +1,40 - 0,18 LBRA\_CP + 0,17 LBRA\_E + 0,96 LINT\_NY11_t \quad (16)$$

De acordo com a Equação (16), verificou-se que o coeficiente de pass-through foi incompleto, indicando que a variação da taxa de câmbio influencia parcialmente o preço de exportação do açúcar cristal brasileiro, ou seja, o aumento de 1% na taxa de câmbio ocasiona um aumento de 0,17% no preço de exportação do açúcar cristal.

Ainda, segundo a Equação (16), percebe-se que o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona uma diminuição de 0,18% no preço de exportação do açúcar cristal.

Também é possível inferir, com base na Equação (16), que o aumento de 1% no preço internacional do açúcar determina um aumento de 0,96% no preço de exportação do açúcar cristal brasileiro.

Com a finalidade de diagnóstico do modelo, foram estimados testes de correlação serial para os resíduos, e teste de normalidade, assimetria e curtose, cujos resultados encontram-se nas Tabelas 15 e 16.

**Tabela 15.** Testes de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o açúcar cristal

Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	2.0782					
	56	---	2.109275	---	16.48020	0.4200
2	11.189					
	22	---	11.49633	---	18.51933	0.2944
3	21.732	0.83		0.79		
	77	11	22.52651	78	18.45050	0.2982
4	39.397	0.70		0.62		
	40	74	41.29517	97	24.71626	0.0750
5	50.907	0.81		0.73		
	48	82	53.71875	45	13.41346	0.6423
6	61.838	0.89		0.81		
	19	58	65.70727	71	13.10413	0.6651
7	66.895	0.98		0.95		
	45	12	71.34487	36	6.141358	0.9865
8	82.691	0.97		0.91		
	35	15	89.24690	66	17.37884	0.3615
9	98.064	0.96		0.87		
	03	42	106.9646	66	21.33325	0.1661
10	106.18	0.98		0.93		
	22	72	116.4824	50	10.09305	0.8617
11	112.90	0.99		0.97		
	64	68	124.5043	38	7.556267	0.9610
12	130.22	0.99		0.93		
	20	35	145.5304	66	20.23146	0.2100

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 15, até doze defasagens, o teste indica a rejeição da hipótese nula de que a correlação serial é diferente de zero, com 5% de significância.

**Tabela 16.** Testes de normalidade, assimetria e curtose para os resíduos do modelo VEC para o açúcar cristal

Componente	Assimetria	Estatística qui-	
		quadrado	p-valor
1	0.255881	0.742053	0.3890
2	-0.020119	0.004587	0.9460
3	0.062086	0.043687	0.8344
4	-0.120412	0.164322	0.6852
todos	-	0.954649	0.9166

Componente	Curtose	Estatística qui-	
		quadrado	p-valor
1	2.792650	0.121817	0.7271
2	3.117748	0.039283	0.8429
3	2.840433	0.072141	0.7882
4	2.643057	0.360989	0.5480
todos	-	0.594230	0.9637

Componente	Jarque-Bera	p-valor	-
1	0.863870	0.6493	-
2	0.043871	0.9783	-
3	0.115828	0.9437	-
4	0.525311	0.7690	-
todos	1.548879	0.9919	-

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 16, não se pode rejeitar a hipótese nula do teste de normalidade, assimetria e curtose, de que os resíduos do modelo seguem uma distribuição normal, ao nível de significância de 5%. Desta forma, os resultados de diagnóstico do modelo estimado é válido e apresenta um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

## 5 CONCLUSÕES

O trabalho realizou uma investigação da influência da variação da taxa de câmbio aos preços de exportação do açúcar VHP, branco e cristal. Nesse tocante, os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportação dos três tipos de açúcar foi incompleto.

A partir disso, pode-se inferir que o coeficiente de pass-through encontrado determina que depreciações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, dado que não reduzem expressivamente os preços de exportação.

Desse modo, como as variações cambiais determinaram reduzidos efeitos sobre a competitividade do açúcar, cabe um enfoque sobre aspectos como o grau de concorrência na formação de preços desse mercado (pricing to market) e a elasticidade-preço da demanda. Logo, as características do mercado do açúcar como a elevada concentração, porém com reduzido poder de mercado dos exportadores, com o crescimento da renda mundial, tem possivelmente minimizado o ajuste dos preços decorrentes de depreciações cambiais. Para esses fatores, sugere-se um maior aprofundamento em pesquisas futuras, como forma de possibilitar um diagnóstico mais detalhado do comportamento dos preços de exportação no mercado internacional.

Entre as limitações do presente trabalho, está o período curto de análise e o fato de o coeficiente de pass-through estimado ser estático, ou seja, permitiu a análise geral de um período específico de tempo, não compreendendo o dinamismo da taxa de câmbio e influência período a período sobre os preços do mercado doméstico e de exportação. Neste sentido, recomenda-se, para estudos posteriores, a ampliação do período de análise, o comparativo em sub-períodos, bem como a aplicação do filtro de Kalman, como forma de captar a dinâmica do repasse cambial.

## NOTAS

<sup>1</sup>Um processo estocástico é estacionário quando a sua média e a sua variância são constantes ao longo do tempo e quando o valor da covariância entre dois períodos de tempo depende apenas da distância, do intervalo ou da defasagem entre os períodos de tempo, e não do próprio tempo em que a covariância é calculada. Em notação matemática, as propriedades do processo estocástico estacionário podem ser representadas por: (Média) , (Variância) e (Covariância) . Um processo estocástico com as propriedades descritas anteriormente é conhecido, na literatura de séries temporais, como processo fracamente estacionário, ou estacionário em covariância, ou estacionário de segunda ordem, ou estacionário em sentido amplo. Um processo estocástico é fortemente estacionário quando todos os momentos de sua distribuição não variam ao longo do tempo (BUENO, 2008).

<sup>2</sup>Engle e Granger (1987) mostram que, se todas as séries de interesse possuem a mesma ordem de integração  $I(d)$  e existir um vetor  $\alpha$ , com  $\alpha \neq 0$ , em que a combinação linear dessas variáveis seja de

ordem  $d-b$ ,  $Z_t = \alpha' X_t \sim I(d-b)$ ,  $b > 0$ , pode-se afirmar que  $X_t$  é um vetor de variáveis cointegradas denotadas por  $X_t \sim CI(d,b)$ .

## REFERÊNCIAS

ANHESINI, J. A. R. et al. Sistema agroindustrial canavieiro no Brasil no período 1990/2010: análise de indicadores de competitividade internacional. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 44, n. 4, p. 867-878, 2013.

BOX, G. E. P.; PIERCE, D. A. Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Time Series Models. *Journal of the American Statistical Association*, v. 65, n. 332, p. 1509-1526, 1970.

BREUSCH, T. S. Testing for autocorrelation in dynamic linear models. *Australian Economic Papers*, v. 17, n. 31, p. 334-355, 1978.

BUENO, R. D. L. D. *Econometria de séries temporais*. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

CEPEA - Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. Preços Agropecuários. Açúcar. Disponível em: <https://www.cepea.esalq.usp.br/br/indicador/acucar.aspx>

Acesso em: 14 jan. 2019.

COPETTI, L. S.; VIEIRA, K. M.; CORONEL, D. A. Transmissão das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação da soja no Brasil e na Argentina. *Custos e Agronegócios Online*, Recife, v. 8, n. 3, p.113-132, jul./ set. 2012.

COPETTI, L. S.; FRIES, C. D.; CORONEL, D. A. Mercado mundial do açúcar: um estudo da competitividade e do grau de concentração dos mercados brasileiros e tailandês (2000-2016). *Revista de Desenvolvimento Econômico*, Salvador, Ano XX, v. 2, n. 40, p. 375-401, ago. 2018.

CORREA, A. L. Taxa de câmbio e preços de exportação no Brasil: avaliação empírica dos coeficientes de pass-through setoriais. *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 21, n.1 (44), p.61-91, abr. 2012.

CRUZ JR., J. C.; SILVA, O. M. Pass-through da taxa de câmbio nos preços de exportação dos produtos agropecuários brasileiros: 1994-2003. In: *Anais do XLII Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural (SOBER)*, 2004, Cuiabá-MT.

DIAS, L. C.; GIBBERT, G. M.; SHIKIDA, P. F. A.. Competitividade do açúcar brasileiro no mercado internacional. *Revista de Economia e Agronegócio*, v. 4, n. 4, 2006.

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.366, p.427-431, 1979.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v.49, p.1057-1073, 1981.

ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*. Nova York: John Wiley & Sons, 1995.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, Chicago, v.55, n.2, p. 251-276, 1987.

FERREIRA, A.; SANZO, A. Exchange rate pass-through: the case of Brazilian exports of manufactures. In: *World Congress of The International Economic Association*, 2, Buenos Aires, ago. 1999.

FRAGA, G. J. et al. O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação de soja. *Revista Análise Econômica*, Porto Alegre, n. 49, p. 193-210, 2008.

FREITAS, C. A.; FOSSATI, D. M. ; NICOLA, D. S. Avaliando a competitividade internacional das commodities brasileiras negociadas na BM&F, no período de 1990-2003. In: *XLIV Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural*, 2005, Ribeirão Preto. Instituições, Eficiência, Gestão e Contratos no Sistema Agroindustrial, 2005.

GODFREY, L. G. Testing for higher order serial correlation in regression equations when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica*, v. 46, n. 6, p. 1303-1310, 1978.

GRAEF, C. E.; SHIKIDA, P. F. A.; MARGARIDO, M. A. Transmissão de preços no mercado internacional e brasileiro de açúcar. In: *Anais do 55º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural – SOBER*, Santa Maria - RS, 2017.

GREENE, W. H. *Econometrics Analysis*. 6.ed. New Jersey: Pearson Education, 2008.

HAMILTON, J. D. *Time series analysis*. New Jersey: Princeton University Press, 1994.

HARRIS, R.I.D. Using cointegration analysis in econometric modelling. London: Prentice-Hall-Harvester Wheatsheaf, 1995. IPEA - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Disponível em:

<http://www.ipeadata.gov.br/>

Acesso em: 14 jan. 2019.

JARQUE, Carlos M.; BERA, Anil K. Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics Letters*, v. 6, n. 3, p. 255-259, 1980.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamic and Control*, v.12, p.231-254, 1988.

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

LJUNG, G. M.; BOX, G. E. P. On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, v. 65, p. 297-303, 1978.

MACHADO, S. S. *Tecnologia da fabricação do açúcar*. Inhumas: IFG; Santa Maria: Universidade Federal de Santa Maria, 2012. Disponível em:

[http://estudio01.proj.ufsm.br/cadernos/ifgo/tecnico\\_acucar\\_alcool/tecnologia\\_fabricacao\\_acucar.p](http://estudio01.proj.ufsm.br/cadernos/ifgo/tecnico_acucar_alcool/tecnologia_fabricacao_acucar.pdf)  
dfAcesso em: 28 fev. 2019.

MAPA - Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. Portaria nº 152, de 6 de dezembro de 2013. Regulamento técnico do açúcar. Disponível em:

[http://www.lex.com.br/legis\\_25168439\\_PORTARIA\\_N\\_152\\_DE\\_6\\_DE\\_DEZEMBRO\\_DE\\_2013.aspx](http://www.lex.com.br/legis_25168439_PORTARIA_N_152_DE_6_DE_DEZEMBRO_DE_2013.aspx)

Acesso em: 01 mar. 2019.

MARGARIDO, M. A.; SHIKIDA, P. F. A.; CALVO, J. C. A. Análise da elasticidade da transmissão dos preços internacionais do açúcar para os preços no Brasil: uma aplicação do Modelo Estrutural. *Redes - Santa Cruz do Sul: Universidade de Santa Cruz do Sul*, v. 23, n.1, janeiro-abril, 2018.

MAZZUCHETTI, R. N. O comércio internacional do açúcar: uma análise utilizando o método gravitacional. 2014. 128 f. Tese (Doutorado em Desenvolvimento Regional e Agronegócio) – Universidade Estadual do Oeste do Paraná, Toledo, 2014.

MANDRO, J. L. Processo de peroxidação de açúcar tipo VHP na produção de açúcar refinado: implicações químicas, tecnológicas e microbiológicas. 2016. 97 f. Dissertação (Mestrado em Microbiologia Agrícola), Curso de Microbiologia Agrícola, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2016.

MDIC - Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. Balança Comercial. Disponível em: <http://www.mdic.gov.br/index.php/balanca-comercial>

Acesso em: 01 mar. 2019.

MENON, J. Exchange rate and import prices for a small open economy. *Applied Economics*, v. 27, n. 3, p. 297-301, 1995.

MUNDLACK, Y.; LARSON, D. F. On the transmission of world agricultural prices. *The World Bank Review*, v.6, n.1, p.399-422, 1992.

TEJADA, C. A. O.; SILVA, A. G. O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços dos principais produtos exportados pelo Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v.46, n.01, p.171-205, jan-mar/2008.

SOUZA, D. K. F. O impacto das variações cambiais nas exportações do milho e do algodão. 2018. 95 f. Dissertação (Mestrado em Economia). Universidade Federal de São Carlos, Sorocaba, 2018.

SOUZA, D. K. F.; RANIRO, L. R.; ROSA, M. B. Análise do pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportação do açúcar. In: *Anais do 56º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural – SOBER, Campinas - SP*, 2018.

SOUSA, R. C.; SOUSA, E. P. Competitividade das exportações do açúcar nos principais estados brasileiros exportadores. *Informações Econômicas*, São Paulo, v. 45, n. 2, p. 38-51, 2015.

USDA – United States Department of Agriculture. Custom Query. 2019a. Disponível em: <https://apps.fas.usda.gov/psdonline/app/index.html#/app/advQuery>

Acesso em 05 mar. 2019.



USDA – United States Department of Agriculture. Sugar and Sweeteners Yearbook Tables. 2019b. Disponível em: <https://www.ers.usda.gov/data-products/sugar-and-sweeteners-yearbook-tables.aspx>. Acesso em: 03 jan. 2019.

USDA – United States Department of Agriculture. Sugar Annual. Brazil. 2018. Disponível em:

[https://gain.fas.usda.gov/Recent%20GAIN%20Publications/Sugar%20Annual\\_Sao%20Paulo%20ATO\\_Brazil\\_4-13-2018.pdf](https://gain.fas.usda.gov/Recent%20GAIN%20Publications/Sugar%20Annual_Sao%20Paulo%20ATO_Brazil_4-13-2018.pdf)

Acesso em 11 mar. 2019.

USDA – United States Department of Agriculture. Sugar Annual. Brazil. 2017. Disponível em:

[https://gain.fas.usda.gov/Recent%20GAIN%20Publications/Sugar%20Annual\\_Sao%20Paulo%20ATO\\_Brazil\\_4-19-2017.pdf](https://gain.fas.usda.gov/Recent%20GAIN%20Publications/Sugar%20Annual_Sao%20Paulo%20ATO_Brazil_4-19-2017.pdf)

Acesso em 11 mar. 2019.

USDA – United States Department of Agriculture. Sugar Annual. Brazil. 2016. Disponível em:

[https://gain.fas.usda.gov/Recent%20GAIN%20Publications/Sugar%20Annual\\_Sao%20Paulo%20ATO\\_Brazil\\_4-15-2016.pdf](https://gain.fas.usda.gov/Recent%20GAIN%20Publications/Sugar%20Annual_Sao%20Paulo%20ATO_Brazil_4-15-2016.pdf)

Acesso em 11 mar. 2019.

USDA – United States Department of Agriculture. Sugar Semi-annual. Brazil. 2015. Disponível em:

[https://gain.fas.usda.gov/Recent%20GAIN%20Publications/Sugar%20Semi-annual\\_Sao%20Paulo%20ATO\\_Brazil\\_10-2-2015.pdf](https://gain.fas.usda.gov/Recent%20GAIN%20Publications/Sugar%20Semi-annual_Sao%20Paulo%20ATO_Brazil_10-2-2015.pdf)

Acesso em 11 mar. 2019

## Capítulo 2

### TRANSMISSÃO DA VARIAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PREÇOS DE EXPORTAÇÃO BRASILEIROS DO ALGODÃO<sup>1</sup>

[DOI: 10.37423/200500980](https://doi.org/10.37423/200500980)

*Leonardo Sangoi Copetti (Mestre em Administração pela Universidade Federal de Santa Maria (UFSM)).*

*Daniel Arruda Coronel (Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV), professor Adjunto do Departamento de Economia e Relações Internacionais (UFSM) e diretor da editora (UFSM)).*

*Adriano Mendonça Souza (Doutor em Engenharia da Produção pela UFSC e Professor Titular da UFSM, com atuação no Programa de Pós-Graduação em Engenharia da Produção).*



**Resumo:** O objetivo desta pesquisa consistiu no exame da relação entre as variações cambiais e os preços de exportação brasileiros do algodão, relação definida como o pass-through da taxa de câmbio, tendo como referência o período de junho de 1999 a dezembro de 2018. Os dados foram coletados nos sites do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – CEPEA, no Instituto de Economia Aplicada – IPEA e na Intercontinental Exchange – ICE. Neste sentido, fez-se uso dos instrumentais de séries temporais, especialmente do Modelo Vetor de Correção de Erros. Os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportação do algodão ocorreram de forma incompleta no período total e no primeiro subperíodo e nula no segundo subperíodo, representando que depreciações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, uma vez que não reduzem expressivamente os preços de exportação.

**Palavras-chave:** Algodão. Preços de Exportação. Pass-Through.

## 1 INTRODUÇÃO

Segundo o United States Department of Agriculture – USDA (2019), o Brasil é o segundo maior exportador mundial de algodão, visto que, na safra 2018/ 2019, o total exportado foi de 1,31 milhões de toneladas, o que representou 14,57% das exportações mundiais, que foram de 9 milhões de toneladas.

Segundo o Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC, 2019), o total de algodão exportado pelo Brasil, em 2018, foi de US\$ 1,59 bilhões, o que representou 0,66% das exportações totais do país. Em comparação com o ano de 1999, houve um incremento de 34.541% do faturamento das exportações desta commodity, sendo que as exportações neste ano foram de US\$ 4,59 milhões. Ainda, os dez principais países de destino do algodão brasileiro, representando uma média de 75% das exportações, de 1999 a 2018, foram China (15%), Indonésia (14%), Coréia do Sul (10%), Argentina (9%), Vietnã (7%), Paquistão (6%), Turquia (6%), Tailândia (4%), Malásia (3%) e Taiwan (3%). Além disso, segundo a World Trade Organization – WTO (2019), dentre esses dez maiores importadores, a Argentina é a que aplica as maiores barreiras à importação de algodão (21,74%) e a Tailândia é a que aplica as menores taxas de 4,55%.

Para o USDA (2019), os três maiores exportadores de algodão, na safra 2018/2019, foram, respectivamente, Estados Unidos, com 3,22 milhões de toneladas (35,76%); Brasil, com 1,31 milhões de toneladas (14,57%) e Austrália, com 792 mil toneladas (8,80%). Já os três maiores importadores mundiais foram, respectivamente, China, com 2,13 milhões de toneladas (22,73%); Bangladesh, com 1,59 milhões de toneladas (16,97%) e Vietnã, com 1,54 milhões de toneladas (16,44%). Além disso, segundo a WTO (2019), dentre esses três maiores importadores, Bangladesh é o que aplica as maiores barreiras à importação de algodão (17,2%), o Vietnã aplica um percentual médio de tarifas de importação, de 9,38%, e a China aplica taxas de importação de 8,95% a commodity.

Segundo Obstfeld e Rogoff (1995), as políticas macroeconômicas consideradas ótimas para uma região dependem, dentre outros fatores, de como os exportadores definem seus preços, se fixam seu preço com base na sua própria moeda (producer currency pricing - PCP), ou com base na moeda do mercado de destino de seu produto (local currency pricing - LCP), sendo que esta escolha influencia o ambiente macroeconômico através do grau de repasse cambial (pass-through) aos preços. Desta forma, no caso de PCP, uma depreciação cambial produz a redução no preço na moeda de destino das exportações, aumentando a quantidade demandada, e no caso de LCP, uma depreciação cambial produz a elevação do mark-up do exportador, sem que a quantidade demandada se altere.

Além disso, outro ponto de relevância na determinação do grau de pass-through cambial é a percepção dos exportadores sobre se as mudanças da taxa de câmbio são transitórias ou permanentes. Para Tejada e Silva (2008), a mudança na taxa de câmbio percebida como transitória terá pouco efeito na determinação dos preços de exportação, por outro lado, a maior confiabilidade na previsão da taxa de câmbio futura relaciona-se a um efeito maior nos preços de exportação e o repasse da variação cambial integralmente aos preços.

Na literatura econômica, diversos estudos apresentam uma influência parcial das variações cambiais sobre os preços de exportação do país, representando o pass-through incompleto, no contexto nacional, destacam-se as pesquisas realizadas por Ferreira; Sansó (1999), Cruz Jr. ; Silva (2004), Tejada ; Silva (2008), Fraga et al. (2008), Correa (2012), Copetti; Vieira ; Coronel (2012), Vieira ; Coronel (2013), Souza (2018), Souza; Raniro ; Rosa (2018).

Os países que fizeram tardiamente seu processo de industrialização como o Brasil são geralmente considerados com pouco controle sobre os preços que vendem nos mercados internacionais (FERREIRA & SANSÓ, 1999). Desta forma, as variações na taxa câmbio podem ter pouca relevância na determinação dos preços de exportação, pois o coeficiente de pass-through tende a ser nulo.

Seguindo esta temática, o problema de pesquisa é responder se existe diferença entre o grau de pass-through para os preços de exportação brasileiros do algodão no período total de 06/1999 a 12/2018, e nos subperíodos de 06/1999 a 06/2009 e 07/2009 a 12/2018?

A partir do desenvolvimento deste estudo, têm-se elementos para auxiliar na compreensão da magnitude com que as variações cambiais são transmitidas aos preços do algodão, bem como para entender mais sobre as estratégias de preço adotadas pelos exportadores brasileiros e de como a política econômica e cambial pode impactar sua competitividade. Além disso, o presente estudo diferencia-se dos demais realizados pela análise em subperíodos, e adiciona a literatura de competitividade pela escassez de estudos sobre o mercado do algodão e coeficiente de pass-through, sendo encontrado na literatura nacional e internacional somente o trabalho de Souza (2018).

Freitas, Fossati & Nicola (2005) realizaram uma pesquisa sobre a competitividade internacional do Brasil no comércio das commodities negociadas na BM&F e do algodão, no período de 1990 a 2003. Para tanto, utilizaram o Índice de Vantagem Comparativa Revelada (IVCR), Vantagem Relativa na Exportação (VRE) e Competitividade Revelada (CR). Como resultados, constatou-se que as exportações brasileiras de algodão foram competitivas nos anos de 1990, 1991, 2001, 2002 e 2003.

Já Bessa & Amin (2009) analisaram o comportamento das exportações do algodão em pluma brasileiro no comparativo com seus principais concorrentes (Estados Unidos, Austrália e a Índia) utilizando a metodologia Market Share Analysis, no período de 1989 e 2004. Como resultados, tem-se que o efeito dimensão foi negativo durante toda década de 1990, indicando que o Brasil teve dificuldades em colocar seu excedente de produção no comércio internacional, o que não ocorreu de 2001 a 2004, pois, neste período, o país reduziu suas importações e conseguiu exportar com maior facilidade para o mercado mundial; o efeito distribuição foi negativo de 1989 a 2004, demonstrando que o Brasil concentrou suas exportações em países que indicavam pouco crescimento nas importações mundiais deste produto; e o efeito competição foi positivo, indicando aumento da competitividade; desta forma, o Brasil conseguiu manter a sua posição competitiva no mercado internacional do algodão em pluma diante dos seus principais concorrentes de 2001 a 2004.

Ainda nesta perspectiva, Maia Neto (2013) analisou o mercado do algodão brasileiro entre 1990 a 2012 utilizando um conjunto de indicadores de concentração de mercado e competitividade, dentre eles Gini Locacional (GL), Quociente Locacional (QL), Coeficiente Gini-Hirschman (IC), Índice de Comércio Intrassetorial (IIS), Índice de Hirschman-Herfindahl (IHH), Índice de Gini, e IVCR. Como resultados, o Brasil apresentou competitividade nos anos de 2001 e entre os anos de 2003 a 2011.

Além disso, a competitividade das exportações brasileiras de algodão também foi analisada pelos autores Copetti e Coronel (2018, 2019). Por outro lado, percebe-se uma lacuna de estudos envolvendo competitividade do algodão brasileiro e o coeficiente de pass-through, para o que a presente pesquisa vem a contribuir.

Por fim, os resultados desta pesquisa poderão servir de subsídios para políticas de comércio exterior visando aumentar a competitividade e maior inserção do setor.

O presente trabalho está estruturado em quatro seções, além desta introdução. Na segunda seção, apresenta-se a participação do Brasil no mercado internacional do algodão; na terceira, são apresentados os estudos empíricos realizados sobre a transmissão de preços e o coeficiente de pass-through no mercado brasileiro; na quarta seção, os procedimentos metodológicos são esboçados; na seção seguinte, os resultados são analisados e discutidos; e por fim, na última seção, são apresentadas as principais conclusões do trabalho.

## 2 PARTICIPAÇÃO DO BRASIL NO MERCADO INTERNACIONAL DO ALGODÃO

Segundo o United States Department of Agriculture (USDA, 2019), o Brasil foi o quarto maior produtor e segundo maior exportador mundial de algodão, na safra 2018/2019, quando o país produziu 2,780 milhões de toneladas do produto, representando 10,71% da produção mundial, que foi de 25,945 milhões de toneladas. Do total produzido pelo mundo, cerca de 9 milhões de toneladas foram destinadas à exportação, sendo que o Brasil destinou 1,31 milhões de toneladas ao mercado externo, assumindo a segunda posição entre os maiores exportadores mundiais. A Tabela 1 ilustra as participações dos maiores produtores de algodão nas safras agrícolas 1999/2000 e 2018/2019.

**Tabela 1** - Participação dos maiores produtores mundiais de algodão entre as safras 1999/2000 e 2018/2019

País	1999/2000		2018/2019		Variação da participação (em p.p.)
	Produção (milhões de toneladas)	Participação (%)	Produção (milhões de toneladas)	Participação (%)	
China	3,837	20,02	6,050	23,32	3,30
Índia	2,655	13,86	5,777	22,27	8,41
Estados Unidos	3,699	19,30	4,004	15,43	-3,87
Brasil	0,701	3,66	2,780	10,71	7,05
Paquistão	1,913	9,98	1,657	6,39	-3,60
Turquia	0,792	4,13	0,807	3,11	-1,02
Uzbequistão	1,129	5,89	0,714	2,75	-3,14
Austrália	0,754	3,93	0,480	1,85	-2,09
México	0,146	0,76	0,378	1,46	0,70
Grécia	0,441	2,30	0,307	1,18	-1,11
Resto do Mundo					
Mundo	3,097	16,16	2,992	11,53	-4,63
Total	19,164	100,00	25,945	100,00	-

Nota: Ranking relacionado à safra de 2018/2019

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de USDA (2019)

Com base na Tabela 1, percebe-se que o incremento na produção de algodão no mundo, nas safras de 1999/2000 e 2018/2019, foi de 38,38%, passando de 19,164 para 25,945 milhões toneladas, sendo que o Brasil teve um aumento de 297% no total produzido e 7,05% na participação de mercado. O país que mais ganhou participação de mercado no período analisado foi a Índia (8,41%), passando de 13,86% para 22,27%, assumindo a segunda posição de maior produtor na safra 2018/2019, fato decorrente principalmente da introdução do algodão transgênico a partir de 2002, aumentando a produtividade de 30 a 60% (USDA, 2009).

A seguir, na Tabela 2, é avaliada a participação dos principais exportadores mundiais de algodão com base nos mesmos períodos.

**Tabela 2** - Participação dos maiores exportadores mundiais de algodão entre as safras 1999/2000 e 2018/2019

País	1999/2000		2018/2019		Variação da participação (em p.p.)
	Exportação (milhões de toneladas)	Participação (%)	Exportação (milhões de toneladas)	Participação (%)	
Estados Unidos	1,472	24,88	3,218	35,76	10,88
Brasil	0,003	0,04	1,311	14,57	14,52
Austrália	0,700	11,84	0,792	8,80	-3,04
Índia	0,015	0,26	0,763	8,48	8,22
Benim	0,142	2,40	0,305	3,39	0,99
Grécia	0,235	3,98	0,295	3,28	-0,70
Mali	0,196	3,32	0,294	3,27	-0,05
Burkina	0,113	1,92	0,205	2,28	0,36
Costa do Marfim	0,160	2,71	0,195	2,17	-0,54
Uzbequistão	0,916	15,48	0,131	1,45	-14,03
Resto do Mundo	1,962	33,17	1,478	16,42	-16,75
<b>Total</b>	<b>5,913</b>	<b>100,00</b>	<b>9,000</b>	<b>100,00</b>	<b>-</b>

Nota: Ranking relacionado à safra de 2018/2019

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de USDA (2019)



O comércio mundial de algodão é dominado em grande parte pelos Estados Unidos, que, na safra de 2018/2019, tiveram uma participação de 35,76% no total exportado, seguido por Brasil, Austrália e Índia, com, respectivamente, 14,57%, 8,80%, e 8,48%. Neste cenário, o maior ganho de participação foi o brasileiro, passando de 0,04% na safra de 1999/2000 a 14,57%, na safra de 2018/2019, fato ligado ao crescimento do mercado internacional, aos ganhos de lucratividade dos exportadores pela depreciação cambial, a elevação da produção (297%) e da produtividade, que passou de 0,93 ton/ha, na safra de 1999/2000, a 1,72 ton/ha, na safra de 2018/2019, decorrente do melhoramento genético e pela aplicação de técnicas adequadas no manejo da Cultura (ABRAPA, 2017 ; USDA, 2018). Em relação aos demais concorrentes no comércio internacional do algodão, perceberam-se, entre as safras 1999/2000 e 2018/2019, as seguintes alterações na participação de mercado: crescimento em Benin (0,99%) e Burquina (0,36%); e redução na Grécia (0,70%), Mali (0,05), Costa do Marfim (0,54) e Uzbequistão (14,03).

A média do total de algodão disponível brasileiro, entre as safras de 1999/2000 a 2018/2019, foi de 2,61 milhões de toneladas, e, destes, no período total, 20% foram destinados à exportação, 33%, ao consumo interno e 48% foram os estoques finais; no subperíodo 01 (06/1999-06/2009), 13% foram destinados à exportação, 43%, ao consumo interno e 44% foram os estoques finais; e no subperíodo 02 (07/2009-12/2018), 24% foram destinados à exportação, 26%, ao consumo interno e 51% foram os estoques finais (USDA, 2019). Percebe-se a alta participação dos estoques finais que está relacionada principalmente ao período da coleta de dados do departamento americano em julho do corrente ano, quando os estoques finais e iniciais estão no auge. Porém, as representatividades estão em consonância com dados da Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB, 2019), indicando a orientação ao mercado interno.

Além disso, a produção brasileira de algodão é distribuída pelas regiões do país, tomando como base a safra 2018/2019, da seguinte forma: 0,96% Norte, 23,35% Nordeste, 72,44% Centro-Oeste, 3,21% Sudeste e 0,04% Sul (CONAB, 2019). Com base neste levantamento, percebe-se a alta concentração do algodão produzido pelo país na região Centro-Oeste.

### 3 TRANSMISSÃO DE PREÇOS E COEFICIENTE DE PASS-THROUGH NO MERCADO BRASILEIRO

Ferreira e Sansó (1999) investigaram a relação da taxa de câmbio e os preços das exportações brasileiras de manufaturados, com dados trimestrais, no período de março de 1978 a abril de 1996, dividido em dois subperíodos, de março de 1978 a abril de 1985 e de janeiro de 1986 a abril de 1996. Para tanto, utilizaram-se de econometria de séries temporais baseadas na metodologia de Engle-

Granger, Shin e Johansen. Como resultados, no período de março de 1978 a abril de 1996, os autores encontraram um coeficiente de pass-through incompleto e verificaram que as variações da taxa de câmbio influenciam parcialmente os preços de exportação. Já no subperíodo de janeiro de 1986 a abril de 1996, o pass-through foi próximo a zero, indicando que as variações na taxa de câmbio possivelmente não exerceram influência sobre os preços das exportações brasileiras de manufaturados, sendo as mudanças nos preços de exportação explicadas basicamente pelo movimento nos preços internacionais. Os autores sugerem que este resultado está ligado à opção dos exportadores brasileiros por não alterarem seus preços em moeda estrangeira, devido à extrema instabilidade cambial que caracterizou este período. Para preservar sua participação nos mercados externos, os exportadores optaram por manter seus preços em moeda estrangeira invariáveis às mudanças na taxa de câmbio que são percebidas como transitórias.

Cruz Jr. & Silva (2004) estudaram o coeficiente de pass-through para a exportação trimestral dos produtos agropecuários brasileiros no período compreendido do 3º trimestre de 1994 ao 2º trimestre 2003. Foram utilizadas as seguintes séries para a estimação do modelo: o índice de preços de exportação para produtos agropecuários do Brasil, o índice de preços de atacado para lavouras de exportação (IPA-OG) como proxy para o custo de produção, a taxa de câmbio nominal (real/dólar) fim do período, e, para o preço internacional, foi utilizada série de preços de importação de commodities dos Estados Unidos. Os autores utilizaram-se de econometria de séries temporais e do modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC. Como resultado, os autores estimaram um coeficiente de pass-through de -0,53, representando que as variações da taxa de câmbio afetam parcialmente o preço de exportação dos produtos agropecuários brasileiros.

Tejada e Silva (2008) analisaram a relação entre as variações da taxa de câmbio e os preços das exportações dos principais produtos exportados pelo Brasil, com dados trimestrais, de janeiro de 1980 a janeiro de 2004. Os setores pesquisados e as respectivas participações no ano de 2004 foram Peças e Outros Veículos (10,29%), Siderurgia (7,11%), Extrativa Mineral (8,41%), Máquinas e Tratores - MAQ (5,33%), Veículos Automotores (5,05%), Óleos Vegetais (4,96%), Refino de Petróleo (4,55%), Madeira e Mobiliário (4,14%), Beneficiamento de Produtos Vegetais (3,22%), Metalurgia de Não Ferrosos (3,16%), Celulose Papel e Gráfica (3,06%), Material Elétrico (2,34%), Elementos Químicos (2,15%), e Equipamentos Eletrônicos (2,10%). Para estimar o coeficiente de pass-through, os autores utilizaram o filtro de Kalman, gerando um coeficiente variável ao longo do tempo. Como resultados, os setores analisados apresentaram um coeficiente de pass-through oscilando entre zero e -1 (menos um),

indicando pass-through incompleto, ou seja, a variação da taxa de câmbio afeta parcialmente os preços de exportação.

Fraga et al. (2008) investigaram o repasse da variação da taxa de câmbio para os preços mensais de exportação da soja em grão do Brasil no período de julho de 1994 a dezembro de 2004. Para tanto, os autores utilizaram testes de raiz unitária (ADF), de co-integração de Johansen e o Modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC). Os resultados indicaram um coeficiente de pass-through no valor de -0,34, representando um pass-through incompleto, ou seja, que as variações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, afetando apenas o mark-up do exportador.

Correa (2012) analisou o impacto das variações cambiais sobre as exportações de 26 setores da economia brasileira, no período de 1995 a 2005. Os setores pesquisados foram extrativa mineral, extração de petróleo e gás, minerais não metálicos, siderurgia, metalurgia dos não ferrosos, outros produtos metalúrgicos, fabricação de máquinas e tratores, material elétrico, equipamentos eletrônicos, automóveis, outros veículos e peças, madeira e mobiliário, papel e gráfica, indústria da borracha, elementos químicos não petroquímicos, refino de petróleo e petroquímica, fabricação de produtos químicos diversos, indústria têxtil, fabricação de artigos de couro e calçados, indústria do café, beneficiamento de produtos vegetais, abate de animais, indústria do açúcar, fabricação de gorduras e óleos vegetais, outros produtos alimentares e bebidas, e indústrias diversas. As variáveis utilizadas no modelo econométrico foram o preço das exportações brasileiras de 26 setores classificados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE, a taxa de câmbio nominal, o custo doméstico utilizando uma metodologia para custo setorial, o preço das exportações concorrentes internacionais correspondendo ao índice de preços das importações norte-americanas e o grau de utilização da capacidade instalada calculada pela Fundação Getúlio Vargas – FGV. Como resultados, o autores concluíram coeficientes de pass-through incompletos para os diversos setores pesquisados.

Copetti, Vieira & Coronel (2012) realizaram pesquisa sobre a transmissão da variação da taxa de câmbio aos preços de exportação do grão de soja no Brasil e na Argentina, no período de 03/1999 a 02/2011. Para tanto, utilizam-se de econometria de séries temporais e do modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC. Os resultados revelaram um coeficiente de pass-through incompleto para o Brasil (-0,11) e nulo para Argentina. No mercado brasileiro, a estimativa do coeficiente indicou que a variação da taxa de câmbio exerce influência parcial sobre os preços médios de exportação do grão de soja, ou seja, a variação de 1% na taxa de câmbio é repassada 0,11% no mesmo sentido para o preço médio de

exportação do grão de soja no Brasil. Já para o mercado argentino, as variações da taxa de câmbio não exercem influência sobre os preços médios de exportação do grão de soja.

Outro estudo desenvolvido pelos autores Copetti, Vieira & Coronel (2013) analisou o relacionamento da taxa de câmbio (real/ euro - R\$/€) e os preços de exportação do grão de soja entre Estados Unidos, Brasil e Argentina (em euro/ toneladas - €/ toneladas), no período de janeiro de 2003 a janeiro de 2012. Para tanto, os autores usaram testes de estacionariedade das séries (ADF e KPSS), o teste de cointegração de Johansen e o modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC. Como resultados, foram identificados um coeficiente de pass-through incompleto para os Estados Unidos e coeficientes nulos para o Brasil e Argentina. No mercado norte-americano, o coeficiente de -0,65 indicou influência parcial da variação na taxa de câmbio (dólar/ euro - US\$/€) sobre o preço de exportação do grão de soja (€/ toneladas), e uma variação de 0,65% no mesmo sentido do preço de exportação do grão de soja produzida pela variação de 1% na taxa de câmbio. Já nos mercados brasileiros e argentinos, a variação da taxa de câmbio não exerce influência sobre os preços de exportação do grão de soja.

Souza (2018) buscou avaliar a influência das variações cambiais no desempenho exportador do milho e do algodão considerando dados mensais de janeiro de 2002 a dezembro de 2016. Para estimar o pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportação do milho e do algodão, o autor empregou o Modelo Vetorial de Correção de Erros. Os resultados mostraram que o pass-through da taxa de câmbio para o preço de exportação do milho foi incompleto no valor de 0,419, implicando que as variações cambiais afetaram a competitividade do exportador dessa cultura, e também, no mesmo modelo, apresentou um coeficiente inelástico para o preço internacional do milho no valor de -0,507. No caso do algodão, o pass-through para o preço de exportação do algodão foi nulo, indicando que as variações cambiais agiram impactando apenas o mark-up do exportador dessa commodity, custo de produção nulo e coeficiente inelástico (-0,847) na transmissão dos preços internacionais do algodão ao mercado doméstico.

Souza, Raniero e Rosa (2018) avaliaram o pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportações, em dólares e em reais, do açúcar brasileiro de janeiro de 2012 a dezembro de 2016. Os autores utilizaram as ferramentas econométricas de séries temporais multivariadas, com destaque para o Modelo Vetorial de Correção de Erro. Os resultados apontaram um pass-through incompleto da taxa de câmbio para os preços de exportações do açúcar, em dólares e em reais, tendo baixo coeficiente (-0,03) de pass-through cambial para o preço em dólares e alto coeficiente (0,97) para o preço em reais.

No Quadro 1, faz-se uma síntese dos estudos acerca dos estudos sobre transmissão de preços e coeficiente de pass-through nas exportações brasileiras.

<b>Autores</b>	<b>País / países</b>	<b>Período</b>	<b>Produtos</b>	<b>Metodologia/ objetivo do estudo</b>	<b>Resultados</b>
Ferreira e Sansó (1999)	Brasil	03/1978-04/1996	produtos manufaturados	Metodologia de Engle-Granger, Shin e Johansen/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto
Cruz Jr. & Silva (2004)	Brasil	3° trim./ 1994-2° trim./ 2003	produtos agropecuários	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (-0,53)
Tejada e Silva (2008)	Brasil	01/1980-01/2004	exportações setoriais	filtro de Kalman/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (entre -1 e zero)
Fraga <i>et al.</i> (2008)	Brasil	07/1994-12/2004	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (-0,34)
Correa (2012)	Brasil	1995-2005	exportações setoriais	Econometria de series temporais/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompletos para os setores pesquisados
Copetti, Vieira & Coronel (2012)	Brasil e Argentina	03/1999-02/2011	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (-0,11)
Copetti, Vieira & Coronel (2013)	Estados Unidos, Brasil e Argentina	01/2003-01/2012	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> nulo

Souza (2018)	Brasil	01/2002-12/2016	milho e algodão	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ Modelo Estrutural Vetorial de Correção de Erro/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto para o milho (0,419) / <i>pass-through</i> nulo para o algodão, custo de produção nulo e preço internacional inelástico (-0,847)
Souza, Raniero e Rosa (2018)	Brasil	01/2012-12/2016	açúcar	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	baixo coeficiente (-0,03) de <i>pass-through</i> cambial para os preços em dólares e alto coeficiente (0,97) para o preço em reais

**Quadro 1** - Síntese dos estudos empíricos

Fonte: Organização dos autores

Nesta subseção, foram reunidos estudos realizados sobre transmissão de preços e coeficiente de *pass-through* nas exportações brasileiras a fim de analisar a relação entre a taxa de câmbio e os preços de exportação do Brasil, bem como a transmissão de preços internacionais aos preços domésticos e de exportação brasileiros do algodão.

Os estudos supracitados revelaram que o Brasil apresentou um coeficiente de *pass-through* incompleto nas exportações (entre zero e -1 ou entre zero e 1) e nulo e que a transmissão de preços internacionais do algodão aos preços domésticos se comportaram de forma inelástica, ou seja, os preços internacionais são transmitidos parcialmente aos preços domésticos. A presente pesquisa difere dos estudos citados pelo comparativo do coeficiente de *pass-through* nas exportações do algodão na análise em subperíodos.

## 4 METODOLOGIA

### 4.1 MODELO ANALÍTICO

O modelo econométrico *pass-through*, de acordo com Menon (1995), usado em sua forma mais simples, parte de um modelo de mark-up que pode ser representado da seguinte forma:

$$P^*X = (1 + \lambda)(CP/E) \quad (1)$$

em que  $P^*X$  preço de exportação em moeda estrangeira;  $(CP/E)$  é custo de produção, medido em moeda estrangeira;  $E$  é a taxa de câmbio nominal; e  $\lambda$  é *mark-up*.

Partindo-se do pressuposto de que o *mark-up* pode variar de acordo com a pressão competitiva no mercado mundial, tem-se que:

$$(1 + \lambda) = \left[ \frac{PW}{CP/E} \right]^\alpha \quad (2)$$

Com:  $[PW/(CP/E)]$  correspondendo à diferença entre o preço das exportações mundiais e o custo de produção do exportador medido em moeda estrangeira.

Substituindo a Equação (2) em (1) e aplicando-se o logaritmo neperiano no resultado dessa substituição, chega-se à seguinte equação de preço de exportação em moeda estrangeira:

$$\ln P^*X = (1 + \alpha)\ln(CP/E) + \alpha \ln PW \quad (3)$$

Considerando-se a versão não restrita da Equação (3), na qual não se exige que a soma dos coeficientes relativos a  $\ln(CP/E)$  e  $\ln(PW)$  seja igual a 1 e na qual se admite que os coeficientes relativos a  $\ln(CP)$  e  $\ln(E)$  difiram em sinal e magnitude, conforme Menon (1995), tem-se:

$$\ln P^*X = \phi_0 + \phi_1 \ln CP + \phi_2 \ln E + \phi_3 \ln PW \quad (4)$$

em que o coeficiente de *pass-through* é representado por  $\phi_2$ .

A análise do resultado deste coeficiente pode ser expressa da seguinte forma:

1.  $\phi_2 = 0$ ; significa que a taxa de câmbio não exerce influência sobre o preço em moeda estrangeira dos bens exportados;
2.  $\phi_2 = -1$  ou  $1$ ; significa que a mudança na taxa de câmbio afeta integralmente o preço em moeda estrangeira dos bens exportados; e
3.  $-1 < \phi_2 < 0$  ou  $\phi_2 < 1$ ; significa que a mudança na taxa de câmbio afeta parcialmente o preço em moeda estrangeira dos bens exportados.

## 4.2 PROCEDIMENTOS ECONOMÉTRICOS

### 4.2.1 TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

Para determinar a ordem de integração das séries de interesse, este trabalho utilizou os testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (DICKEY; FULLER, 1979, 1981) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS, 1992). Esses testes permitem verificar a existência ou não de raízes unitárias nas séries temporais, ou seja, se as variáveis são ou não estacionárias <sup>2</sup>.

O teste ADF consiste na estimação da seguinte equação por Mínimos Quadrados Ordinários e pode ser expresso, conforme Enders (1995), da seguinte forma:

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

$$\text{com: } \gamma = -\left(1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i\right) \text{ e } \beta_i = \sum_{j=i}^p \alpha_j ,$$

em que  $\alpha_0$  é o intercepto;  $\gamma$  descreve o comportamento da série temporal;  $y$  representa a variável dependente;  $\Delta$  é a representação do operador de diferença e  $\varepsilon_t$  denota o erro que se assume ser idêntica e independentemente distribuída. A fim de determinar o número de defasagens utilizadas no teste para eliminar a autocorrelação residual, utilizou-se o menor valor do critério de Schwarz (SBC). O parâmetro de interesse nas regressões (sem intercepto e sem tendência; com intercepto; com intercepto e tendência) é  $\gamma$ , sendo que, se  $\gamma = 0$ , a série contém uma raiz unitária. Nesse teste, compara-se o resultado da estatística  $\tau$  com os valores apropriados reportados por Dickey-Fuller para determinar se aceita ou se rejeita a hipótese nula  $\gamma = 0$ . A hipótese nula será rejeitada se o valor calculado da estatística  $\tau$  for maior do que o valor crítico de Dickey-Fuller, indicando que a série é estacionária; caso contrário, a série é não estacionária.

O KPSS é um teste alternativo ao ADF, sendo definido pelo procedimento de um teste de não estacionariedade contra a hipótese nula de estacionariedade, conforme Greene (2008). Formalmente é expresso pela seguinte expressão:

$$y_t = \alpha + \beta t + \gamma \sum_{i=1}^t z_i + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$y_t = \alpha + \beta_t + \gamma Z_t + \varepsilon_t$$

tendo as seguintes hipóteses:



$H_0: \gamma = 0$ , série é estacionária

$H_a: \gamma \neq 0$ , série é não estacionária

## 4.2.2 ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO

Mesmo que variáveis individuais não sejam estacionárias, mas exista pelo menos uma combinação linear estacionária entre elas, então se pode afirmar que essas variáveis são cointegradas (GREENE, 2008), ou seja, é possível verificar uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas, que pode ser estimada e analisada<sup>3</sup>. Dessa forma, para identificar o possível relacionamento de longo prazo entre as séries, utilizou-se o teste de cointegração elaborado por Johansen (1988).

O procedimento de Johansen (1988) considera que todas as variáveis são endógenas e sua utilização não é limitada pela existência de endogeneidade do regressor (relação causal no sentido da variável dependente para a variável explicativa). Esse procedimento utiliza Máxima Verossimilhança para estimar os vetores de cointegração e permite testar e estimar a presença de vários vetores e não só de um único vetor de cointegração.

De acordo com Harris (1995), definido um vetor  $z_t$  de  $n$  variáveis potencialmente endógenas, é possível especificar o seguinte processo gerador, e modelar  $z_t$  como um Vetor Auto-regressivo (VAR) irrestrito com  $k$  defasagens de  $z_t$ :

$$z_t = A_1 z_{t-1} + \dots + A_k z_{t-k} + u_t \quad (7)$$

em que:  $z_t$  é um vetor ( $n \times 1$ ),  $A_i$  é uma matriz de parâmetros ( $n \times n$ ) e  $u_t \sim IID(\mu, \sigma^2)$ .

Ainda conforme Harris (1995), a Equação (7) pode ser reparametrizada em termos de um modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) esboçado como:

$$\Delta z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta z_{t-k+1} + \Pi z_{t-k} + \varepsilon_t \quad (8)$$

em que  $\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i)$ , ( $i = 1, \dots, k-1$ ) e  $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$ . Da forma como especificado, o sistema contém informações de curto e longo prazo a mudanças de  $z_t$ , via estimativas de  $\hat{\Gamma}_i$  e  $\hat{\Pi}$ , respectivamente, onde  $\Pi = \alpha\beta'$ , com  $\alpha$  representando a velocidade de ajustamento ao desequilíbrio e  $\beta$  a matriz de coeficientes de longo prazo.

A importância do modelo de correção de erro reside no fato de permitir a ligação entre aspectos relacionados à dinâmica de curto prazo com os de longo prazo (HAMILTON, 1994). Dessa forma, os mecanismos de correção de erro pretendem fornecer um caminho para combinar as vantagens de se

modelar tanto em nível quanto nas diferenças. Nesse modelo, não apenas a dinâmica do processo de ajustamento de curto prazo como também a do processo de longo prazo são modeladas simultaneamente.

O número de vetores de cointegração depende do posto ou rank ( $r$ ) da matriz  $\Pi$ . Em termos de vetores de cointegração, têm-se três possibilidades, conforme Enders (1995): se o posto de  $\Pi$  é completo, então as variáveis  $Y_t$  são  $I(0)$ , ou seja, significa que qualquer combinação linear entre as variáveis é estacionária e o ajuste do modelo deve ser efetuado com as variáveis em nível; se o posto de  $\Pi$  é zero, então não há relacionamento de cointegração e o modelo deve ser ajustado com as variáveis em diferença e, quando  $\Pi$  tem posto reduzido, há  $r$  vetores de cointegração.

Para Enders (1995), o rank de uma matriz é igual ao número de raízes características estritamente diferentes de zero, que pode ser identificado por meio de dois testes estatísticos. O primeiro deles é o teste do traço, que testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração distintos é menor ou igual a  $r$  contra a hipótese alternativa de que o número desses vetores é maior do que  $r$ , que pode ser definido por:

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i') \quad (9)$$

em que  $\lambda_i'$  = valores estimados das raízes características obtidos da matriz  $\Pi$ ;  $T$  = número de observações.

O segundo teste é o do máximo autovalor, que testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração é  $r$  contra a hipótese alternativa de existência de  $r+1$  vetores de cointegração, podendo ser expresso da seguinte forma:

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}') \quad (10)$$

Verificada a cointegração entre as séries analisadas, estima-se o modelo VEC, conforme definido na Expressão (8).

## 4.2.3 TESTES DE AUTOCORRELAÇÃO

### 4.2.3.1 TESTE DE PORTMANTEAU

O teste de Portmanteau calcula as estatísticas *Box-Pierce* / *Ljung-Box* multivariadas para correlação serial residual até a defasagem especificada.

Box-Pierce (1970) desenvolveu uma estatística  $Q$  baseada na soma dos quadrados das autocorrelações. A estatística de  $Q = T * \sum_{k=1}^q \rho_k^2$  Box-Pierce, é comparada à distribuição qui-quadrado

com “q” graus de liberdade. Caso o resíduo seja um ruído branco, a estatística Q definida segue uma distribuição qui-quadrado com “q” graus de liberdade.

Ljung-Box (1978), também conhecido como teste de Box-Pierce modificado, é utilizado para verificar se há falha de ajuste em um modelo temporal. O teste examina as “n” primeiras autocorrelações dos resíduos e, caso estas sejam pequenas, há indício de que não há falha no ajuste. A hipótese nula desse teste considera que as autocorrelações até o lag “n” é igual a zero e a estatística do teste é definida pela Equação (11):

$$Q^* = T * (T - 2) \sum_k^n \frac{\hat{\rho}_k^2}{T - k} \quad (11)$$

onde  $\hat{\rho}_k$  a autocorrelação estimada dos resíduos na defasagem “k” e “n” o número de lags testado. O teste irá rejeitar a hipótese nula caso, sendo uma distribuição qui-quadrado com “q” graus de liberdade e nível de significância  $\alpha$ .

#### 4.2.3.2 TESTE LM

O teste de Breusch (1978) - Godfrey (1978), também conhecido como teste LM (*Lagrange Multiplier*) para autocorrelação, testa a hipótese nula de ausência de autocorrelação até a defasagem  $p$ . Após definir o modelo e estimar seus coeficientes, o teste consiste em efetuar uma regressão do resíduo contra o próprio resíduo defasado no tempo e as variáveis explicativas, de acordo com a Equação (12):

$$\hat{u}_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \hat{\rho}_1 \hat{u}_{t-1} + \hat{\rho}_2 \hat{u}_{t-2} + \dots + \hat{\rho}_p \hat{u}_{t-p} + v_t \quad (12)$$

$$\hat{u}_{t-1}, \hat{u}_{t-2}, \dots, \hat{u}_{t-p}$$

onde os últimos termos são os resíduos estimados pela equação do modelo adotado.

#### 4.2.4 FONTE DOS DADOS

Os dados para estimação do modelo apresentado na Equação (4) foram coletados nos seguintes sites: no Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – CEPEA (2019) para a variável preço de exportação do algodão (indicador do algodão CEPEA/ESALQ - à vista, em cents de dólar por libra-peso - US\$/ lb); no Instituto de Economia Aplicada – IPEA (2019), para as variáveis custo de produção, utilizado como proxy o Índice de Preços ao Atacado – Disponibilidade Interna – IPA- DI, e a taxa de câmbio nominal (em real/ dólar - R\$/US\$); e na Intercontinental Exchange – ICE (2019), para a variável preço internacional do algodão (contrato futuro do algodão, primeiro vencimento, em cents de dólar

por libra-peso - US\$/ lb). O período analisado foi o de junho/1999 a dezembro/2018, com cotações mensais, totalizando 235 observações. As séries também foram separadas em 2 (dois) subperíodos: 01 - de junho de 1999 a junho de 2009; e 02 - de julho de 2009 a dezembro de 2018.

Na Tabela 3, encontra-se um resumo das variáveis estimadas no modelo.

**Tabela 3** -Variáveis estimadas no modelo e as respectivas siglas

Variável	Sigla
Log preço de exportação do algodão/ período total	LBRA_A
Log preço de exportação do algodão / subperíodo 01	LBRA_A01
Log preço de exportação do algodão / subperíodo 02	LBRA_A02
Log custo de produção no Brasil/ período total	LBRA_CP
Log custo de produção no Brasil/ subperíodo 01	LBRA_CP01
Log custo de produção no Brasil/ subperíodo 02	LBRA_CP02
Log taxa de câmbio Real/ Dólar / período total	LTX_D
Log taxa de câmbio Real/ Dólar / subperíodo 01	LTX_D01
Log taxa de câmbio Real/ Dólar / subperíodo 02	LTX_D02
Log preço internacional do algodão / Bolsa Nova York/ período total	LINT_ANY
Log preço internacional do algodão / Bolsa Nova York / subperíodo 01	LINT_ANY01
Log preço internacional do algodão / Bolsa Nova York / subperíodo 02	LINT_ANY02

Fonte: Organização dos autores

Além disso, o período de análise teve seu início em junho de 1999 em função da série de preços internacionais do algodão, correspondendo ao período inicial de disponibilidade da série na ICE (2019). Já a data final está relacionada ao período de coleta dos dados e estimação dos modelos.

Ainda, as séries preços de exportação e preços internacionais foram dessazonalizadas pelo método Exponential Smoothing - ES do software Eviews 11.

Na seção seguinte, será apresentada a análise e discussão dos resultados dos modelos para o algodão estimados no período total e subperíodos.

## 5 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Como forma de indicar a ordem de integração das séries de análise, foram aplicados dois testes de estacionariedade: ADF – Dickey- Fuller Aumentado; e KPSS - Kwiatkowski, Philips, Schmidt e Shin. Os resultados estão expostos nas Tabelas 4 e 5.

Tabela 4- Testes de raiz unitária em nível aplicados nas séries mensais de preços de exportação do algodão (em US\$/ lb), custo de produção, taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) e preços internacionais do algodão (US\$/ lb) no período de junho de 1999 a dezembro de 2018.

Séries	Modelo	Teste ADF		Modelo	Teste KPSS	
		Estatística de teste			Estatística de teste	
LBRA_A	constant e	-2.546945	ns	constante	1.097986	***
LBRA_A01	constant e	-2.448793	ns	constante	0.586200	**
LBRA_A02	constant e	-3.151004	**	constante	0.321908	*
LBRA_CP	constant e	-2.326150	ns	constante	1.953265	***
LBRA_CP01	constant e	-1.878691	ns	constante	1.237602	***
LBRA_CP02	constant e	-1.212090	ns	constante	1.229072	***
LTX_D	constant e	-1.310487	ns	constante	0.462303	*
LTX_D01	constant e	-1.785185	ns	constante	0.301445	ns
LTX_D02	constant e	-0.431792	ns	constante	1.137738	***
LINT_ANY	constant e	-2.859001	*	constante	0.912846	***
LINT_ANY01	constant e	-2.488822	ns	constante	0.159275	ns
LINT_ANY02	constant e	-2.522651	ns	constante	0.352932	***

Nota 1: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%; \* significativo a 10%; ns não significativo

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Pela análise da Tabela 4, observa-se que somente a série do preço de exportação do algodão no segundo período (LBRA\_A02) foi estacionária em nível pelo teste ADF. Já as séries do preço de exportação do algodão no segundo período (LBRA\_A02), taxa de câmbio no período total (LTX\_D), no primeiro período (LTX\_D01) e no segundo período (LTX\_D02), e o preço internacional do algodão no primeiro período (LTX\_ANY01) foram estacionárias em nível para o teste KPSS, com 5% de significância. Por outro lado, os resultados da Tabela 5 indicam concordância em ambos os testes, pois, efetuada a primeira diferença, as séries foram estacionárias, com 5% de significância.

Tabela 5- Testes de raiz unitária em primeira diferença aplicados nas séries mensais de preços de exportação do algodão (em US\$/ lb), custo de produção, taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) e preços internacionais do algodão (US\$/ lb) no período de junho de 1999 a dezembro de 2018.

Nota 1: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%; \* significativo a 10%; ns não significativo

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Efetuosos os testes de estacionariedade das séries e identificada a ordem de integração, a próxima etapa consistiu em analisar individualmente a dinâmica do repasse cambial nos preços de exportação do algodão no período total e nos dois subperíodos.

## 5.1 ALGODÃO – PERÍODO TOTAL – DE JUN/1999 A DEZ/2018

Na Figura 1, é possível identificar a evolução do preço de exportação do algodão (em US\$/ lb) e a taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) de junho de 1999 até dezembro de 2018.

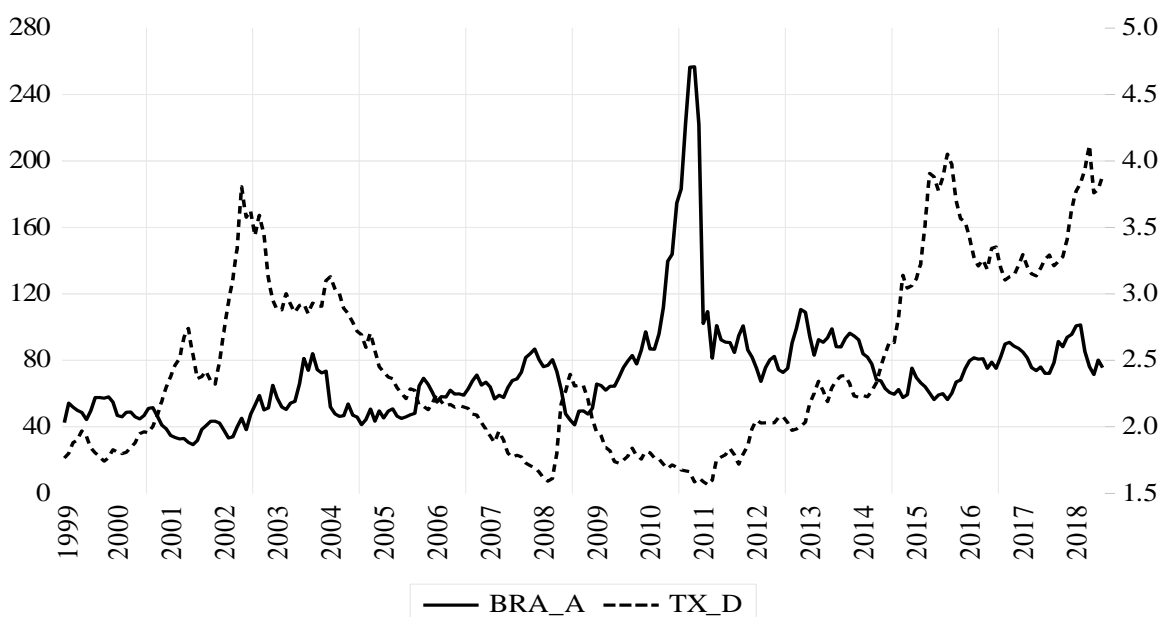


Figura 1- Relação entre preço de exportação do algodão (em US\$/ lb) e a taxa de câmbio nominal (R\$/US\$), no período de junho de 1999 a dezembro de 2018.

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de CEPEA (2019) e IPEA (2019).

A partir da Figura 1, identificou-se que as séries apresentam uma tendência estocástica, ou seja, um padrão aleatório ao longo do tempo. Contudo, é possível que os dados apresentem um relacionamento de longo prazo a ser confirmado pelo teste de cointegração.

Para realização do teste de cointegração, é necessário verificar o número de defasagens para inserir do modelo (Tabela 6).

**Tabela 6** - Critério de defasagem do VAR auxiliar para o algodão – período total

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
			7.12e-			
0	61.90794	NA	06	-0.501367	-0.441759	-0.477325
			1.20e-			
1	1612.841	3034.726	11	-13.79083	-13.49279	-13.67062
			3.86e-		-	-
2	1760.341	283.5067	12	-14.92936	14.39288*	14.71298*
			<b>3.83e-</b>	-		
<b>3</b>	1777.253	<b>31.92133*</b>	<b>12*</b>	<b>14.93726*</b>	-14.16234	-14.62471
			4.02e-			
4	1787.717	19.38659	12	-14.88932	-13.87597	-14.48060

Nota 1: valor da verossimilhança (LogL); p-valor do teste de razão de verossimilhança (LR); Erro de Predição Final (FPE); Critério de Informação de Akaike (AIC); Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (BIC); e o Critério de Informação de Hannan & Quinn (HQC).

Nota 2: \*indica a defasagem ótima (n) definida pelo critério.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Com base nos dados da Tabela 6, foi possível indicar que o número de defasagens é de 3 (três) a serem incluídas no VAR, visto que, dos cinco critérios considerados, três indicaram o mesmo número de defasagens do VAR auxiliar.

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração, bem como a hipótese alternativa de que há pelo menos um vetor de cointegração,

devem ser rejeitadas ao nível de 5% para a estatística do traço e para a estatística do máximo autovalor (de acordo com os dados da Tabela 7). Além disso, o modelo da equação de cointegração que mais se ajustou ao teste foi o modelo 1 do sumário do teste, com as variáveis em nível sem tendência determinística e as equações de cointegração sem interceptos.

**Tabela 7** – Teste de cointegração de Johansen para o algodão – período total

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
<b>R=0</b>	<b>54.27238***</b>	<b>0.0011</b>	<b>28.03237**</b>	<b>0.0142</b>
R≤1	<b>26.24001**</b>	<b>0.0279</b>	<b>18.76753**</b>	<b>0.0356</b>
R≤2	7.472480	0.2805	5.176427	0.4528
R≤3	2.296052	0.1531	2.296052	0.1531

Nota: \*\* significativo a 5% e \*\*\* significativo a 1%.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

De acordo com a Tabela 8, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), todos os coeficientes estimados foram significativos ao nível de 1%.

**Tabela 8**- Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o algodão – período total

LBRA_A (-1)	LBRA_CP (-1)	LTX_D (-1)	LINT_ANY (-1)
1,0000	-0.254583***	0.239398**	-0.686381***
	(0.06487)	(0.09300)	(0.08252)
	[-3.92475]	[ 2.57420]	[-8.31781]

Nota 1: LBRA\_A = logaritmo neperiano do preço de exportação do algodão – período total (US\$/ lb); LBRA\_CP = logaritmo neperiano do custo de produção – período total; LTX\_D = logaritmo neperiano da taxa de câmbio – período total (R\$/ US\$); LINT\_ANY = logaritmo neperiano do preço internacional do algodão – período total (US\$/ lb). Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t. Nota 3: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%, ns não significativo.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Na Equação (13), é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamentode longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

$$LBRA_A_t = + 0,25 LBRA_CP_t - 0,24 LTX_D_t + 0,69 LINT_ANY_t \quad (13)$$



De acordo com a Equação (13), verifica-se que o coeficiente de pass-through foi incompleto, indicando que a variação da taxa de câmbio (R\$/ US\$) influencia parcialmente o preço de exportação do algodão brasileiro, ou seja, o aumento de 10% na taxa de câmbio ocasiona uma diminuição de 2,4% no preço de exportação do algodão.

O estudo de Souza (2018) esboçado na literatura revisada encontrou um pass-through nulo para o algodão, porém seu período de análise foi distinto do da presente pesquisa. Demais estudos revisados sobre o repasse das variações da taxa de câmbio aos preços de exportação brasileiros corroboraram o resultado de um pass-through incompleto (FERREIRA ; SANSÓ, 1999 ; CRUZ JR. ; SILVA, 2004, TEJADA ; SILVA, 2008, FRAGA ET AL.; 2008 , CORREA, 2012; COPETTI; VIEIRA E CORONEL, 2012 ; SOUZA; RANIRO; ROSA, 2018).

O resultado da presente pesquisa sugere que as depreciações cambiais produziram pouco efeito na redução do preço de exportação do algodão em dólares e na competitividade do exportador brasileiro no comércio internacional. Para Cruz Jr. & Silva (2004), o pass-through incompleto representa que, as variações na taxa de câmbio produzam efeitos na moeda doméstica e na lucratividade, desta forma, nos períodos de desvalorização cambial, o exportador eleva sua margem de lucro e, na valorização cambial, o exportador é forçado a comprimir sua lucratividade. Já para Fraga et al. (2008), as políticas econômicas e cambiais que visam fomentar a competitividade do exportador via desvalorização da taxa de câmbio podem não ser o melhor instrumento para elevar suas exportações quando o grau de pass-through for incompleto.

Além disso, os exportadores possivelmente adotaram uma estratégia de precificação no meio termo entre a PCP e LCP, ou seja, parte do preço de exportação foi fixado em reais e parte em dólar. Para Knetter (1993), a estratégia PCP indica a determinação de preços pelo exportador em relação ao mercado de destino, sendo o pass-through completo, e a LCP, o mercado de destino determina o preço, sendo o pass-through nulo.

Ainda, de acordo com a Equação (13), constata-se que o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona um aumento de 0,25% no preço de exportação do algodão.

Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
	0.7747					
1	57	---	0.778125	---	18.64652	0.2874
	2.2098					
2	26	---	2.225728	---	18.07725	0.3194
	9.3710					
3	94	---	9.481223	---	21.23453	0.1697
	17.228	0.94		0.93		
4	18	39	17.47676	86	12.46648	0.7113
	36.688	0.77		0.74		
5	50	49	37.36762	98	23.40424	0.1033
	52.502	0.74		0.70		
6	42	33	53.60325	70	17.82585	0.3342
	77.150	0.44		0.38		
7	86	16	79.02195	37	26.04471	0.0534
	102.58	0.21		0.16		
8	78	15	105.3714	10	26.21614	0.0511
	124.97	0.12		0.08		
9	55	62	128.6667	53	25.77564	0.0573
	137.61	0.19		0.12		
10	60	03	141.8792	99	13.68937	0.6218
	157.53	0.14		0.09		
11	69	76	162.7962	11	21.01398	0.1780
	167.08	0.25		0.16		
12	85	75	172.8711	85	9.116716	0.9085

Também foi possível inferir, com base na Equação (13), que o aumento de 1% no preço internacional do algodão determina um aumento de 0,69% no preço de exportação do algodão. O resultado encontrado na presente pesquisa sugere um coeficiente inelástico na transmissão de preços e invalida a Lei do Preço Único, que, de acordo com Mundlack e Larson (1992), diz que bens idênticos, em regiões

distintas, em livre concorrência de mercado, devem ser vendidos pelo mesmo preço. O estudo de Souza (2018), revisado na literatura, também corroborou com o resultado de um coeficiente inelástico na transmissão do preço internacional do algodão ao mercado brasileiro, com o coeficiente de -0,847, porém seu período de análise foi distinto do usado no presente estudo.

Com a finalidade de diagnóstico do modelo, foram estimados dois testes de correlação serial para os resíduos, cujos resultados encontram-se na Tabela 9.

Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
	0.7747					
1	57	---	0.778125	---	18.64652	0.2874
	2.2098					
2	26	---	2.225728	---	18.07725	0.3194
	9.3710					
3	94	---	9.481223	---	21.23453	0.1697
	17.228	0.94		0.93		
4	18	39	17.47676	86	12.46648	0.7113
	36.688	0.77		0.74		
5	50	49	37.36762	98	23.40424	0.1033
	52.502	0.74		0.70		
6	42	33	53.60325	70	17.82585	0.3342
	77.150	0.44		0.38		
7	86	16	79.02195	37	26.04471	0.0534
	102.58	0.21		0.16		
8	78	15	105.3714	10	26.21614	0.0511
	124.97	0.12		0.08		
9	55	62	128.6667	53	25.77564	0.0573
	137.61	0.19		0.12		
10	60	03	141.8792	99	13.68937	0.6218
	157.53	0.14		0.09		
11	69	76	162.7962	11	21.01398	0.1780
	167.08	0.25		0.16		
12	85	75	172.8711	85	9.116716	0.9085

**Tabela 9-** Testes de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o algodão – período total

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 9, até doze defasagens o teste indica a rejeição da hipótese nula de que a correlação serial é diferente de zero, com 5% de significância. Desta forma, os resultados de diagnóstico do modelo estimado são válidos e apresentam um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

Nas próximas subseções, serão apresentadas as análises em subperíodos como forma de testar a estabilidade do relacionamento da taxa de câmbio e os preços de exportação do algodão.

## 4.2 ANÁLISE DO SUBPERÍODO 01 – DE JUN/1999 A JUN/2009

Para realização do teste de cointegração, é necessário verificar o número de defasagens para inserir do modelo (Tabela 10).

**Tabela 10** - Critério de defasagem do VAR auxiliar para o algodão – subperíodo 01

Defasage						
m	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
					-	-
	102.047		2.20e-		1.58159	1.63769
0	7	NA	06	-1.676029	6	1
					-	-
	793.486	1323.78	2.13e-		12.7498	13.0303
1	8	1	11	-13.22200	3	0
					-	-
	894.651	<b>186.765</b>	<b>4.97e-</b>	-	<b>13.8279</b>	<b>14.3327</b>
<b>2</b>	<b>2</b>	<b>0*</b>	<b>12*</b>	<b>14.67780*</b>	<b>0*</b>	<b>5*</b>
					-	-
	904.850	18.1317	5.50e-		13.3510	14.0802
3	3	1	12	-14.57864	0	3
					-	-
	912.966	13.8738	6.32e-		12.8385	13.7921
4	5	5	12	-14.44387	0	1

Nota 1: valor da verossimilhança (LogL); p-valor do teste de razão de verossimilhança (LR); Erro de Predição Final (FPE); Critério de Informação de Akaike (AIC); Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (BIC); e o Critério de Informação de Hannan & Quinn (HQC).

Nota 2: \*indica a defasagem ótima (n) definida pelo critério.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Com base nos dados da Tabela 10, foi possível indicar que o número de defasagens é de 2 (duas) a serem incluídas no VAR, visto que, dos cinco critérios considerados, todos indicaram o mesmo número de defasagens do VAR auxiliar.

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 5% (de acordo com os dados da Tabela 11). Além disso, o modelo da equação de cointegração que mais se ajustou ao teste foi o modelo 5 do sumário do teste, com as variáveis em nível com tendência quadrática e as equações de cointegração com tendência linear.

**Tabela 11** – Teste de cointegração de Johansen para o algodão – subperíodo 01

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
<b>R=0</b>	<b>56.75177**</b>	<b>0.0366</b>	<b>32.02390**</b>	<b>0.0354</b>
R≤1	24.72787	0.3998	12.11157	0.7552
R≤2	12.61629	0.2657	9.669446	0.4285
R≤3	2.946848	0.0860	2.946848	0.0860

Nota: \*\* significativo a 5% e \*\*\* significativo a

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

De acordo com a Tabela 12, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), todos os coeficientes estimados foram significativos ao nível de 1%.

Tabela 12 - Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para algodão – subperíodo 01.

LBRA_A01 (-1)	LBRA_CP01 (-1)	LTX_D01 (- 1)	LINT_ANY01 (-1)	@TREND(99M06)	C
1,0000		-		-0.018172	-
	1.749007*** (0.53176) [ 3.28908]	0.717464*** (0.23374) [-3.06943]	-1.088502*** (0.14422) [-7.54749]	-	7.902155 -

Nota 1: LBRA\_A01 = logaritmo neperiano do preço de exportação do algodão – subperíodo 01 (US\$/ lb); LBRA\_CP01 = logaritmo neperiano do custo de produção – subperíodo 01; LTX\_D01 = logaritmo neperiano da taxa de câmbio – subperíodo 01 (R\$/ US\$); LINT\_ANY01 = logaritmo neperiano do preço internacional do algodão – subperíodo 01 (US\$/ lb); @TREND(99M06) = tendência; C = constante. Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t. Nota 3: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%, ns não significativo.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Na Equação (14), é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

$$LBRA_{A01_t} = -1,75 LBRA_{CP01_t} + 0,72 LTX_{D01_t} + 1,09 LINT_{ANY01_t} + 0,02 @TREND(99M06) + 7,90 \quad (14)$$

De acordo com a Equação (14), verifica-se que o coeficiente de pass-through foi incompleto, indicando que a variação da taxa de câmbio (R\$/ US\$) influencia parcialmente o preço de exportação do algodão brasileiro no subperíodo 01, ou seja, o aumento de 1% na taxa de câmbio ocasiona um aumento de 0,72% no preço de exportação do algodão no subperíodo 01.

Ainda, de acordo com a Equação (14), constata-se que o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona uma redução de 1,75% no preço de exportação do algodão no subperíodo 01. Embora este resultado vá de encontro à teoria econômica, o estudo de Souza (2018) apresentou resultado de um custo de produção nulo para o algodão, indicando que o custo de produção não exerce influência sobre os preços de exportação do algodão. Além disso, observa-se, na Tabela 11, que a variável custo de produção (LBRA\_CP01) apresenta baixo grau de explicação do comportamento dos preços de exportação do algodão (LBRA\_A01), pois, decorridos 24 meses após um choque não antecipado sobre o preço de exportação do algodão (LBRA\_A01), somente 1,64% de seu

comportamento devem-se ao custo de produção (LBRA\_CP01), sendo que os 98,36% restantes são distribuídos às demais variáveis, 14,01% a ela própria (LBRA\_A01), 13,08% à taxa de câmbio (LTX\_D01) e 71,27% ao preço internacional do algodão (LINT\_ANY01).

**Tabela 13** – Resultados da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem para as variáveis LBRA\_A01, LBRA\_CP01, LTX\_D01 e LINT\_CNYD01 no período de junho de 1999 a junho de 2009.

Variável	Período (meses)	LBRA_A01	LBRA_CP01	LTX_D01	LINT_ANY01
LBRA_A01	1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
	6	30.07876	0.529439	34.74178	34.65002
	12	17.94131	0.631125	19.83581	61.59175
	18	15.21770	1.365072	15.06974	68.34748
	24	14.00979	1.643143	13.08073	71.26634

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Também foi possível inferir, com base na Equação (14), que o aumento de 1% no preço internacional do algodão determina um aumento de 1,09% no preço de exportação do algodão no subperíodo 01. O resultado encontrado sugere um coeficiente elástico na transmissão de preços e valida a Lei do Preço Único.

Com a finalidade de diagnóstico do modelo, foram estimados testes de correção serial para os resíduos, cujos resultados encontram-se na Tabela 14.

**Tabela 14**-Teste de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o algodão – subperíodo 01.

Defasagem s	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	0.70712					
	6	---	0.713169	---	10.90748	0.8152
2	5.91396					
	8	---	6.009785	---	11.42826	0.7823
3	15.1455	0.976		0.972		
	6	9	15.48220	9	11.97179	0.7459
4	22.3262	0.997		0.996		
	1	3	22.91480	4	8.469399	0.9336
5	38.1433	0.987		0.981		
	1	6	39.43178	5	17.05641	0.3820
6	60.8563	0.897		0.849		
	7	2	63.36161	3	24.24539	0.0843
7	78.9991	0.831		0.746		
	8	0	82.64856	9	19.33417	0.2517
8	91.9626	0.865		0.777		
	3	3	96.55481	1	13.78470	0.6147
9	107.607	0.852		0.740		
	8	6	113.4917	4	16.63334	0.4097
10	118.869	0.901		0.799		
	4	9	125.7961	3	13.99222	0.5993
11	135.304	0.882		0.746		
	2	9	143.9204	8	19.10617	0.2632
12	151.470	0.868		0.697		
	8	2	161.9173	9	18.88634	0.2746

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 14, até doze defasagens o teste indica a rejeição da hipótese nula de que a correlação serial é diferente de zero, com 5% de significância. Desta forma, os resultados de diagnóstico do modelo estimado são válidos e apresentam um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.



## 4.3 ANÁLISE DO SUBPERÍODO 02 – DE JUL/2009 A DEZ/2018

Para realização do teste de cointegração, é necessário verificar o número de defasagens para inserir do modelo (Tabela 15).

**Tabela 15** - Critério de defasagem do VAR auxiliar para o algodão – subperíodo 02.

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
0	247.7753	NA	1.63e-07	-4.276759	-4.180752	-4.237795
1	861.8571	1174.297	4.53e-12	-14.76942	-14.28939	-14.57460
			<b>2.24e-</b>		-	-
<b>2</b>	918.1200	<b>103.6421*</b>	<b>12*</b>	<b>-15.47579*</b>	<b>14.61173*</b>	<b>15.12511*</b>
3	931.7264	24.10970	2.34e-12	-15.43380	-14.18571	-14.92727
4	944.4743	21.69374	2.49e-12	-15.37674	-13.74462	-14.71436

Nota 1: valor da verossimilhança (LogL); p-valor do teste de razão de verossimilhança (LR); Erro de Predição Final (FPE); Critério de Informação de Akaike (AIC); Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (BIC); e o Critério de Informação de Hannan & Quinn (HQC).

Nota 2: \*indica a defasagem ótima (n) definida pelo critério.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Com base nos dados da Tabela 15, foi possível indicar que o número de defasagens é de 2 (duas) a serem incluídas no VAR, visto que, dos cinco critérios considerados, todos indicaram mesmo número de defasagens do VAR auxiliar.

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 1% (de acordo com os dados da Tabela 16). Além disso, o modelo da equação de cointegração que mais se ajustou ao teste foi o modelo 1 do sumário do teste, com as variáveis em nível sem tendência determinística e as equações de cointegração sem interceptos.

**Tabela 16** – Teste de cointegração de Johansen para o algodão – subperíodo 02.

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
<b>R=0</b>	<b>62.41616***</b>	<b>0.0001</b>	<b>39.49411***</b>	<b>0.0002</b>
R≤1	22.92206	0.0733	14.03199	0.1687
R≤2	8.890064	0.1756	8.886867	0.1253
R≤3	0.003197	0.9629	0.003197	0.9629

Nota: \*\* significativo a 5% e \*\*\* significativo a 1%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

De acordo com a Tabela 17, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), todos os coeficientes estimados foram significativos ao nível de 1%.

**Tabela 17** - Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para algodão – subperíodo 02.

LBRA_A02 (-1)	LBRA_CP02 (-1)	LTX_E02 (-1)	LINT_ANY02 (-1)
1,0000	0.020993ns	-0.032369ns	-1.042894***
	(0.04375)	(0.05969)	(0.05380)
	[ 0.47987]	[-0.54227]	[-19.3860]

Nota 1: LBRA\_A02 = logaritmo neperiano do preço de exportação do algodão – subperíodo 02 (US\$/ lb); LBRA\_CP02 = logaritmo neperiano do custo de produção – subperíodo 02; LTX\_E02 = logaritmo neperiano da taxa de câmbio – subperíodo 02 (R\$/ US\$); LINT\_ANY02 = logaritmo neperiano do preço internacional do algodão – subperíodo 02 (US\$/ lb). Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t. Nota 3: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%, ns não significativo.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Na Equação (15), é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

$$LBRA\_A02_t = + 1,04 LINT\_ANY02_t \quad (15)$$

De acordo com a Equação (15), verifica-se que o coeficiente de pass-through foi nulo, indicando que a variação da taxa de câmbio não influencia o preço de exportação do algodão no subperíodo 02. O estudo de Souza (2018) também encontrou um pass-through nulo para o algodão, corroborando para

este resultado. Outra pesquisa que obteve um coeficiente de pass-through nulo foi a de Copetti, Vieira e Coronel (2013), mas para o grão de soja.

Uma possível explicação para o coeficiente nulo no subperíodo 02 é que os exportadores optaram por não alterar seu preço em moeda estrangeira, devido à maior instabilidade cambial que caracterizou o subperíodo, de acordo com Tabela 18 percebe-se que a média mensal da variação cambial no subperíodo 02 foi de 0,47%, aproximadamente 2,6 vezes maior do que a média da variação cambial do subperíodo 01. Para Ferreira & Sanso (1999), o coeficiente de pass-through é uma função, dentre outros fatores, da volatilidade da taxa de câmbio que os exportadores, para preservar suas participações no comércio internacional, e percebendo a instabilidade do câmbio, optam por manter seus preços em moeda estrangeira invariantes as mudanças cambiais. Por esta razão, aumentos na variabilidade da taxa de câmbio podem ser acompanhadas de uma redução no coeficiente pass-through.

Em relação à estratégia de preços adotada pelos exportadores, no comparativo do subperíodo 01 em relação ao subperíodo 02, possivelmente os exportadores adotaram mais uma posição PCP do que LCP, ou seja, foi possível definir os preços mais em reais do que em dólares, indicando maior competitividade nos preços no subperíodo 01. Ainda, o maior pass-through do subperíodo 01 (-0,70) traduziu-se no aumento do volume de exportações no subperíodo 02 e na elevação da participação de mercado das exportações de milho brasileiras.

De acordo com a Tabela 18, identifica-se no subperíodo 01 uma tendência a equiparação do preço de exportação ao preço internacional, fato atribuído possivelmente ao ganho competitivo do maior coeficiente de pass-through no subperíodo 01. Por outro lado, a tendência do subperíodo 02 é de descolamento dos preços, caracterizado com pass-through nulo e ausência na competitividade dos preços de exportação do algodão brasileiro.

A Tabela 18 ilustra as taxas de crescimento do preço de exportação do milho, taxa de câmbio, preço internacional do milho, estoques iniciais, importações, produção, exportações, consumo interno, estoques finais; e a média da variação mensal da taxa de cambio, de janeiro de 2000 a dezembro de 2018.

**Tabela 18** – Média preço de exportação, preço internacional e variação da taxa de câmbio.

Período	Média preço exportação algodão (US\$/lb.)	Média preço internacional do algodão (US\$/lb.)	Média % do	
			preço de exportação em relação ao preço internacional	Média da % Taxa de câmbio
jun/99	0,49	0,52	-5,83%	1%
2000	0,51	0,60	-14,58%	1%
2001	0,38	0,43	-11,59%	2%
2002	0,40	0,41	-2,33%	4%
2003	0,58	0,60	-3,49%	-2%
2004	0,60	0,56	6,94%	-1%
2005	0,47	0,50	-6,71%	-1%
2006	0,60	0,52	15,48%	0%
2007	0,64	0,57	12,08%	-2%
2008	0,72	0,64	12,32%	3%
jun/09	0,51	0,48	5,20%	-3%
<b>Total SP</b>				
<b>01</b>	<b>0,54</b>	<b>0,53</b>	<b>1,05%</b>	<b>0,18%</b>
jul/09	0,67	0,63	5,68%	-2%
2010	1,05	0,92	14,33%	0%
2011	1,51	1,41	6,82%	1%
2012	0,81	0,79	3,41%	1%
2013	0,94	0,83	12,48%	1%
2014	0,81	0,77	5,14%	1%
2015	0,63	0,63	-0,69%	3%
2016	0,73	0,66	11,66%	-1%
2017	0,81	0,73	11,13%	0%
2018	0,87	0,83	4,64%	1%
<b>Total SP</b>				
<b>02</b>	<b>0,88</b>	<b>0,82</b>	<b>7,64%</b>	<b>0,47%</b>

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do CEPEA (2019), ICE (2019) e IPEA (2019).

Ainda, de acordo com a Equação (15), constata-se que o custo de produção brasileiro não exerce influência sobre o preço de exportação do algodão no subperíodo 02. O estudo de Souza (2018) também encontrou como resultado a ausência na elasticidade de transmissão do custo de produção aos preços de exportação do algodão, corroborando o resultado da presente pesquisa.

Também foi possível inferir, com base na Equação (15), que o aumento de 1% no preço internacional do algodão determina um aumento de 1,04% no preço de exportação do algodão brasileiro no subperíodo 02.

Com a finalidade de diagnóstico do modelo, foram estimados testes de correção serial para os resíduos, cujos resultados encontram-se na Tabela 19.

**Tabela 19** -Teste de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o algodão – subperíodo 02.

Defasagen s	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	1.769405	---	1.785063	---	19.40849	0.2481
2	13.15648	---	13.37548	---	24.02722	0.0889
3	28.21581	0.4531	28.84181	0.4206	23.57223	0.0993
4	39.17748	0.6781	40.20210	0.6351	14.74443	0.5434
5	61.76640	0.4128	63.82721	0.3435	21.18836	0.1714
6	76.84212	0.4514	79.74046	0.3623	16.17223	0.4410
7	91.86050	0.4845	95.74136	0.3740	15.52833	0.4863
8	113.2921	0.3447	118.7905	0.2248	22.03132	0.1422
9	127.9928	0.3847	134.7512	0.2401	20.09517	0.2160
10	139.8993	0.4865	147.8025	0.3094	12.14175	0.7342
11	162.1386	0.3517	172.4169	0.1746	22.79529	0.1193
12	180.7138	0.3093	193.1774	0.1285	22.47724	0.1284

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 19, até doze defasa-gens o teste indicou a rejeição da hipótese nula de que a correlação serial é diferente de zero, com 5% de significância. Desta forma, os resultados de diagnóstico do modelo estimado são válidos e apresentam um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

## 4 CONCLUSÕES

A pesquisa investigou a influência da variação da taxa de câmbio nos preços de exportação do algodão no período total e em dois subperíodos. Nesse tocante, os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportação do algodão foi incompleto com os coeficientes para o período total e o subperíodo 01 de, respectivamente, 0,24 e -0,72. Já o subperíodo 02 apresentou o coeficiente de pass-through nulo.

Inferese que os coeficientes de pass-through encontrados determinam que depreciações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, já que não reduzem expressivamente os preços de exportação.

Desse modo, como as variações cambiais determinaram reduzidos efeitos sobre a competitividade do algodão, cabe um enfoque sobre aspectos como o grau de concorrência na formação de preços desse mercado (pricing to market) e a elasticidade-preço da demanda. Logo, as características do mercado do algodão como a elevada concentração, porém com reduzido poder de mercado dos exportadores, com o crescimento da renda mundial, tem possivelmente minimizado o ajuste dos preços decorrentes de depreciações cambiais.

Entre as limitações do presente trabalho, está o fato de o coeficiente de pass-through estimado ser estático, ou seja, permitir a análise geral de período específicos de tempo, não compreendendo o dinamismo e a influência da percepção do exportador sobre os movimentos cambiais período a período na sua estratégia de precificação. Neste sentido, recomenda-se, para estudos posteriores, a aplicação do filtro de Kalman como forma de captar a dinâmica do repasse cambial.

## REFERÊNCIAS

ABRAPA – Associação Brasileira dos Produtores de Algodão. A cadeia do algodão brasileiro: safra 2016/2017: desafios e estratégias. 2017. [cited 2019 out 15]. Available from: <http://www.abrapa.com.br/Documents/A%20Cadeia%20do%20Algodão%20Brasileiro.pdf>

BESSA FR, AMIN MM. Análise das Exportações Brasileiras do Algodão em Pluma: uma aplicação de Market-share Analysis, 1989-2004. In: XXXVII Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural [Internet]; 2009; Porto Alegre, RS, Brasil. 2009 [cited 2019 jan 16]. Available from: <http://www.sober.org.br/palestra/13/876.pdf>.

BOX GEP, PIERCE DA. Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Time Series Models. *Journal of the American Statistical Association*. 1970;v.65(332):1509-1526.

BREUSCH TS. Testing for autocorrelation in dynamic linear models. *Australian Economic Papers*. 1978;17(31):334-355.

BUENO RDL. *Econometria de séries temporais*. São Paulo: Cengage Learning; 2008.

CEPEA - CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA [Internet]. Piracicaba: Preços agropecuários. [cited 2019 jan 14]. Available from: <https://www.cepea.esalq.usp.br/br/indicador/algodao-a-vista.aspx>.

CONAB - Companhia Nacional de Abastecimento. Algodão - Conjuntura Mensal - Setembro/2019. [cited 2019 out 15]. Available from: [https://www.conab.gov.br/info-agro/analises-do-mercado-agropecuario-e-extrativista/analises-do-mercado/historico-mensal-de-algodao/item/download/28956\\_2caa6d3f088ee9fc8145dd3a5162e23d](https://www.conab.gov.br/info-agro/analises-do-mercado-agropecuario-e-extrativista/analises-do-mercado/historico-mensal-de-algodao/item/download/28956_2caa6d3f088ee9fc8145dd3a5162e23d)

COPETTI LS, VIEIRA KM, CORONEL DA. Transmissão das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação da soja no Brasil e na Argentina. *Custos e Agronegócios Online*. 2012; 8(3):113-132.

COPETTI LS, VIEIRA KM, CORONEL DA. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação da soja em grão: análise dos mercados dos Estados Unidos, do Brasil e da Argentina. *Revista em Agronegócios e Meio Ambiente*. 2013; 6(3):435-461.

COPETTI LS, CORONEL DA. Competitividade das exportações brasileiras e indianas de algodão. *Revista Brasileira de Administração Científica*. 2018; 9(3):25-46.

COPETTI LS, CORONEL DA. Competitividade das exportações brasileiras e australianas de algodão: uma análise por meio de indicadores de comércio internacional. *Revista Observatorio de la Economía Latinoamericana*. 2019; 02(1):01-21.

CORREA AL. Taxa de câmbio e preços de exportação no Brasil: avaliação empírica dos coeficientes de pass-through setoriais. *Economia e Sociedade*. 2012; 21(1): 61-91.

CRUZ JRJC, SILVA OM. Pass-through da taxa de câmbio nos preços de exportação dos produtos agropecuários brasileiros: 1994-2003. In: *Anais do XLII Congresso brasileiro de economia e sociologia rural* [Internet]; 2004; Cuiabá, MT, Brasil. 2004 [cited 2019 jan 18]. Available from: <http://www.sober.org.br/palestra/12/03O157.pdf>.

DICKEY DA, FULLER WA. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*. 1979;74(366):427-431.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v.49, p.1057-1073, 1981.

ENDERS W. *Applied Econometric Time Series*. Nova York: John Wiley & Sons; 1995.

ENGLE RF, GRANGER CW. Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*. 1987;55(2):251-276.

FERREIRA A, SANZO A. Exchange rate pass-through: the case of Brazilian exports of manufactures. In: *World Congress Of The International Economic Association* [Internet]; 1999 Aug 23-27; Buenos Aires, Argentina. 1999 [cited 2019 jun 20]. Available

from: <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.625.1580&rep=rep1&type=pdf>

FRAGA GJ. et al. O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação de soja. *Revista Análise Econômica*. 2008; 26(49):193-210.

FREITAS CA, FOSSATI DM, NICOLA DS. Avaliando a competitividade internacional das commodities brasileiras negociadas na BM&F, no período de 1990-2003. In: XLIV Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural [Internet]; 2005; Ribeirão Preto, São Paulo, Brasil. 2005 [cited 2019 jul 25]. Available from: <http://www.sober.org.br/palestra/2/800.pdf>.

GREENE WH. *Econometrics Analysis*. 6 ed. New Jersey: Pearson Education; 2008.

HAMILTON JD. *Time series analysis*. New Jersey: Princeton University Press; 1994.

HARRIS RID. *Using cointegration analysis in econometric modelling*. London: Prentice-Hall-Harvester Wheatsheaf; 1995.

IPEA - INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA [Internet] [cited 2019 jan 14]. Available from: <http://www.ipeadata.gov.br>.

ICE - INTERCONTINENTAL EXCHANGE [Internet]. Cotton historical prices [cited 2019 jan 14]. Available from:

[https://www.theice.com/publicdocs/futures\\_us\\_reports/cotton/Cotton%20Historical%20Prices.xls](https://www.theice.com/publicdocs/futures_us_reports/cotton/Cotton%20Historical%20Prices.xls)

JOHANSEN S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamic and Control*. 1988;12(2-3):231-254.

KNETTER, M. M. International comparisons of pricing to market behavior. *American Economic Review*. 1993; v. 83, p. 473-486.

KWIAKOWSKI D, PHILLIPS PCB, SCHMIDT P, SHIN Y. Testing the alternative of stationary against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root?. *Journal of Econometrics*. 1992; 54(1-3):159-178.

MAIA NETO PL. *Caracterização, possibilidades e limitações do mercado do algodão no Brasil [dissertation]*. Caruaru: Universidade Federal de Pernambuco; 2013. 107 p.

MDIC - MINISTÉRIO DE DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR [Internet]. Balança Comercial [cited 2019 sept 14]. Available from: <http://www.mdic.gov.br/index.php/balanca-comercial>.

MENON J. Exchange rate and import prices for a small open economy. *Applied Economics*. 1995; 27(3):297-301.

MUNDLACK Y, LARSON DF. On the transmission of world agricultural prices. *The World Bank Review*. 1992; 6(1):399-422.

OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. Exchange rate dynamics redux. *Journal of Political Economy*, v. 103 (3), p. 624-660, 1995.



SOUZA DKF. O impacto das variações cambiais nas exportações do milho e do algodão [dissertation]. Sorocaba: Universidade Federal de São Carlos; 2018. 95 p.

SOUZA DKF, RANIRO LR, ROSA MB. Análise do pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportação do açúcar. In: Anais do 56° Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural [Internet]; 2018; Campinas, São Paulo, Brasil. 2018 [cited 2019 jul 25]. Available from: <http://icongresso.itarget.com.br/tra/arquivos/ser.8/1/8807.pdf>

TEJADA CAO, SILVA AG. O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços dos principais produtos exportados pelo Brasil. Revista de Economia e Sociologia Rural. 2008; 46(01):171-205.

USDA – UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE [Internet]. Custom Query [cited 2019 jul 15]. Available from: <https://apps.fas.usda.gov/psdonline/app/index.html#/app/advQuery>.

USDA – UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE [Internet]. Cotton and Products annual. Brazil. 2018.[cited2019out15].Availablefrom:[https://apps.fas.usda.gov/newgainapi/api/report/downloadreportbyfilename?filename=Cotton%20and%20Products%20Annual\\_Brasilia\\_Brazil\\_4-3-2018.pdf](https://apps.fas.usda.gov/newgainapi/api/report/downloadreportbyfilename?filename=Cotton%20and%20Products%20Annual_Brasilia_Brazil_4-3-2018.pdf)

USDA – UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE [Internet]. Cotton and Products annual. India. 2009.[cited2019out15].Availablefrom:[https://gain.fas.usda.gov/Recent%20GAIN%20Publications/Commodity%20Report\\_COTTON%20AND%20PRODUCTS%20ANNUAL\\_New%20Delhi\\_India\\_4-20-2009.pdf](https://gain.fas.usda.gov/Recent%20GAIN%20Publications/Commodity%20Report_COTTON%20AND%20PRODUCTS%20ANNUAL_New%20Delhi_India_4-20-2009.pdf)

WTO – WORLD TRADE ORGANIZATION [Internet]. Tariff Analysis Online [cited 2019 jun 5]. Available from:<http://tao.wto.org/>

## NOTA

<sup>1</sup>Este artigo conta com o apoio do CNPq, através da chamada Universal-2018.

<sup>2</sup>Um processo estocástico é estacionário quando a sua média e a sua variância são constantes ao longo do tempo e quando o valor da covariância entre dois períodos de tempo depende apenas da distância, do intervalo ou da defasagem entre os períodos de tempo, e não do próprio tempo em que a covariância é calculada. Em notação matemática, as propriedades do processo estocástico estacionário podem ser representadas por: (Média)  $\mu$ , (Variância)  $\sigma^2$  e (Covariância)  $\gamma$ . Um processo estocástico com as propriedades descritas anteriormente é conhecido, na literatura de séries temporais, como processo fracamente estacionário, ou estacionário em covariância, ou estacionário de segunda ordem, ou estacionário em sentido amplo. Um processo estocástico é fortemente estacionário quando todos os momentos de sua distribuição não variam ao longo do tempo (BUENO,2008).

# Capítulo 3

## TRANSMISSÃO DA VARIAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PREÇOS DE EXPORTAÇÃO BRASILEIROS DA CELULOSE

[DOI: 10.37423/200500981](https://doi.org/10.37423/200500981)

*Leonardo Sangoi Copetti (Mestre em Administração pela Universidade Federal de Santa Maria (UFSM)).*

*Daniel Arruda Coronel (Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV), Professor Associado do Departamento de Economia e Relações Internacionais).*



**Resumo:** O objetivo deste trabalho consistiu no exame da relação entre as variações cambiais e os preços de exportação brasileiros da celulose, relação definida como o *pass-through* da taxa de câmbio, tendo como referência o período de janeiro de 2000 a março de 2019. Os dados foram coletados nos *sites* do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior – MDIC, no Instituto de Economia Aplicada – IPEA e no *Federal Reserve Bank of St. Louis* – FRED. Neste sentido, fez-se uso dos instrumentais de séries temporais, especialmente do Modelo Vetor de Correção de Erros. Os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação da celulose ocorreu de forma incompleta, representando que depreciações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, dado que não reduzem expressivamente os preços de exportação.

**Palavras-chave:** Celulose. Preços de Exportação. *Pass-Through*.

## 1 INTRODUÇÃO

Segundo o International Trade Centre – ITC (2019), o Brasil é o maior exportador mundial de celulose, visto que, no ano de 2018, o total exportado foi de 15,31 milhões de toneladas, o que representou 23,64% das exportações mundiais, que foram de 64,75 milhões de toneladas.

Além disso, segundo o Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC, 2019), o total de celulose exportado pelo Brasil, em 2018, foi de US\$ 8,35 bilhões, o que representou 3,48% das exportações totais do país. Em comparação com o ano de 2000, houve um incremento de 422% do faturamento das exportações desta commodity, sendo que as exportações neste ano foram de US\$ 1,60 bilhões.

Conforme dados do ITC (2019), os três maiores exportadores mundiais de celulose, em 2018, foram, respectivamente, Brasil, com 15,31 milhões de toneladas (23,64%); Canadá, com 9,75 milhões de toneladas (15,05%) e Estados Unidos, com 7,83 milhões de toneladas (12,09%). Por outro lado, os três maiores importadores mundiais de celulose foram, respectivamente, China, com 24,43 milhões de toneladas (36,85%); Estados Unidos, com 5,56 milhões de toneladas (8,39%) e Alemanha, com 4,74 milhões de toneladas (7,15%). Além disso, segundo a World Trade Organization – WTO (2019), esses três maiores importadores não aplicam taxas de importação à commodity.

Para Ferreira & Sanso (1999), países que fizeram tardiamente seu processo de industrialização como o Brasil são geralmente considerados com pouco controle sobre os preços com que vendem nos mercados internacionais. Desta forma, as variações na taxa câmbio podem ter pouca relevância na determinação dos preços de exportação, ou seja, o coeficiente de pass-through tende a ser nulo.

Diante deste contexto, o problema de pesquisa deste trabalho é responder à seguinte questão: qual o grau de pass-through para os preços de exportação brasileiros da celulose no período de 01/2000 a 03/2019?

A partir do desenvolvimento deste estudo, têm-se elementos para auxiliar na compreensão da magnitude com que se dá a transmissão de preços para o mercado da celulose, bem como para entender mais de como a política econômica e cambial pode impactar sobre a competitividade do exportador brasileiro.

Costa et al. (2015) analisaram a competitividade dos principais produtos do segmento do papel e da celulose exportados pelas empresas brasileiras, no período de 1995 a 2010. Para tanto, os autores utilizaram a matriz de competitividade, classificando os produtos exportados em setores em

retrocesso, caracterizado por produtos com taxa de crescimento negativa no mercado mundial e VCRS também em queda; setores em declínio, caracterizado por produtos com taxa de crescimento negativa no mercado mundial e VCRS positivo; oportunidades perdidas, produto apresentando taxa de crescimento positiva e VCRS negativo; e setor ótimo, produto com VCRS e taxa de crescimento positivos. Como resultados, os dois produtos analisados do segmento de celulose (celulose a soda ou ao sulfato, exceto pastas para dissolução, de não coníferas; e celulose para dissolução), na análise em sub-períodos, apresentaram desempenho positivo, migrando do “setor em declínio” para o “setor ótimo”, e na análise de período completo, ambos foram posicionados no “setor ótimo”.

Ainda nesta perspectiva, Olavo et al. (2015) realizaram pesquisa sobre a competitividade da exportação brasileira de papel e celulose e dos 12 países maiores produtores mundiais, no período de 1990 a 2013. Para tanto, os autores utilizaram os índices de Bowen, o índice de Vantagem Comparativa Revelada (VCR), o índice de Vantagem Comparativa Revelada Simétrica (VCRS), o Índice de Contribuição ao Saldo Comercial (ICSC), o índice de Herfindahl-Hirschman e o modelo Constant Market Share (CMS). Como resultados do VCR, VCRS e do modelo CMS, constataram alta competitividade da celulose. Não obstante a isso, percebe-se que há ainda poucos estudos envolvendo competitividade da celulose brasileira e coeficiente de pass-through, para o que a presente pesquisa vem contribuir.

Além disso, os resultados deste trabalho podem servir como subsídios para políticas agrícolas e de comércio internacional visando aumentar a competitividade e a inserção do setor de celulose.

O presente trabalho está estruturado em três seções, além desta introdução. Na segunda seção, são apresentados os estudos empíricos realizados sobre a transmissão de preços e o coeficiente de pass-through no mercado brasileiro; na terceira seção, os procedimentos metodológicos são esboçados; na seção seguinte, os resultados são analisados e discutidos; e por fim, na última seção, são apresentadas as principais conclusões do trabalho.

## **2 TRANSMISSÃO DE PREÇOS E COEFICIENTE DE PASS-THROUGH NO MERCADO BRASILEIRO**

Ferreira e Sansó (1999) investigaram a relação da taxa de câmbio e os preços das exportações brasileiras de manufaturados, com dados trimestrais, no período de março de 1978 a abril de 1996, dividido em dois sub-períodos, de março de 1978 a abril de 1985 e de janeiro de 1986 a abril de 1996. Para tanto, utilizaram-se de econometria de séries temporais baseadas na metodologia de Engle-Granger, Shin e Johansen. Como resultados, no período de março de 1978 a abril de 1996, os autores encontraram que havia um coeficiente de pass-through incompleto e que as variações da taxa de

câmbio influenciam parcialmente os preços de exportação. Já no sub-período de janeiro de 1986 a abril de 1996, o pass-through foi próximo a zero, indicando que as variações na taxa de câmbio possivelmente não exerceram influência sobre os preços das exportações brasileiras de manufaturados, sendo que as mudanças nos preços de exportação são explicadas basicamente pelo movimento nos preços internacionais. Os autores sugerem que este resultado está ligado à opção dos exportadores brasileiros por não alterarem seus preços em moeda estrangeira, devido à extrema instabilidade cambial que caracterizou este período. Desta forma, para preservar sua participação nos mercados externos, os exportadores optaram por manter seus preços em moeda estrangeira invariantes às mudanças na taxa de câmbio que são percebidas como transitórias.

Cruz Jr. & Silva (2004) estudaram o coeficiente de pass-through para a exportação trimestral dos produtos agropecuários brasileiros no período compreendido do 3º trimestre de 1994 ao 2º trimestre 2003. Foram utilizadas as seguintes séries para a estimação do modelo: o índice de preços de exportação para produtos agropecuários do Brasil, o índice de preços de atacado para lavouras de exportação (IPA-OG) como proxy para o custo de produção, a taxa de câmbio nominal (real/dólar) fim do período, e, para o preço internacional, foi utilizada série de preços de importação de commodities dos Estados Unidos. Os autores utilizaram-se de econometria de séries temporais e do modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC. Como resultado, os autores estimaram um coeficiente de pass-through de -0,53, representando que as variações da taxa de câmbio afetam parcialmente o preço de exportação dos produtos agropecuários brasileiros.

Tejada e Silva (2008) analisaram a relação entre as variações da taxa de câmbio e os preços das exportações dos principais produtos exportados pelo Brasil, com dados trimestrais, de janeiro de 1980 a janeiro de 2004. Os setores pesquisados e as respectivas participações no ano de 2004 foram Peças e Outros Veículos (10,29%), Siderurgia (7,11%), Extrativa Mineral (8,41%), Máquinas e Tratores - MAQ (5,33%), Veículos Automotores (5,05%), Óleos Vegetais (4,96%), Refino de Petróleo (4,55%), Madeira e Mobiliário (4,14%), Beneficiamento de Produtos Vegetais (3,22%), Metalurgia de Não ferrosos (3,16%), Celulose Papel e Gráfica (3,06%), Material Elétrico (2,34%), Elementos Químicos (2,15%), e Equipamentos Eletrônicos (2,10%). Para estimar o coeficiente de pass-through, os autores utilizaram o filtro de Kalman, gerando um coeficiente variável ao longo do tempo. Como resultados, os setores analisados apresentaram um coeficiente de pass-through oscilando entre zero e -1 (menos um), e um pass-through para o setor de celulose, papel e gráfica com valor oscilando entre as médias de -0,2233

a -0,2981, indicando pass-through incompleto, ou seja, a variação da taxa de câmbio afeta parcialmente os preços de exportação.

Fraga et al. (2008) investigaram o repasse da variação da taxa de câmbio para os preços mensais de exportação da soja em grão do Brasil no período de julho de 1994 a dezembro de 2004. Para tanto, os autores utilizaram testes de raiz unitária (ADF), de co-integração de Johansen e o modelo vetorial de correção de erros (VEC). Os resultados indicaram um coeficiente de pass-through no valor de -0,34, representando um pass-through incompleto, ou seja, que as variações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, afetando apenas o mark-up do exportador.

Correa (2012) analisou o impacto das variações cambiais sobre as exportações de 26 setores da economia brasileira, no período de 1995 a 2005. Os setores pesquisados foram extrativa mineral, extração de petróleo e gás, minerais não metálicos, siderurgia, metalurgia dos não ferrosos, outros produtos metalúrgicos, fabricação de máquinas e tratores, material elétrico, equipamentos eletrônicos, automóveis, outros veículos e peças, madeira e mobiliário, papel e gráfica, indústria da borracha, elementos químicos não petroquímicos, refino de petróleo e petroquímica, fabricação de produtos químicos diversos, indústria têxtil, fabricação de artigos de couro e calçados, indústria do café, beneficiamento de produtos vegetais, abate de animais, indústria do açúcar, fabricação de gorduras e óleos vegetais, outros produtos alimentares e bebidas, e indústrias diversas. As variáveis utilizadas no modelo econométrico foram o preço das exportações brasileiras de 26 setores classificados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE, a taxa de câmbio nominal, o custo doméstico utilizando uma metodologia para custo setorial, o preço das exportações concorrentes internacionais correspondendo ao índice de preços das importações norte-americanas e o grau de utilização da capacidade instalada calculada pela Fundação Getúlio Vargas – FGV. Como resultados, o trabalho indicou coeficientes de pass-through incompletos para os diversos setores pesquisados e um pass-through de -0,701 para o setor de papel e gráfica.

Copetti, Vieira & Coronel (2012) realizaram pesquisa sobre a transmissão da variação da taxa de câmbio aos preços de exportação do grão de soja no Brasil e na Argentina, no período de 03/1999 a 02/2011. Para tanto, utilizam-se de econometria de séries temporais e do modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC. Os resultados revelaram um coeficiente de pass-through incompleto para o Brasil (-0,11) e nulo para Argentina. No mercado brasileiro, a estimativa do coeficiente indicou que a variação da taxa de câmbio exerce influência parcial sobre os preços médios de exportação do grão de soja, ou seja, a variação de 1% na taxa de câmbio é repassada em 0,11% no mesmo sentido para o preço médio

de exportação do grão de soja no Brasil. Já para o mercado argentino, as variações da taxa de câmbio não exercem influência sobre os preços médios de exportação do grão de soja.

Outro estudo desenvolvido pelos autores Copetti, Vieira & Coronel (2013) analisou o relacionamento da taxa de câmbio (real/ euro - R\$/€) e os preços de exportação do grão de soja entre Estados Unidos, Brasil e Argentina (em euro/ toneladas - €/ toneladas), no período de janeiro de 2003 a janeiro de 2012. Para tanto, os autores usaram testes de estacionariedade das séries (ADF e KPSS), o teste de cointegração de Johansen e o modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC. Como resultados, foram identificados um coeficiente de pass-through incompleto para os Estados Unidos e coeficientes nulos para o Brasil e Argentina. No mercado norte-americano, o coeficiente de -0,65 indica influência parcial da variação na taxa de câmbio (dólar/ euro - US\$/€) sobre o preço de exportação do grão de soja (€/ toneladas), e uma variação de 0,65% no mesmo sentido do preço de exportação do grão de soja produzida pela variação de 1% na taxa de câmbio. Já nos mercados brasileiros e argentinos a variação da taxa de câmbio não exerce influência sobre os preços de exportação do grão de soja.

Souza (2018) buscou avaliar a influência das variações cambiais no desempenho exportador do milho e do algodão considerando dados mensais de janeiro de 2002 a dezembro de 2016. Para estimar o pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportação do milho e do algodão, o autor empregou o Modelo Vetorial de Correção de Erros. Os resultados mostraram que o pass-through da taxa de câmbio para o preço de exportação do milho foi incompleto no valor de 0,419, implicando que as variações cambiais afetaram a competitividade do exportador dessa cultura, e também, no mesmo modelo, apresentou um coeficiente inelástico para o preço internacional do milho no valor de -0,507. No caso do algodão, o pass-through para o preço de exportação do algodão foi nulo, indicando que as variações cambiais agiram impactando apenas o mark-up do exportador dessa commodity.

Souza, Raniero e Rosa (2018) avaliaram o pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportações, em dólares e em reais, do açúcar brasileiro de janeiro de 2012 a dezembro de 2016. Os autores utilizaram as ferramentas econométricas de séries temporais multivariadas, com destaque para o Modelo Vetorial de Correção de Erro. Os resultados apontaram um pass-through incompleto da taxa de câmbio para os preços de exportações do açúcar, em dólares e em reais, tendo baixo coeficiente (-0,03) de pass-through cambial para o preço em dólares e alto coeficiente (0,97) para o preço em reais.

No Quadro 1, faz-se uma síntese dos estudos acerca dos estudos sobre transmissão de preços e coeficiente de pass-through nas exportações brasileiras.



<b>Autores</b>	<b>País / países</b>	<b>Período</b>	<b>Produtos</b>	<b>Metodologia / objetivo do estudo</b>	<b>Resultados</b>
Ferreira e Sansó (1999)	Brasil	03/1978-04/1996	produtos manufaturados	Metodologia de Engle-Granger, Shin e Johansen/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto
Cruz Jr. & Silva (2004)	Brasil	3° trim./1994-2° trim./2003	produtos agropecuários	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (-0,53)
Tejada e Silva (2008)	Brasil	01/1980-01/2004	exportações setoriais/ celulose, papel e gráfica	filtro de Kalman/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto para diversos setores e para setor de celulose, papel e gráfica entre -0,2233 a -0,2981.
Fraga <i>et al.</i> (2008)	Brasil	07/1994-12/2004	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (-0,34)
Correa (2012)	Brasil	1995-2005	exportações setoriais / papel e gráfica	Econometria de series temporais/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompletos para os setores pesquisados e para o setor de papel e gráfico no valor de -0,701
Copetti, Vieira & Coronel (2012)	Brasil e Argentina	03/1999-02/2011	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (-0,11)

Copetti, Vieira & Coronel (2013)	Estados Unidos, Brasil e Argentina	01/2003-01/2012	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> nulo
Souza (2018)	Brasil	01/2002-12/2016	milho e algodão	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ Modelo Estrutural Vetorial de Correção de Erro/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto para o milho (0,419) e preço internacional inelástico (-0,507)/ e <i>pass-through</i> nulo para o algodão
Souza, Raniro e Rosa (2018)	Brasil	01/2012-12/2016	açúcar	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	baixo coeficiente (-0,03) de <i>pass-through</i> cambial para os preços em dólares e alto coeficiente (0,97) para o preço em reais

**Quadro 1** - Síntese dos estudos empíricos

Fonte: Organização dos autores.

Nesta subseção, foram reunidos estudos realizados sobre transmissão de preços e coeficiente de *pass-through* nas exportações brasileiras a fim de analisar a relação entre a taxa de câmbio e os preços de exportação do Brasil.

Os estudos supracitados revelaram que o Brasil apresentou um coeficiente de *pass-through* incompleto e nulo nas exportações.

## 3 METODOLOGIA

### 3.1 MODELO ANALÍTICO

O modelo econométrico *pass-through*, de acordo com Menon (1995), usado em sua forma mais simples, parte de um modelo de *mark-up* que pode ser representado da seguinte forma:

$$P^*X = (1 + \lambda)(CP/E) \quad (1)$$

em que  $P^*X$  preço de exportação em moeda estrangeira;  $(CP/E)$  é custo de produção, medido em moeda estrangeira;  $E$  é a taxa de câmbio nominal; e  $\lambda$  é *mark-up*.

Partindo-se do pressuposto que o *mark-up* pode variar de acordo com a pressão competitiva no mercado mundial, tem-se que:

$$(1 + \lambda) = \left[ \frac{PW}{CP/E} \right]^\alpha \quad (2)$$

Com:  $[PW/(CP/E)]$  correspondendo à diferença entre o preço das exportações mundiais e o custo de produção do exportador medido em moeda estrangeira.

Substituindo a Equação (2) em (1) e aplicando-se o logaritmo neperiano no resultado dessa substituição, chega-se à seguinte equação de preço de exportação em moeda estrangeira:

$$\ln P^*X = (1 + \alpha)\ln(CP/E) + \alpha\ln PW \quad (3)$$

Considerando-se a versão não restrita da Equação (3), na qual não se exige que a soma dos coeficientes relativos a  $\ln(CP/E)$  e  $\ln(PW)$  seja igual a 1 e na qual se admite que os coeficientes relativos a  $\ln(CP)$  e  $\ln(E)$  difiram em sinal e magnitude, conforme Menon (1995), tem-se:

$$\ln P^*X = \phi_0 + \phi_1 \ln CP + \phi_2 \ln E + \phi_3 \ln PW \quad (4)$$

Em que o coeficiente de *pass-through* é representado por.

A análise do resultado deste coeficiente pode ser expressa,  $\phi_2$ , seguinte forma:

1.  $\phi_2 = 0$ ; significa que a taxa de câmbio não exerce influência sobre o preço em moeda estrangeira dos bens exportados;
1. moeda estrangeira dos bens exportados;
2.  $\phi_2 = -1$  ou  $1$ ; significa que a mudança na taxa de câmbio afeta integralmente o preço em moeda estrangeira dos bens exportados; e
3.  $-1 < \phi_2 < 0$  ou  $0 < \phi_2 < 1$ ; significa que a mudança na taxa de câmbio afeta parcialmente o preço em moeda estrangeira dos bens exportados.

## 3.2 PROCEDIMENTOS ECONOMÉTRICOS

### 3.2.1 TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

Para determinar a ordem de integração das séries de interesse, este trabalho utilizou os testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (DICKEY; FULLER, 1979, 1981) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS, 1992). Esses testes permitem verificar a existência ou não de raízes unitárias nas séries temporais, ou seja, se as variáveis são ou não estacionárias<sup>2</sup>.

O teste ADF consiste na estimação da seguinte equação por Mínimos Quadrados Ordinários e pode ser expresso, conforme Enders (1995), da seguinte forma:

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

Com:  $\gamma = -\left(1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i\right)$  e  $\beta_i = \sum_{j=i}^p \alpha_j$ ,

Em que  $\alpha_0$  é o intercepto;  $\gamma$  descreve o comportamento da série temporal;  $y$  representa a variável dependente;  $\Delta$  é a representação do operador de diferença e  $\varepsilon_t$  denota o erro de que se assume ser idêntica e independentemente distribuída. A fim de determinar o número de defasagens utilizadas no teste para eliminar a autocorrelação residual, utilizou-se o menor valor do critério de Schwarz (SBC).

O parâmetro de interesse nas regressões (sem intercepto e sem tendência; com intercepto; com intercepto e tendência) é  $\gamma$ , sendo que, se  $\gamma = 0$ , a série contém uma raiz unitária. Nesse teste, compara-se o resultado da estatística  $\tau$  com os valores apropriados reportados por Dickey-Fuller para determinar se aceita ou se rejeita a hipótese nula  $\gamma = 0$ . A hipótese nula será rejeitada se o valor calculado da estatística  $\tau$  for maior do que o valor crítico de Dickey-Fuller, indicando que a série é estacionária; caso contrário, a série é não estacionária.

O KPSS é um teste alternativo ao ADF, sendo definido pelo procedimento de um teste de não estacionariedade contra a hipótese nula de estacionariedade, conforme Greene (2008). Formalmente é expresso pela seguinte expressão:

$$y_t = \alpha + \beta t + \gamma \sum_{i=1}^t z_i + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$y_t = \alpha + \beta_t + \gamma Z_t + \varepsilon_t$$

tendo as seguintes hipóteses:

$H_0: \gamma = 0$ , série é estacionária

$H_a: \gamma \neq 0$ , série é não estacionária

## 3.2.2 ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO

Mesmo que variáveis individuais não sejam estacionárias, mas exista pelo menos uma combinação linear estacionária entre elas, então se pode afirmar que essas variáveis são cointegradas (GREENE, 2008), ou seja, é possível verificar uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas, que pode ser estimada e analisada<sup>3</sup>. Dessa forma, para identificar o possível relacionamento de longo prazo entre as séries, utilizou-se o teste de cointegração elaborado por Johansen (1988).

O procedimento de Johansen (1988) considera que todas as variáveis são endógenas e sua utilização não é limitada pela existência de endogeneidade do regressor (relação causal no sentido da variável dependente para a variável explicativa). Esse procedimento utiliza Máxima Verossimilhança para estimar os vetores de cointegração e permite testar e estimar a presença de vários vetores e não só de um único vetor de cointegração.

De acordo com Harris (1995), definido um vetor  $z_t$  de  $n$  variáveis potencialmente endógenas, é possível especificar o seguinte processo gerador, e modelar  $z_t$  como um Vetor Auto-regressivo (VAR) irrestrito com  $k$  defasagens de  $z_t$ :

$$z_t = A_1 z_{t-1} + \dots + A_k z_{t-k} + u_t \quad (7)$$

em que:  $z_t$  é um vetor  $(n \times 1)$ ,  $A_i$  é uma matriz de parâmetros  $(n \times n)$  e  $u_t \sim IID(\mu, \sigma^2)$ .

Ainda conforme Harris (1995), a Equação (7) pode ser reparametrizada em termos de um modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) esboçado como:

$$\Delta z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta z_{t-k+1} + \Pi z_{t-k} + \varepsilon_t \quad (8)$$

em que  $\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i)$ , ( $i = 1, \dots, k-1$ ) e  $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$ . Da forma como especificado, o sistema contém informações de curto e longo prazo a mudanças de  $z_t$ , via estimativas de  $\hat{\Gamma}_i$  e  $\hat{\Pi}$ , respectivamente, onde  $\Pi = \alpha\beta'$ , com  $\alpha$  representando a velocidade de ajustamento ao desequilíbrio e  $\beta$  a matriz de coeficientes de longo prazo.

A importância do modelo de correção de erro reside no fato de permitir a ligação entre aspectos relacionados à dinâmica de curto prazo com os de longo prazo (HAMILTON, 1994). Dessa forma, os mecanismos de correção de erro pretendem fornecer um caminho para combinar as vantagens de se

modelar tanto em nível quanto nas diferenças. Nesse modelo, não apenas a dinâmica do processo de ajustamento de curto prazo como também a do processo de longo prazo são modeladas simultaneamente.

O número de vetores de cointegração depende do posto ou rank ( $r$ ) da matriz  $\Pi$ . Em termos de vetores de cointegração, têm-se três possibilidades, conforme Enders (1995): se o posto de  $\Pi$  é completo, então as variáveis  $Y_t$  são  $I(0)$ , ou seja, significa que qualquer combinação linear entre as variáveis é estacionária e o ajuste do modelo deve ser efetuado com as variáveis em nível; se o posto de  $\Pi$  é zero, então não há relacionamento de cointegração e o modelo deve ser ajustado com as variáveis em diferença e, quando  $\Pi$  tem posto reduzido, há  $r$  vetores de cointegração.

Para Enders (1995), o rank de uma matriz é igual ao número de raízes características estritamente diferentes de zero, que pode ser identificado por meio de dois testes estatísticos. O primeiro deles é o teste do traço, que testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração distintos é menor ou igual a  $r$  contra a hipótese alternativa de que o número desses vetores é maior do que  $r$ , que pode ser definido por:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (9)$$

em que  $\lambda_i$  = valores estimados das raízes características obtidos da matriz  $\Pi$ ;  $T$  = número de observações.

O segundo teste é o do máximo autovalor, que testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração é  $r$  contra a hipótese alternativa de existência de  $r + 1$  vetores de cointegração, podendo ser expresso da seguinte forma:

$$\lambda_{max}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (10)$$

3.2.3.1 TESTE DE PORTMANTEAU VERIFICADA A COINTEGRAÇÃO ENTRE AS SÉRIES ANALISADAS, ESTIMA-SE O MODELO VEC, CONFORME DEFINIDO NA EXPRESSÃO (8).

### 3.2.3 TESTES DE AUTO-CORRELAÇÃO

O teste de Portmanteau calcula as estatísticas *Box-Pierce* / *Ljung-Box* multivariadas para correlação serial residual até a defasagem especificada.

Box-Pierce (1970) desenvolveu uma estatística Q baseada na soma dos quadrados das autocorrelações. A estatística de Box-Pierce,  $Q = T * \sum_{k=1}^q \rho_k^2$  é comparada à distribuição qui-quadrado com “q” graus de liberdade. Caso o resíduo seja um ruído branco, a estatística Q definida segue uma distribuição qui-quadrado com “q” graus de liberdade.

Ljung-Box (1978), também conhecido como teste de Box-Pierce modificado, é utilizado para verificar se há falha de ajuste em um modelo temporal. O teste examina as “n” primeiras autocorrelações dos resíduos e, caso estas sejam pequenas, há indício de que não há falha no ajuste. A hipótese nula desse teste considera que as autocorrelações até o lag “n” é igual a zero e a estatística do teste é definida pela Equação (11):

$$Q^* = T * (T - 2) \sum_k^n \frac{\hat{\rho}_k^2}{T - k} \quad (11)$$

onde  $\hat{\rho}_k$  a autocorrelação estimada dos resíduos na defasagem “k” e “n” o número de lags testado. O teste irá rejeitar a hipótese nula  $Q^* > \chi_{1-\alpha; q}^2$  caso sendo, uma distribuição qui-quadrado com “q” grau de liberdade e nível de significância  $\alpha$ .

### 3.2.3.2 TESTE LM

O teste de Breusch (1978) - Godfrey (1978), também conhecido como teste LM (Lagrange Multiplier) para autocorrelação, testa a hipótese nula de ausência de autocorrelação até a defasagem p. Após definir o modelo e estimar seus coeficientes, o teste consiste em efetuar uma regressão do resíduo contra o próprio resíduo defasado no tempo e as variáveis explicativas, de acordo com a Equação (12):

$$\hat{u}_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \hat{\rho}_1 \hat{u}_{t-1} + \hat{\rho}_2 \hat{u}_{t-2} + \dots + \hat{\rho}_p \hat{u}_{t-p} + v_t \quad (12)$$

onde os últimos termos  $\hat{u}_{t-1}, \hat{u}_{t-2}, \dots, \hat{u}_{t-p}$  são os resíduos estimados pela equação do modelo adotado.

### 3.2.4 FONTE DOS DADOS

Os dados para estimação do modelo apresentado na Equação (4) foram coletados nos seguintes sites: no Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior – MDIC (2019), para a variável preço de exportação da celulose (dividindo o valor total em dólares pela quantidade em quilogramas e transformando em dólares por toneladas – US\$/ toneladas), no Instituto de Economia Aplicada – IPEA (2019), para as variáveis custo de produção, utilizado como proxy o Índice de Preços ao Atacado – Disponibilidade Interna – IPA- DI, e taxa de câmbio nominal (em real/ dólar - R\$/US\$); e no Federal

Reserve Bank of St. Louis – FRED (2019) para a variável preço internacional da celulose, utilizado como proxy o índice de preços de importação da celulose, papel recuperado e produtos de papel dos Estados Unidos. O período analisado foi o de janeiro/2000 a março de 2019, com cotações mensais, t Na Tabela 1, encontra-se um resumo das variáveis estimadas no modelo.

**Tabela 1** -Variáveis estimadas no modelo e as respectivas siglas

Variável	Sigla
Log preço de exportação da celulose	LBRA_C
Log custo de produção no Brasil	LBRA_CP
Log taxa de câmbio Real/ Dólar	LTX_D
Log preço internacional da celulose	LINT_C

Fonte: Organização dos autores

Na seção seguinte, será apresentada a análise e discussão dos resultados do modelo para a celulose.

## 4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Como forma de indicar a ordem de integração das séries de análise, foram aplicados dois testes de estacionariedade: ADF – Dickey- Fuller Aumentado; e KPSS - Kwiatkowski, Philips, Schmidt e Shin.

Os resultados estão expostos nas Tabelas 2 e 3.

**Tabela 2**- Testes de raiz unitária em nível aplicados nas séries mensais de preços de exportação da celulose (em US\$/toneladas), custo de produção, taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) e preços internacionais da celulose (índice de preços de importação norte-americano da celulose, papel recuperado e produtos de papel) no período de janeiro de 2000 a março de 2019.

Séries	Modelo	Teste ADF		Modelo	Teste KPSS	
		Estatística de teste			Estatística de teste	
LBRA_C	constant	-2.205402	ns	constante	0.722200	**
	e					
LBRA_CP	constant	-2.141412	ns	constante	1.925908	***
	e					
LTX_D	constant	-1.365241	ns	constante	0.495230	**
	e					
LINT_C	constant	-1.361081	ns	constante	1.470545	***
	e					



Nota 1: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%; \* significativo a 10%; ns não significativo

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Pela análise da Tabela 2, observa-se que todas as variáveis foram não estacionárias em nível, para os testes ADF e KPSS, ou seja, suas médias, as variâncias ou ambas variam com o tempo. Por outro lado, os resultados da Tabela 3 indicam concordância em ambos os testes, efetuada a primeira diferença, as séries foram estacionárias, com 5% de significância.

**Tabela 3-** Testes de raiz unitária em primeira diferença aplicados nas séries mensais de preços de exportação da celulose (em US\$/toneladas), custo de produção, taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) e preços internacionais da celulose (índice de preços de importação norte-americano da celulose, papel recuperado e produtos de papel) no período de janeiro de 2000 a março de 2019.

Séries	Teste ADF			Teste KPSS		
	Modelo	Estadística de teste		Modelo	Estadística de teste	
LBRA_C	constante	-13.31504	***	constante	0.048549	ns
LBRA_CP	constante	-6.635375	***	constante	0.324612	ns
LTX_D	constante	-10.09791	***	constante	0.127696	ns
LINT_C	constante	-5.330087	***	constante	0.050841	ns

Nota 1: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%; \* significativo a 10%; ns não significativo

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Efetuados os testes de estacionariedade das séries e identificada a ordem de integração, a próxima etapa consistiu em analisar a dinâmica do repasse cambial nos preços de exportação da celulose.

## 4.1 CELULOSE – DE JAN/2000 A MAR/2019

Na Figura 1, é possível identificar a evolução do preço de exportação da celulose (em US\$/ toneladas) e a taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) de janeiro de 2000 até março de 2019.

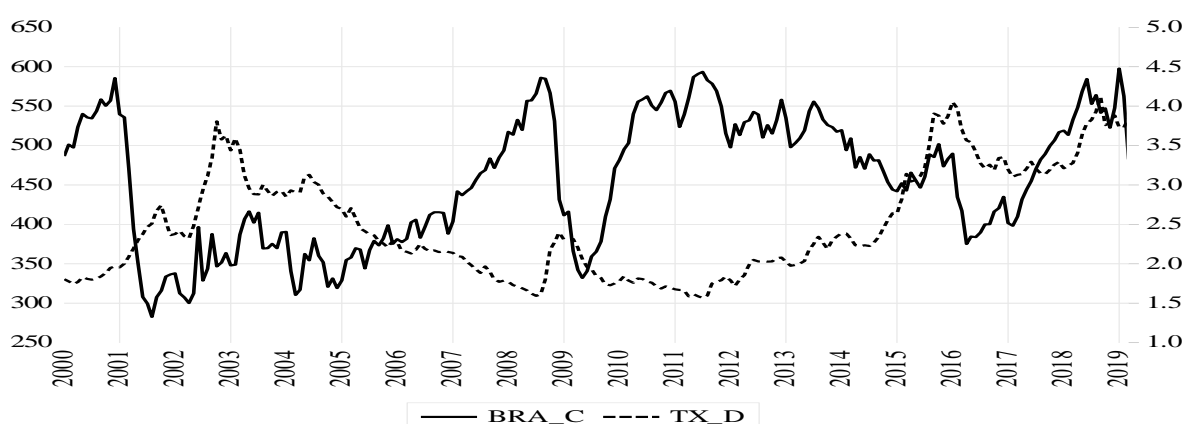


Figura 1- Relação entre preço de exportação da celulose (em US\$/ toneladas) e a taxa de câmbio nominal (R\$/US\$), no período de janeiro de 2000 a março de 2019

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de MDIC (2019) e IPEA (2019).

A partir da Figura 1, identificou-se que as séries apresentam uma tendência estocástica, ou seja, um padrão aleatório ao longo do tempo. Contudo, é possível que os dados apresentem um relacionamento de longo prazo a ser confirmado pelo teste de cointegração.

Para realização do teste de cointegração, é necessário verificar o número de defasagens para inserir do modelo (Tabela 4).

**Tabela 4** - Critério de defasagem do VAR auxiliar para a celulose

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
1	2352.426	NA	1.93e-14	-20.22879	-19.99036	-20.13263
2	2459.722	207.1612	8.74e-15	-21.01924	-20.54237*	-20.82690*
3	2474.944	28.86208	8.80e-15	-21.01250	-20.29719	-20.72399
			<b>8.18e-</b>			
<b>4</b>	2499.556	<b>45.81538*</b>	<b>15*</b>	<b>-21.08707*</b>	-20.13333	-20.70239

Nota 1: valor da verossimilhança (LogL); p-valor do teste de razão de verossimilhança (LR); Erro de Predição Final (FPE); Critério de Informação de Akaike (AIC); Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (BIC); e o Critério de Informação de Hannan & Quinn (HQC).

Nota 2: \*indica a defasagem ótima (n) definida pelo critério.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Com base nos dados da Tabela 4, foi possível indicar que o número de defasagens é de 4 (quatro) a ser incluída no VAR, visto que, dos cinco critérios considerados, três indicaram mesmo número de defasagens do VAR auxiliar.

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração, bem como a hipótese alternativa de que há pelo menos um vetor de cointegração devem ser rejeitadas ao nível de 1% para a estatística do traço e para a estatística do máximo autovalor (de acordo com os dados da Tabela 5). Além disso, o modelo da equação de cointegração que mais se ajustou ao teste foi o modelo 1 do sumário do teste, com as variáveis em nível sem tendência determinística e as equações de cointegração sem interceptos.

**Tabela 5** – Teste de cointegração de Johansen para a celulose.

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
<b>R=0</b>	<b>47.97357***</b>	<b>0.0068</b>	<b>29.28020***</b>	<b>0.0093</b>
R≤1	18.69338	0.2151	15.73233	0.0995
R≤2	2.961052	0.8525	2.406756	0.8736
R≤3	0.554296	0.5187	0.554296	0.5187

Nota: \*\* significativo a 5% e \*\*\* significativo a 1% Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

De acordo com a Tabela 6, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), todos os coeficientes estimados foram significativos ao nível de 5%.

**Tabela 6-** Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para celulose.

LBRA_C (-1)	LBRA_CP (-1)	LTX_D (-1)	LINT_C (-1)
1,0000	-0.171730**	0.319074***	-1.124595***
	(0.06772)	(0.08496)	(0.08303)
	[-2.53579]	[ 3.75578]	[-13.5439]

Nota 1: LBRA\_C = logaritmo neperiano do preço de exportação da celulose – período total (US\$/toneladas); LBRA\_CP = logaritmo neperiano do custo de produção – período total; LTX\_D = logaritmo neperiano da taxa de câmbio – período total (R\$/ US\$); LINT\_C = logaritmo neperiano do preço internacional da celulose – período total (índice de preços de importação norte-americano da celulose, papel recuperado e produtos de papel). Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t. Nota 3: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%, ns não significativo.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Na Equação (13), é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamentode longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

$$LBRA_C_t = + 0,17 LBRA_CP_t - 0,32 LTX_D_t + 1,12 LINT_C_t \quad (13)$$

De acordo com a Equação (13), verifica-se que o coeficiente de pass-through foi incompleto, indicando que a variação da taxa de câmbio (R\$/ US\$) influencia parcialmente o preço de exportação da celulose brasileira, ou seja, o aumento de 1% na taxa de câmbio ocasiona uma diminuição de 0,32% no preço de exportação da celulose. O estudo de Tejada e Silva (2008) também encontrou um coeficiente de pass-through incompleto para o setor de celulose, papel e gráfica com valor oscilando entre as médias de -0,2233 a -0,2981, e o estudo de Correa (2012) encontrou um pass-through no valor de -0,701 para

o setor de papel e gráfica, contudo, os períodos de análise dos dois estudos são distintos da presente pesquisa. Demais estudos revisados sobre o repasse das variações da taxa de câmbio aos preços de exportação brasileiros, para outros produtos e setores, também corroboraram o resultado de um pass-through incompleto (FERREIRA ; SANZO , 1999 ; CRUZ JR. ; SILVA, 2004, FRAGA et al, 2008 , COPETTI ; VIEIRA ; CORONEL , 2012 ; SOUZA; RANIRO; ROSA, 2018 e SOUZA, 2018).

Ainda, de acordo com a Equação (13), constata-se que o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona um aumento de 0,17% no preço de exportação da celulose.

Também foi possível inferir, com base na Equação (13), que o aumento de 1% no preço internacional da celulose determina um aumento de 1,12% no preço de exportação dessa commodity. O resultado encontrado na presente pesquisa sugere um coeficiente elástico na transmissão de preços e valida a Lei do Preço Único, que, de acordo com Mundlack e Larson (1992), diz que bens idênticos, em regiões distintas, em livre concorrência de mercado, devem ser vendidos pelo mesmo preço.

Com a finalidade de diagnóstico e robustez do modelo, foram estimados dois testes de correlação serial para os resíduos, cujos resultados encontram-se na Tabela 7.

**Tabela 7-** Testes de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para a celulose.

Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	1.100241	---	1.105025	---	15.26246	0.5055
2	3.793977	---	3.822287	---	15.92648	0.4581
3	5.406831	---	5.456363	---	10.14786	0.8588
4	11.87941	---	12.04299	---	23.35264	0.1046
5	19.83020	0.8706	20.16968	0.8582	10.77979	0.8229
6	33.23820	0.8818	33.93523	0.8633	15.43284	0.4932
7	54.93589	0.6608	56.31097	0.6113	23.32700	0.1053
8	74.86774	0.5152	76.95787	0.4477	21.42271	0.1628
9	90.66842	0.5197	93.39912	0.4397	18.33277	0.3048
10	110.0101	0.4281	113.6160	0.3369	21.37179	0.1647
11	124.2521	0.4767	128.5700	0.3711	16.23798	0.4365
12	137.7598	0.5377	142.8180	0.4180	14.63382	0.5516

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 7, até doze defasagens o teste indica a rejeição da hipótese nula de que a correlação serial é diferente de zero, com 1% de significância. Desta

forma, os resultados de diagnóstico do modelo estimado são válidos e apresentam um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

## 4 CONCLUSÕES

O trabalho realizou uma investigação da influência da variação da taxa de câmbio nos preços de exportação da celulose. Nesse tocante, os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportação da celulose foi incompleto com o coeficiente de 0,32.

A partir disso, pode-se inferir que o coeficientes de pass-through encontrado determina que depreciações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, dado que não reduzem expressivamente os preços de exportação.

Desse modo, como as variações cambiais determinaram reduzidos efeitos sobre a competitividade da celulose, cabe um enfoque sobre aspectos como o grau de concorrência na formação de preços desse mercado (pricing to market) e a elasticidade-preço da demanda. Logo, as características do mercado da celulose, como a elevada concentração, porém com o reduzido poder de mercado dos exportadores e com o crescimento da renda mundial, têm possivelmente minimizado o ajuste dos preços decorrentes de depreciações cambiais.

Entre as limitações do presente trabalho, está o fato de o coeficiente de pass-through estimado ser estático, ou seja, permitiu a análise geral de período específicos de tempo, não compreendendo o dinamismo da taxa de câmbio e sua influência período a período sobre os preços do mercado doméstico e de exportação. Neste sentido, recomenda-se, para estudos posteriores, a aplicação do filtro de Kalman como forma de captar a dinâmica do repasse cambial.

## REFERÊNCIAS

BOX, G. E. P.; PIERCE, D. A. Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Time Series Models. *Journal of the American Statistical Association*, v. 65, n. 332, p. 1509-1526, 1970.

BREUSCH, T. S. Testing for autocorrelation in dynamic linear models. *Australian Economic Papers*, 17, 1978.

BUENO, R. D. L. D. *Econometria de séries temporais*. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

COPETTI, L. S.; VIEIRA, K. M.; CORONEL, D. A. Transmissão das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação da soja no Brasil e na Argentina. *Custos e Agronegócios Online*, Recife, v. 8, n. 3, p.113-132, jul./ set. 2012.

COPETTI, L. S.; VIEIRA, K. M.; CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação da soja em grão: análise dos mercados dos Estados Unidos, do Brasil e da Argentina. *Revista em Agronegócios e Meio Ambiente*, v. 6, n. 3, p. 435-461, set./dez. 2013

CORREA, A. L. Taxa de câmbio e preços de exportação no Brasil: avaliação empírica dos coeficientes de pass-through setoriais. *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 21, n.1 (44), p.61-91, abr. 2012.

COSTA, T. R. et al. Dinâmica competitiva das exportações brasileiras de papel e celulose: uma aplicação da matriz de competitividade. *Ciência da Madeira (Brazilian Journal of Wood Science)*, v.6, n.3, p. 191-201, 2015.

CRUZ JR., J. C.; SILVA, O. M. Pass-through da taxa de câmbio nos preços de exportação dos produtos agropecuários brasileiros: 1994-2003. In: *Anais do XLII Congresso brasileiro de economia e sociologia rural (SOBER)*, 2004, Cuiabá-MT.

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.366, p.427-431, 1979.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v.49, p.1057-1073, 1981.

ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*. Nova York: John Wiley & Sons, 1995.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, Chicago, v.55, n.2, p. 251-276, 1987

FERREIRA, A.; SANZO, A. Exchange rate pass-through: the case of Brazilian exports of manufactures. In: *World Congress Of The International Economic Association*, 2, Buenos Aires, ago. 1999.

FRAGA, G. J. et al. O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação de soja. *Revista Análise Econômica*, Porto Alegre, n. 49, p. 193-210, 2008.

FRED - Federal Reserve Bank of St. Louis. Import Price Index: Woodpulp, recovered paper, and paper products. Disponível em:

<https://fred.stlouisfed.org>

Acesso em: 14 Mai. 2019.

GODFREY, L. G. Testing for higher order serial correlation in regression equations when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica*, 1978.

GREENE, W. H. *Econometrics Analysis*. 6.ed. New Jersey: Pearson Education, 2008.

HAMILTON, J. D. *Time series analysis*. New Jersey: Princeton University Press, 1994.

HARRIS, R.I.D. Using cointegration analysis in econometric modelling. London: Prentice-Hall-Harvester Wheatsheaf,1995.

ITC – International Trade Centre. Trade Map. Disponível em:

<<https://www.trademap.org>>. Acesso em: 15 Mai. 2019.

IPEA - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: 14 jan. 2019.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamic and Control*, v.12, p.231-254,1988.

KWIAKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the alternative of stationary against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root?. *Journal of Econometrics*. p. 159-178, 1992.

MDIC - Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. Balança Comercial. Disponível em: <http://www.mdic.gov.br/index.php/balanca-comercial>. Acesso em: 01 mar. 2019.

MENON, J. Exchange rate and import prices for a small open economy. *Applied Economics*, v. 27, n. 3, p. 297-301, 1995.

MUNDLACK, Y.; LARSON, D. F. On the transmission of world agricultural prices. *The World Bank Review*, v.6, n.1, p.399-422, 1992.

OLAVO, R. F. et al. Estudo da competitividade internacional do complexo agroindustrial brasileiro de papel e celulose, 1990-2013. In: *Anais do XII Encontro da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (ENABER)*, 2015, Curitiba-PR.

SOUZA, D. K. F. O impacto das variações cambiais nas exportações do milho e do algodão. 2018. 95 f. Dissertação (Mestrado em Economia). Universidade Federal de São Carlos, Sorocaba, 2018.

SOUZA, D. K. F.; RANIRO, L. R.; ROSA, M. B. Análise do pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportação do açúcar. In: *Anais do 56º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural – SOBER*, Campinas - SP, 2018.

TEJADA, C. A. O.; SILVA, A. G. O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços dos principais produtos exportados pelo Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v.46, n.01, p.171-205, jan-mar/2008

WTO – World Trade Organization. Tariff Analysis Online. Disponível em:

<http://tao.wto.org/>

Acesso em: 05 jun. 2019.

## NOTA

<sup>1</sup>Esta pesquisa conta com o apoio do CNPq, através da chamada Universal-2018.

<sup>2</sup>Um processo estocástico é estacionário quando a sua média e a sua variância são constantes ao longo do tempo e quando o valor da covariância entre dois períodos de tempo depende apenas da distância, do intervalo ou da defasagem entre os períodos de tempo, e não do próprio tempo em que a covariância é calculada. Em notação matemática, as propriedades do processo estocástico estacionário podem ser representadas por: (Média)  $\mu$ , (Variância)  $\sigma^2$  e (Covariância)  $\gamma(k)$ . Um processo estocástico com as propriedades descritas anteriormente é conhecido, na literatura de séries temporais, como processo fracamente estacionário, ou estacionário em covariância, ou estacionário de segunda ordem, ou estacionário em sentido amplo. Um processo estocástico é fortemente estacionário quando todos os momentos de sua distribuição não variam ao longo do tempo (BUENO, 2008.).

<sup>3</sup>Engle e Granger (1987) mostram que, se todas as séries de interesse possuem a mesma ordem de integração  $I(d)$  e existir um vetor  $\alpha$ , com  $\alpha' \alpha = 0$ , em que a combinação linear dessas variáveis seja de ordem  $I(b)$ , pode-se afirmar que  $X_t$  é um vetor de variáveis cointegradas denotadas por  $X_t \sim CI(d,b)$ .



# Capítulo 4

## TRANSMISSÃO DA VARIAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PREÇOS DE EXPORTAÇÃO BRASILEIROS DO CAFÉ ARÁBICA: UM ESTUDO COMPARATIVO DO DÓLAR E DO EURO<sup>1</sup>

[DOI: 10.37423/200500982](https://doi.org/10.37423/200500982)

*Leonardo Sangoi Copetti (Mestre em Administração pela Universidade Federal de Santa Maria (UFSM)).*

*Daniel Arruda Coronel (Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV), Professor Associado do Departamento de Economia e Relações Internacionais (UFSM) e Bolsista de Produtividade do CNPq).*

*Adriano Mendonça Souza (Doutor em Engenharia da Produção pela UFSC. Professor Titular da UFSM, com atuação no Programa de Pós-Graduação em Engenharia da Produção).*



**Resumo:** O objetivo deste trabalho consistiu no exame da relação entre variações cambiais e os preços de exportação brasileiros do café arábica, relação definida como o pass-through da taxa de câmbio, tendo como referência o período de janeiro de 2000 a março de 2019. Para tanto, estimaram-se dois modelos: em dólar e em euro. Os dados foram coletados nos sites do Conselho dos Exportadores de Café do Brasil – CECAFE, no Instituto de Economia Aplicada – IPEA e na Intercontinental Exchange – ICE. Neste sentido, fez-se uso dos instrumentais de séries temporais, especialmente do Modelo Vetor de Correção de Erros. Os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportação do café arábica ocorreu de forma incompleta, com os coeficientes para dólar e euro de, respectivamente, -0,69 e -0,91, representando que depreciações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, uma vez que não reduzem expressivamente os preços de exportação.

**Palavras-chave:** Café Arábica. Preços de Exportação. Pass-Through.

## 1 INTRODUÇÃO

Segundo o United States Department of Agriculture – USDA (2019), o Brasil é o maior exportador mundial de café, visto que, na safra 2018/ 2019, o total exportado foi de 35 milhões de sacas de café, o que representou 25,5% das exportações mundiais, que foram de 137 milhões de sacas de café.

Além disso, para o Conselho dos Exportadores de Café do Brasil – CECAFE (2019), o total do café arábica exportado pelo Brasil, em 2018, foi de US\$ 4,3 bilhões, o que representou 1,79% das exportações totais do país. Em comparação com o ano de 2000, houve um incremento de 187% do faturamento das exportações desta commodity, sendo que as exportações neste ano foram de US\$ 1,5 bilhões.

Segundo Ferreira e Sanso (1999), países que fizeram tardiamente seu processo de industrialização como o Brasil são geralmente considerados com pouco controle sobre os preços que vendem nos mercados internacionais. Desta forma, as variações na taxa câmbio podem ter pouca relevância na determinação dos preços de exportação, ou seja, o coeficiente de pass-through tende a ser nulo.

Para o USDA (2019), o total de café exportado pelo mundo, na safra 2018/2019, foi de 137 milhões de sacas, sendo que a representatividade dos três maiores exportadores foi, respectivamente, Brasil, com 35 milhões de sacas (25,5%); Vietnã, com 28 milhões de sacas (20,4%) e Colômbia, com 13 milhões de sacas (9,5%). Já os três maiores importadores mundiais foram, respectivamente, União Europeia, com 49 milhões de sacas (36,8%), Estados Unidos, com 27 milhões de sacas (20,3%) e Japão, com 9 milhões de sacas (6,8%). Além disso, segundo a World Trade Organization – WTO (2019), dentre esses três maiores importadores, o Japão é o que aplica as maiores barreiras à importação de café (12%), a União Europeia aplica um percentual médio de tarifas de importação de 9,08% e os Estados Unidos não aplicam taxas de importação a commodity.

Diante deste contexto, o problema de pesquisa deste trabalho é responder à seguinte questão: existe diferença entre o grau de pass-through para os preços de exportação brasileiros do café arábica entre as taxas de câmbio real/ dólar e real/ euro, no período compreendido entre 01/2000 a 03/2019?

A partir do desenvolvimento deste estudo, têm-se elementos que auxiliem na compreensão da magnitude com que se dá a transmissão de preços para o mercado do café arábica, bem como no maior entendimento de como a política econômica e cambial pode impactar sobre a competitividade do exportador brasileiro.

Dada a importância do café para a economia brasileira, trabalhos como os de Sereia, Camara e Anhesini (2012) analisaram o comportamento do complexo cafeeiro brasileiro entre 1990 e 2007. Para tanto, utilizaram o modelo Constant Market Share (CMS), com os produtos café verde, café solúvel, café torrado e bebidas com café, bem como o índice de Vantagem Comparativa Revelada Simétrica (VCRS). Como resultados do modelo CMS, na análise dos quatro produtos em conjunto (café verde, solúvel, torrado e bebidas com café), tem-se que o desempenho das exportações brasileiras é atribuído aos efeitos de crescimento do comércio mundial e competitividade. A análise do VCRS revelou que as exportações brasileiras de café apresentaram-se competitivas para os produtos café verde e café solúvel. Ainda nesta perspectiva, Thomé e Ferreira (2015) realizaram pesquisa sobre a competitividade das exportações do café brasileiro no comparativo com seus principais concorrentes, utilizando-se de indicadores de competitividade no comércio internacional, no período de 2003 a 2012, e os resultados indicaram que o país apresentou-se competitivo durante todo período de análise.

A competitividade das exportações brasileiras de café também foi analisada por autores como Franck et al. (2016), Arevalo, Arruda e Carvalho (2016) e Copetti e Coronel (2019). Por outro lado, percebe-se uma lacuna de estudos envolvendo competitividade do café arábica brasileiro e o coeficiente de pass-through, para o que a presente pesquisa vem a contribuir.

Por fim, os resultados desta pesquisa poderão servir de subsídios para políticas de comércio exterior visando aumentar a competitividade e maior inserção do setor.

O presente trabalho está estruturado em três seções, além desta introdução. Na segunda seção, são apresentados os estudos empíricos realizados sobre a transmissão de preços e o coeficiente de pass-through no mercado brasileiro; na terceira seção, os procedimentos metodológicos são esboçados; na seção seguinte, os resultados são analisados e discutidos; e por fim, na última seção, são apresentadas as principais conclusões do trabalho.

## **2 TRANSMISSÃO DE PREÇOS E COEFICIENTE DE PASS-THROUGH NO MERCADO BRASILEIRO**

Ferreira e Sansó (1999) investigaram a relação da taxa de câmbio e os preços das exportações brasileiras de manufaturados, com dados trimestrais, no período de março de 1978 a abril de 1996, dividido em dois subperíodos, de março de 1978 a abril de 1985 e de janeiro de 1986 a abril de 1996. Para tanto, utilizaram-se de econometria de séries temporais baseadas na metodologia de Engle-Granger, Shin e Johansen. Como resultados, no período de março de 1978 a abril de 1996, os autores

encontraram um coeficiente de pass-through incompleto e constataram que as variações da taxa de câmbio influenciam parcialmente os preços de exportação. Já no sub-período de janeiro de 1986 a abril de 1996, o pass-through foi próximo a zero, indicando que as variações na taxa de câmbio possivelmente não exerceram influência sobre os preços das exportações brasileiras de manufaturados, sendo as mudanças nos preços de exportação explicadas basicamente pelo movimento nos preços internacionais. Os autores sugerem que este resultado está ligado à opção dos exportadores brasileiros por não alterarem seus preços em moeda estrangeira devido à extrema instabilidade cambial que caracterizou este período. Desta forma, para preservar sua participação nos mercados externos, os exportadores optaram por manter seus preços em moeda estrangeira invariantes às mudanças na taxa de câmbio que são percebidas como transitórias.

Cruz Jr. e Silva (2004) estudaram o coeficiente de pass-through para a exportação trimestral dos produtos agropecuários brasileiros no período compreendido do 3º trimestre de 1994 ao 2º trimestre 2003. Foram utilizadas as seguintes séries para a estimação do modelo: o Índice de Preços de Exportação para produtos agropecuários do Brasil, o Índice de Preços de Atacado para lavouras de exportação (IPA-OG) como proxy para o custo de produção, a taxa de câmbio nominal (real/dólar) fim do período, e, para o preço internacional, foi utilizada série de preços de importação de commodities dos Estados Unidos. Os autores utilizaram-se de econometria de séries temporais e do modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC. Como resultado, os autores estimaram um coeficiente de pass-through de -0,53, representando que as variações da taxa de câmbio afetam parcialmente o preço de exportação dos produtos agropecuários brasileiros.

Tejada e Silva (2008) analisaram a relação entre as variações da taxa de câmbio e os preços das exportações dos principais produtos exportados pelo Brasil, com dados trimestrais, de janeiro de 1980 a janeiro de 2004. Os setores pesquisados e as respectivas participações no ano de 2004, foram Peças e Outros Veículos (10,29%), Siderurgia (7,11%), Extrativa Mineral (8,41%), Máquinas e Tratores - MAQ (5,33%), Veículos Automotores (5,05%), Óleos Vegetais (4,96%), Refino de Petróleo (4,55%), Madeira e Mobiliário (4,14%), Beneficiamento de Produtos Vegetais (3,22%), Metalurgia de Não Ferrosos (3,16%), Celulose Papel e Gráfica (3,06%), Material Elétrico (2,34%), Elementos Químicos (2,15%), e Equipamentos Eletrônicos (2,10%). Para estimar o coeficiente de pass-through, os autores utilizaram o filtro de Kalman, gerando um coeficiente variável ao longo do tempo. Como resultados da pesquisa, os setores pesquisados apresentaram um coeficiente de pass-through oscilando entre zero e -1

(menos um), indicando pass-through incompleto, ou seja, a variação da taxa de câmbio afeta parcialmente os preços de exportação.

Fraga et al. (2008) investigaram o repasse da variação da taxa de câmbio para os preços mensais de exportação da soja em grão do Brasil no período de julho de 1994 a dezembro de 2004. Para tanto, os autores utilizaram testes de raiz unitária (ADF), de co-integração de Johansen e modelo vetorial de correção de erros (VEC). Como resultados, estimaram um coeficiente de pass-through no valor de -0,34, representando um pass-through incompleto, ou seja, que a política cambial adotada pelo país reflete-se nos lucros do exportador: se o câmbio é apreciado, o exportador é obrigado a cumprir seus lucros; do contrário, quando o câmbio é depreciado, o exportador expande seus lucros.

Cunha et al. (2010) realizaram estudo sobre a transmissão de preços internacionais no mercado do café arábica para o Brasil, a Colômbia, México, Guatemala, Peru e Honduras, no período de janeiro de 1990 a junho de 2007. Para tanto, utilizam-se de econometria de séries temporais e do modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC. Como resultados, estimaram as seguintes elasticidades de transmissão de preços para os países: Brasil (-1,505), Colômbia (-0,759), México (-1,076), Guatemala (-0,905), Peru (-1,042) e Honduras (-0,945). O mercado brasileiro apresentou-se como o mais integrado ao mercado internacional, representando que o aumento de 1% no preço internacional do café arábica determina um aumento de 1,505% no preço ao produtor brasileiro.

Correa (2012) analisou o impacto das variações cambiais sobre as exportações de 26 setores da economia brasileira, no período de 1995 a 2005. Os setores pesquisados foram extrativa mineral, extração de petróleo e gás, minerais não metálicos, siderurgia, metalurgia dos não ferrosos, outros produtos metalúrgicos, fabricação de máquinas e tratores, material elétrico, equipamentos eletrônicos, automóveis, outros veículos e peças, madeira e mobiliário, papel e gráfica, indústria da borracha, elementos químicos não petroquímicos, refino de petróleo e petroquímica, fabricação de produtos químicos diversos, indústria têxtil, fabricação de artigos de couro e calçados, indústria do café, beneficiamento de produtos vegetais, abate de animais, indústria do açúcar, fabricação de gorduras e óleos vegetais, outros produtos alimentares e bebidas, e indústrias diversas. As variáveis utilizadas no modelo econométrico foram o preço das exportações brasileiras de 26 setores classificados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE, a taxa de câmbio nominal, o custo doméstico utilizando uma metodologia para custo setorial, o preço das exportações concorrentes internacionais correspondendo ao índice de preços das importações norte-americanas e o grau de utilização da capacidade instalada calculada pela Fundação Getúlio Vargas – FGV. Como

resultados, o autor apresentou coeficientes de pass-through incompletos para os diversos setores pesquisados e o coeficiente de  $-0,841$  para a indústria do café.

Copetti, Vieira e Coronel (2012) realizaram pesquisa sobre a transmissão da variação da taxa de câmbio aos preços de exportação do grão de soja no Brasil e na Argentina, no período de 03/1999 a 02/2011. Para tanto, utilizam-se de econometria de séries temporais e do modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC. Os resultados revelaram um coeficiente de pass-through incompleto para o Brasil ( $-0,11$ ) e nulo para Argentina. No mercado brasileiro, a estimativa do coeficiente indicou que a variação da taxa de câmbio exerce influência parcial sobre os preços médios de exportação do grão de soja, ou seja, a variação de 1% na taxa de câmbio é repassada 0,11% no mesmo sentido para o preço médio de exportação do grão de soja no Brasil. Já para o mercado argentino, as variações da taxa de câmbio não exercem influência sobre os preços médios de exportação do grão de soja.

Souza (2018) buscou avaliar a influência das variações cambiais no desempenho exportador do milho e do algodão considerando dados mensais de janeiro de 2002 a dezembro de 2016. Para estimar o pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportação do milho e do algodão, o autor empregou o Modelo Vetorial de Correção de Erro e o Modelo Estrutural Vetorial de Correção de Erro. Os resultados mostraram que o pass-through da taxa de câmbio para o preço de exportação do milho foi incompleto, implicando que as variações cambiais afetaram a competitividade do exportador dessa cultura. No caso do algodão, o pass-through para o preço de exportação do algodão foi nulo, indicando que as variações cambiais agiram impactando apenas o mark-up do exportador dessa commodity.

Souza, Raniero e Rosa (2018) avaliaram o pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportações, em dólares e em reais, do açúcar brasileiro de janeiro de 2012 a dezembro de 2016. Os autores utilizaram as ferramentas econométricas de séries temporais multivariadas, com destaque para o Modelo Vetorial de Correção de Erro. Os resultados apontaram um pass-through incompleto da taxa de câmbio para os preços de exportações do açúcar, em dólares e em reais, tendo baixo coeficiente ( $-0,03$ ) de pass-through cambial para o preço em dólares e alto coeficiente ( $0,97$ ) para o preço em reais.

No Quadro 1, faz-se uma síntese dos estudos acerca dos estudos sobre transmissão de preços e coeficiente de pass-through nas exportações brasileiras.

<b>Autores</b>	<b>País / países</b>	<b>Período</b>	<b>Produtos</b>	<b>Metodologia/ objetivo do estudo</b>	<b>Resultados</b>
Ferreira e Sansó (1999)	Brasil	03/1978-04/1996	produtos manufaturados	Metodologia de Engle-Granger, Shin e Johansen/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto
Cruz Jr. e Silva (2004)	Brasil	3° trim./ 1994-2° trim./ 2003	produtos agropecuários	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (-0,53)
Tejada e Silva (2008)	Brasil	01/1980-01/2004	exportações setoriais	filtro de Kalman/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (entre -1 e zero)
Fraga <i>et al.</i> (2008)	Brasil	07/1994-12/2004	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (-0,34)
Cunha <i>et al.</i> (2010)	Brasil, a Colômbia, México, Guatemala, Peru e Honduras	01/1990-06/2007	Café arábica	Modelo vetorial de correção de erros/ transmissão de preços	Coefficiente elástico (-1,505)
Correa (2012)	Brasil	1995-2005	exportações setoriais	Econometria de series temporais/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompletos para os setores pesquisados/ indústria do café (-0,841)
Copetti, Vieira e Coronel (2012)	Brasil e Argentina	03/1999-02/2011	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (-0,11)
Souza (2018)	Brasil	01/2002-12/2016	milho e algodão	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto para o milho e nulo para o algodão
Souza, Raniero e Rosa (2018)	Brasil	01/2012-12/2016	açúcar	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	baixo coeficiente (-0,03) de <i>pass-through</i> cambial para os preços em dólares e alto coeficiente (0,97) para o preço em reais

Quadro 1 - Síntese dos estudos empíricos

Fonte: Organização dos autores.



Nesta subseção, foram reunidos estudos realizados sobre transmissão de preços e coeficiente de pass-through nas exportações brasileiras a fim de analisar a relação entre a taxa de câmbio e os preços de exportação do Brasil, bem como a transmissão de preços internacionais aos preços domésticos e de exportação brasileiros do café arábica.

Os estudos supracitados revelaram que o Brasil apresentou um coeficiente de pass-through incompleto nas exportações (entre zero e -1) e que a transmissão de preços internacionais do café aos preços domésticos se comportou de forma elástica, ou seja, os preços internacionais são transmitidos integralmente aos preços domésticos. A presente pesquisa difere dos estudos citados pelo comparativo do coeficiente de pass-through nas exportações do café arábica em dólar e em euro.

## 3 METODOLOGIA

### 3.1 MODELO ANALÍTICO

O modelo econométrico *pass-through*, de acordo com Menon (1995), usado em sua forma mais simples, parte de um modelo de *mark-up* que pode ser representado da seguinte forma:

$$P^*X = (1 + \lambda)(CP/E) \quad (1)$$

em que;  $P^*X$  o preço de exportação em moeda estrangeira;  $(CP/E)$  é custo de produção, medido em moeda estrangeira;  $E$  é a taxa de câmbio nominal; e  $\lambda$  é *mark-up*.

Partindo-se do pressuposto que o *mark-up* pode variar de acordo com a pressão competitiva no mercado mundial, tem-se que:

$$(1 + \lambda) = \left[ \frac{PW}{CP/E} \right]^\alpha \quad (2)$$

com  $[PW/(CP/E)]$  correspondendo à diferença entre o preço das exportações mundiais e o custo de produção do exportador medido em moeda estrangeira.

Substituindo a Equação (2) em (1) e aplicando-se o logaritmo neperiano no resultado dessa substituição, chega-se à seguinte equação de preço de exportação em moeda estrangeira:

$$\ln P^*X = (1 + \alpha)\ln(CP/E) + \alpha\ln PW \quad (3)$$

Considerando-se a versão não restrita da Equação (3), na qual não se exige que a soma dos coeficientes relativos a  $\ln(CP/E)$  e  $\ln(PW)$  seja igual a 1 e na qual se admite que os coeficientes relativos a  $\ln(CP)$  e  $\ln(E)$  difiram em sinal e magnitude, conforme Menon (1995), tem-se:

$$\ln P^*X = \phi_0 + \phi_1 \ln CP + \phi_2 \ln E + \phi_3 \ln PW \quad (4)$$

em que o coeficiente de *pass-through* é representado por  $\phi_2$ .

A análise do resultado deste coeficiente pode ser expressa da seguinte forma:

1.  $\phi_2 = 0$ ; significa que a taxa de câmbio não exerce influência sobre o preço em moeda estrangeira dos bens exportados;
2.  $\phi_2 = -1$ ; significa que a mudança na taxa de câmbio afeta integralmente o preço em moeda estrangeira dos bens exportados; e
3.  $-1 < \phi_2 < 0$ ; significa que a mudança na taxa de câmbio afeta parcialmente o preço em moeda estrangeira dos bens exportados.

## 3.2 PROCEDIMENTOS ECONOMETRÍCOS

### 3.2.1 TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

Para determinar a ordem de integração das séries de interesse, este trabalho utilizou os testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (DICKEY; FULLER, 1979, 1981) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS, 1992). Esses testes permitem verificar a existência ou não de raízes unitárias nas séries temporais, ou seja, se as variáveis são ou não estacionárias.

O teste ADF consiste na estimação da seguinte equação por Mínimos Quadrados Ordinários e pode ser expresso, conforme Enders (1995), da seguinte forma:

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

com:  $\gamma = -\left(1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i\right)$  e  $\beta_i = \sum_{j=i}^p \alpha_j$ ,

em que:  $\alpha_0$  é o intercepto;  $\gamma$  descreve o comportamento da série temporal;  $y$  representa a variável dependente;  $\Delta$  é a representação do operador de diferença e  $\varepsilon_t$  denota o erro que se assume de ser idêntica e independentemente distribuída. A fim de determinar o número de defasagens utilizadas no teste para eliminar a autocorrelação residual, utilizou-se o menor valor do critério de Schwarz (SBC).

O parâmetro de interesse nas regressões (sem intercepto e sem tendência; com intercepto; com intercepto e tendência) é  $\gamma$ , sendo que, se  $\gamma = 0$ , a série contém uma raiz unitária. Nesse teste, compara-se o resultado da estatística  $\tau$  com os valores apropriados reportados por Dickey-Fuller para determinar se aceita ou se rejeita a hipótese nula  $\gamma = 0$ . A hipótese nula será rejeitada se o valor calculado da estatística  $\tau$  for maior do que o valor crítico de Dickey-Fuller, indicando que a série é estacionária; caso contrário, a série é não estacionária.

O KPSS é um teste alternativo ao ADF, sendo definido pelo procedimento de um teste de não estacionariedade contra a hipótese nula de estacionariedade, conforme Greene (2008). Formalmente, é expresso pela seguinte expressão:

$$\begin{aligned} y_t &= \alpha + \beta t + \gamma \sum_{i=1}^t z_i + \varepsilon_t \\ y_t &= \alpha + \beta_t + \gamma Z_t + \varepsilon_t \end{aligned} \tag{6}$$

tendo as seguintes hipóteses:

: , série é estacionária

: , série é não estacionária

### 3.2.2 ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO

Mesmo que variáveis individuais não sejam estacionárias, mas exista pelo menos uma combinação linear estacionária entre elas, então se pode afirmar que essas variáveis são cointegradas (GREENE, 2008), ou seja, é possível verificar uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas, que pode ser

estimada e analisada. Dessa forma, para identificar o possível relacionamento de longo prazo entre as séries, utilizou-se o teste de cointegração elaborado por Johansen (1988).

O procedimento de Johansen (1988) considera que todas as variáveis são endógenas e sua utilização não é limitada pela existência de endogeneidade do regressor (relação causal no sentido da variável dependente para a variável explicativa). Esse procedimento utiliza Máxima Verossimilhança para estimar os vetores de cointegração e permite testar e estimar a presença de vários vetores e não só de um único vetor de cointegração.

De acordo com Harris (1995), definido um vetor  $z_t$  de  $n$  variáveis potencialmente endógenas, é possível especificar o seguinte processo gerador, e modelar  $z_t$  como um Vetor Auto-regressivo (VAR) irrestrito com  $k$  defasagens de  $z_t$ :

$$z_t = A_1 z_{t-1} + \dots + A_k z_{t-k} + u_t \quad (7)$$

em que:  $z_t$  é um vetor  $(n \times 1)$ ,  $A_i$  é uma matriz de parâmetros  $(n \times n)$  e  $u_t \sim IID(\mu, \sigma^2)$ .

Ainda conforme Harris (1995), a Equação (7) pode ser reparametrizada em termos de um modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) esboçado como:

$$\Delta z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta z_{t-k+1} + \Pi z_{t-k} + \varepsilon_t \quad (8)$$

em que:  $\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i)$ , ( $i = 1, \dots, k-1$ ) e  $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$ . Da forma como especificado, o sistema contém informações de curto e longo prazo a mudanças de  $z_t$ , via estimativas de  $\hat{\Gamma}_i$  e  $\hat{\Pi}$ , respectivamente, onde  $\Pi = \alpha\beta'$ , com  $\alpha$  representando a velocidade de ajustamento ao desequilíbrio e  $\beta$  a matriz de coeficientes de longo prazo.

A importância do modelo de correção de erro reside no fato de permitir a ligação entre aspectos relacionados à dinâmica de curto prazo com os de longo prazo (HAMILTON, 1994). Dessa forma, os mecanismos de correção de erro pretendem fornecer um caminho para combinar as vantagens de se modelar tanto em nível quanto nas diferenças. Nesse modelo, não apenas a dinâmica do processo de ajustamento de curto prazo como também a do processo de longo prazo são modeladas simultaneamente.

O número de vetores de cointegração depende do posto ou rank ( $r$ ) da matriz  $\Pi$ . Em termos de vetores de cointegração, têm-se três possibilidades, conforme Enders (1995): se o posto de  $\Pi$  é completo, então as variáveis  $Y_t$  são  $I(0)$ , ou seja, significa que qualquer combinação linear entre as variáveis é estacionária e o ajuste do modelo deve ser efetuado com as variáveis em nível; se o posto de  $\Pi$  é zero, então não há relacionamento de cointegração e o modelo deve ser ajustado com as variáveis em diferença e, quando  $\Pi$  tem posto reduzido, há  $r$  vetores de cointegração.

Para Enders (1995), o rank de uma matriz é igual ao número de raízes características estritamente diferentes de zero, que pode ser identificado por meio de dois testes estatísticos. O primeiro deles é o teste do traço, que testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração distintos é menor ou igual a  $r$  contra a hipótese alternativa de que o número desses vetores é maior do que  $r$ , que pode ser definido por:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (9)$$

em que  $\lambda_i$  = valores estimados das raízes características obtidos da matriz  $\Pi$ ;  $T$  = número de observações.

O segundo teste é o do máximo autovalor, que testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração é  $r$  contra a hipótese alternativa de existência de  $r+1$  vetores de cointegração, podendo ser expresso da seguinte forma:

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (10)$$

Verificada a cointegração entre as séries analisadas, estima-se o modelo VEC, conforme definido na Expressão (8).

### 3.2.3 TESTES DE AUTOCORRELAÇÃO

#### 3.2.3.1 TESTE DE PORTMANTEAU

O teste de Portmanteau calcula as estatísticas *Box-Pierce* / *Ljung-Box* multivariadas para correlação serial residual até a defasagem especificada.

Box-Pierce (1970) desenvolveu uma estatística  $Q$  baseada na soma dos quadrados das autocorrelações. A estatística de Box-Pierce, é comparada à distribuição  $Q = T * \sum_{k=1}^q \rho_k^2$  o com “ $q$ ” graus

de liberdade. Caso o resíduo seja um ruído branco, a estatística Q definida segue uma distribuição qui-quadrado com “q” graus de liberdade.

Ljung-Box (1978), também conhecido como teste de Box-Pierce modificado, é utilizado para verificar se há falha de ajuste em um modelo temporal. O teste examina as “n” primeiras autocorrelações dos resíduos e, caso estas sejam pequenas, há indício de que não há falha no ajuste. A hipótese nula desse teste considera que as autocorrelações até o lag “n” é igual a zero e a estatística do teste é definida pela Equação (11):

$$Q^* = T * (T - 2) \sum_k^n \frac{\hat{\rho}_k^2}{T - k} \quad (11)$$

onde  $\hat{\rho}_k$  a autocorrelação estimada dos resíduos na defasagem “k” e “n” o número de lags testado. O teste irá rejeitar a hipótese nula caso  $Q^* > \chi_{1-\alpha;q}^2$  distribuição qui-quadrado com “q” graus de liberdade e nível de significância  $\alpha$ .

### 3.2.3.2 TESTE LM

O teste de Breusch (1978) - Godfrey (1978), também conhecido como teste LM (Lagrange Multiplier) para autocorrelação, testa a hipótese nula de ausência de autocorrelação até a defasagem p. Após definir o modelo e estimar seus coeficientes, o teste consiste em efetuar uma regressão do resíduo contra o próprio resíduo defasado no tempo e as variáveis explicativas, de acordo com a Equação (12).

$$\hat{u}_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \hat{\rho}_1 \hat{u}_{t-1} + \hat{\rho}_2 \hat{u}_{t-2} + \dots + \hat{\rho}_p \hat{u}_{t-p} + v_t \quad (12)$$

Onde os últimos term  $\hat{u}_{t-1}, \hat{u}_{t-2}, \dots, \hat{u}_{t-p}$  são os resíduos estimados pela equação do modelo adotado.

### 3.2.4 FONTE DOS DADOS

Os dados para estimação do modelo apresentado na Equação (4) foram coletados nos seguintes sites: no Conselho dos Exportadores de Café do Brasil – CECAFE (2019), para a variável preço de exportação do café arábica (em dólar/ saca de 60kg - US\$/SC e transformado em euro/ saca de 60kg - €/SC); no Instituto de Economia Aplicada – IPEA (2019), para as variáveis custo de produção, utilizado como proxy o Índice de Preços ao Atacado – Disponibilidade Interna – IPA- DI, as taxas de câmbio nominal (em real/ dólar - R\$/US\$ e em real/ euro - R\$/€); e na Intercontinental Exchange – ICE (2019), para o preço internacional do café arábica (bolsa de Nova York, Contrato C do café, mercado futuro, primeiro

vencimento, em cents de dólar por libra-peso, transformado em dólar/ saca de 60kg - US\$/SC e em euro/ saca de 60kg - €/SC). O período analisado foi o de janeiro de 2000 a março de 2019, com cotações mensais, totalizando 231 observações. Na Tabela 1, encontra-se um resumo das variáveis estimadas no modelo.

**Tabela 1** -Variáveis estimadas no modelo e as respectivas siglas.

Variável	Sigla
Log preço de exportação do café arábica em dólar	LBRA_CD
Log preço de exportação do café arábica em euro	LBRA_CE
Log custo de produção no Brasil	LBRA_CP
Log taxa de câmbio Real/ Dólar	LTX_D
Log taxa de câmbio Real/ Euro	LTX_E
Log preço internacional do café arábica em dólar	LINT_CNYD
Log preço internacional do café arábica em euro	LINT_CNYE

Fonte: Organização dos autores

Além disso, as séries preços de exportação e preços internacionais foram dessazonalizadas pelo método Season-trend Decomposition – STL do software Eviews 11.

Na seção seguinte, será apresentada a análise e discussão dos resultados dos modelos para o café arábica estimados em dólar e em euro.

## 4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Como forma de indicar a ordem de integração das séries de análise, foram aplicados dois testes de estacionariedade: ADF – Dickey- Fuller Aumentado; e KPSS - Kwiatkowski, Philips, Schmidt e Shin. Os resultados estão expostos nas Tabelas 2 e 3.

**Tabela 2**- Testes de raiz unitária em nível aplicados nas séries mensais de preços de exportação do café arábica (em US\$/SC e em €/SC), custo de produção, taxas de câmbio nominal (R\$/ US\$ e R\$/ €) e preços internacionais do café arábica (em US\$/SC e em €/SC) no período de janeiro de 2000 a março de 2019.

Séries	Teste ADF		Teste KPSS	
	Modelo	Estatística de teste	Modelo	Estatística de teste
LBRA_CD	constante	-1.327841 ns	constante	1.278876 ***
LBRA_CE	constante	-1.465633 ns	constante	1.282664 ***
LBRA_CP	constante	-2.141412 ns	constante	1.925908 ***
LTX_D	constante	-1.365241 ns	constante	0.495230 **
LTX_E	constante	-1.897327 ns	constante	0.725418 **
LINT_CNYD	constante	-1.242894 ns	constante	1.117758 ***
LINT_CNYE	constante	-1.605889 ns	constante	1.104886 ***

Nota 1: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%; \* significativo a 10%; ns não significativo

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Pela análise da Tabela 2, observa-se que todas as séries foram não estacionárias em nível para os testes ADF e KPSS, com 5% de significância. Por outro lado, os resultados da Tabela 3 indicam, em ambos os testes, efetuada a primeira diferença, que as séries foram estacionárias, com 5% de significância.

**Tabela 3-** Testes de raiz unitária em primeira diferença aplicados nas séries mensais de preços de exportação do café arábica (em US\$/SC e em €/SC), custo de produção, taxas de câmbio nominal (R\$/ US\$ e R\$/ €) e preços internacionais do café arábica (em US\$/SC e em €/SC) no período de janeiro de 2000 a março de 2019.

Séries	Modelo	Teste ADF		Teste KPSS	
		Estatística de teste		Modelo	Estatística de teste
LBRA_CD	constante	-7.370209	***	constante	0.151740 ns
LBRA_CE	constante	-8.667178	***	constante	0.140131 ns
LBRA_CP	constante	-6.635375	***	constante	0.324612 ns
LBRA_D	constante	-10.09791	***	constante	0.127696 ns
LBRA_E	constante	-11.45527	***	constante	0.089443 ns
LINT_CD	constante	-13.03152	***	constante	0.131651 ns
LINT_CE	constante	-13.39738	***	constante	0.111439 ns

Nota 1: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%; \* significativo a 10%; ns não significativo

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Efetuados os testes de estacionariedade das séries e identificada a ordem de integração, a próxima etapa consistiu em analisar individualmente a dinâmica do repasse cambial nos preços de exportação do café arábica.

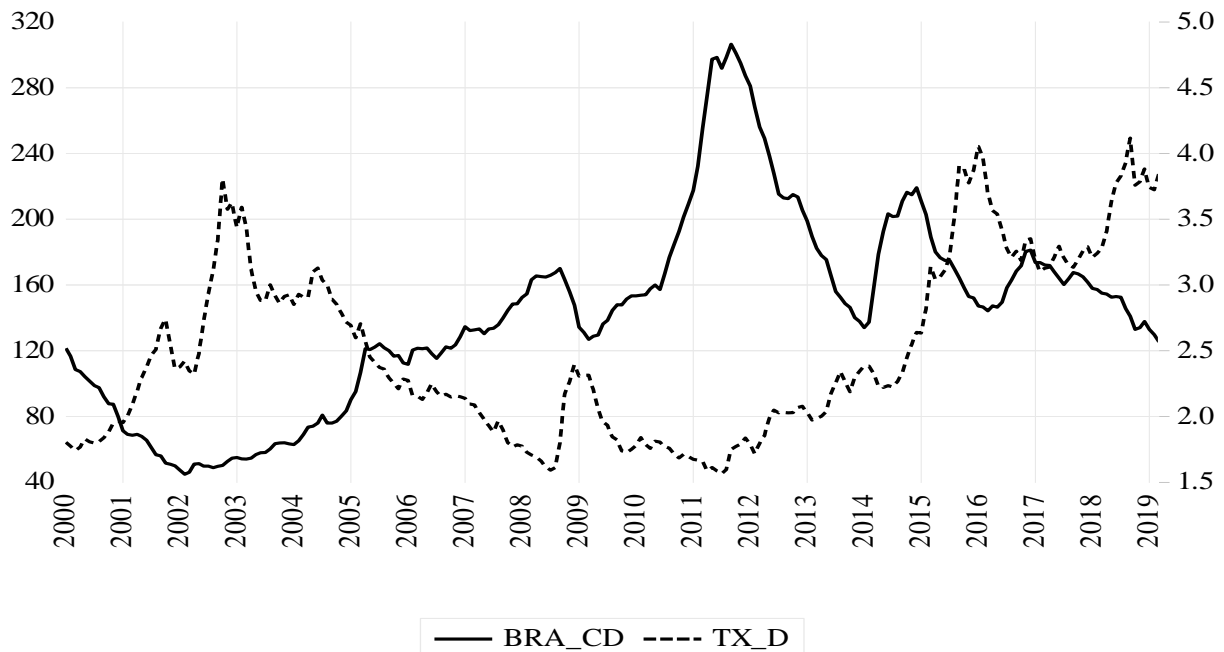
## 4.1 CAFÉ ARÁBICA EM DÓLAR

Na Figura 1, é possível identificar a evolução do preço de exportação do café arábica (em US\$/SC) e a taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) de janeiro de 2000 até março de 2019.



**Figura1- Relação entre preço de exportação do café arábica (em US\$/SC) e a taxa de câmbio nominal (R\$/US\$), no período de janeiro de 2000 a março de 2019**

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de CECAFE (2019) e IPEA (2019)



**Figura 1-** Relação entre preço de exportação do café arábica (em US\$/SC) e a taxa de câmbio nominal (R\$/US\$), no período de janeiro de 2000 a março de 2019

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de CECAFE (2019) e IPEA (2019)

A partir da Figura 1, identificou-se que as séries apresentam uma tendência estocástica, ou seja, um padrão aleatório ao longo do tempo. Contudo, é possível que os dados apresentem um relacionamento de longo prazo a ser confirmado pelo teste de cointegração.

Para realização do teste de cointegração, é necessário verificar o número de defasagens para inserir do modelo (Tabela 4).

**Tabela 4** - Critério de defasagem do VAR auxiliar para o café arábica em dólar.

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
1	1979.558	NA	4.86e-13	-17.00050	-16.76207	-16.90433
2	2154.422	337.6164	1.23e-13	-18.37595	-17.89908*	-18.18361*
3	2170.056	29.64422	1.23e-13	-18.37278	-17.65748	-18.08427
			<b>1.23e-</b>			
<b>4</b>	2186.530	<b>30.66573*</b>	<b>13*</b>	<b>-18.37689*</b>	-17.42314	-17.99221

Nota 1: valor da verossimilhança (LogL); p-valor do teste de razão de verossimilhança (LR); Erro de Predição Final (FPE); Critério de Informação de Akaike (AIC); Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (BIC); e o Critério de Informação de Hannan e Quinn (HQC)

Nota 2: \*indica a defasagem ótima (n) definida pelo critério.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Com base nos dados da Tabela 4, foi possível indicar que o número de defasagens é de 4 (quatro) a serem incluídas no VAR, visto que, dos cinco critérios considerados, três indicaram o mesmo número de defasagens do VAR auxiliar.

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 5% para a estatística do traço e para a estatística do máximo autovalor (de acordo com os dados da Tabela 5). Além disso, o modelo da equação de cointegração que mais se ajustou ao teste foi o modelo 1 do sumário do teste, com as variáveis em nível sem tendência determinística e as equações de cointegração sem interceptos.

**Tabela 5** – Teste de cointegração de Johansen para o café arábica em dólar.

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
<b>R=0</b>	<b>49.64610***</b>	<b>0.0043</b>	<b>25.62704**</b>	<b>0.0315</b>
R≤1	24.01906	0.0538	<b>19.51888**</b>	<b>0.0273</b>
R≤2	4.500174	0.6386	3.788170	0.6623
R≤3	0.712004	0.4576	0.712004	0.4576

De acordo com a Tabela 6, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), todos os coeficientes estimados foram significativos ao nível de 5%.

**Tabela 6**- Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o café arábica em dólar.

LBRA_CD (-1)	LBRA_CP (-1)	LTX_D (-1)	LINT_CNYD (-1)
1,0000	0.665467***	-0.687931**	-1.688473***
	(0.22868)	(0.28625)	(0.23333)
	[ 2.91006]	[-2.40322]	[-7.23631]

Nota I: LBRA\_CD = logaritmo neperiano do preço de exportação do café arábica em dólar (US\$/SC); LBRA\_CP = logaritmo neperiano do custo de produção; LTX\_D = logaritmo neperiano da taxa de câmbio (R\$/ US\$); LINT\_CNYD = logaritmo neperiano do preço internacional do café arábica em dólar

(US\$/SC). Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t. Nota 3: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%, ns não significativo.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Na Equação (13), é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

$$LBRA_{CD}_t = -0,67 LBRA_{CP}_t + 0,69 LTX_{D}_t + 1,69 LINT_{CNYD}_t \quad (13)$$

De acordo com a Equação (13), verifica-se que o coeficiente de pass-through foi incompleto, indicando que a variação da taxa de câmbio (R\$/ US\$) influencia parcialmente o preço de exportação do café arábica brasileiro cotado em dólar, ou seja, o aumento de 1% na taxa de câmbio ocasiona um aumento de 0,69% no preço de exportação do café arábica. O estudo de Correa (2012) também encontrou um pass-through incompleto para a indústria do café no valor de -0,841, porém seu período de análise foi distinto do da presente pesquisa. Demais estudos remontados na literatura revisada corroboraram este resultado de um pass-through incompleto (FERREIRA ; SANSÓ, 1999 ; CRUZ JR. ; SILVA, 2004 ; TEJADA ; SILVA, 2008; FRAGA et al., 2008; COPETTI, VIEIRA ; CORONEL, 2012 ; SOUZA, RANIRO ; ROSA, 2018; SOUZA, 2018).

Ainda, de acordo com a Equação (13), o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona uma diminuição de 0,67% no preço de exportação do café arábica em dólar. Embora este resultado vá de encontro à teoria econômica, o estudo de Correa (2012) apresentou resultado de um custo de produção nulo para indústria do café, indicando que o custo de produção não exerce influência sobre os preços de exportação da indústria do café. Além disso, observa-se, na Tabela 7, que a variável custo de produção (LBRA\_CP) apresenta baixo grau de explicação do comportamento dos preços de exportação do café arábica (LBRA\_CD), pois, decorridos 24 meses após um choque não antecipado sobre o preço de exportação do café arábica (LBRA\_CD), somente 7,97% de seu comportamento devem-se ao custo de produção (LBRA\_CP), sendo que os 92,03% restantes são distribuídos às demais variáveis, 29,98% a ela própria (LBRA\_CD), 28,04% à taxa de câmbio (LTX\_D) e 34,01% ao preço internacional do café arábica (LINT\_CNYD).

**Tabela 7** – Resultados da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem para as variáveis LBRA\_CD, LBRA\_CP, LTX\_D e LINT\_CNYD no período de janeiro de 2000 a março de 2019.

Variável	Período (meses)	LBRA_CD	LBRA_CP	LTX_D	LINT_CNYD
LBRA_CD	1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
	6	33.04588	4.891550	13.19152	48.87104
	12	29.20166	6.855310	22.33162	41.61141
	18	29.23843	7.828067	25.82497	37.10854
	24	29.97521	7.970407	28.04112	34.01326

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Também foi possível inferir, com base na Equação (13), que o aumento de 1% no preço internacional do café arábica em dólar determina um aumento de 1,69% no preço de exportação do arábica em dólar.

O resultado encontrado na presente pesquisa sugere um coeficiente elástico na transmissão de preços e valida a Lei do Preço Único, que, de acordo com Mundlack e Larson (1992), diz que bens idênticos, em regiões distintas, em livre concorrência de mercado, devem ser vendidos pelo mesmo preço.

O estudo de Cunha et al. (2010) também corroborou para este resultado de um coeficiente elástico na transmissão do preço internacional do café arábica ao mercado brasileiro, encontrando um coeficiente de -1,505.

Com a finalidade de diagnóstico do modelo, foram estimados dois testes de correlação serial para os resíduos, cujos resultados encontram-se na Tabela 7.

**Tabela 8** - Testes de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o arábica em dólar.

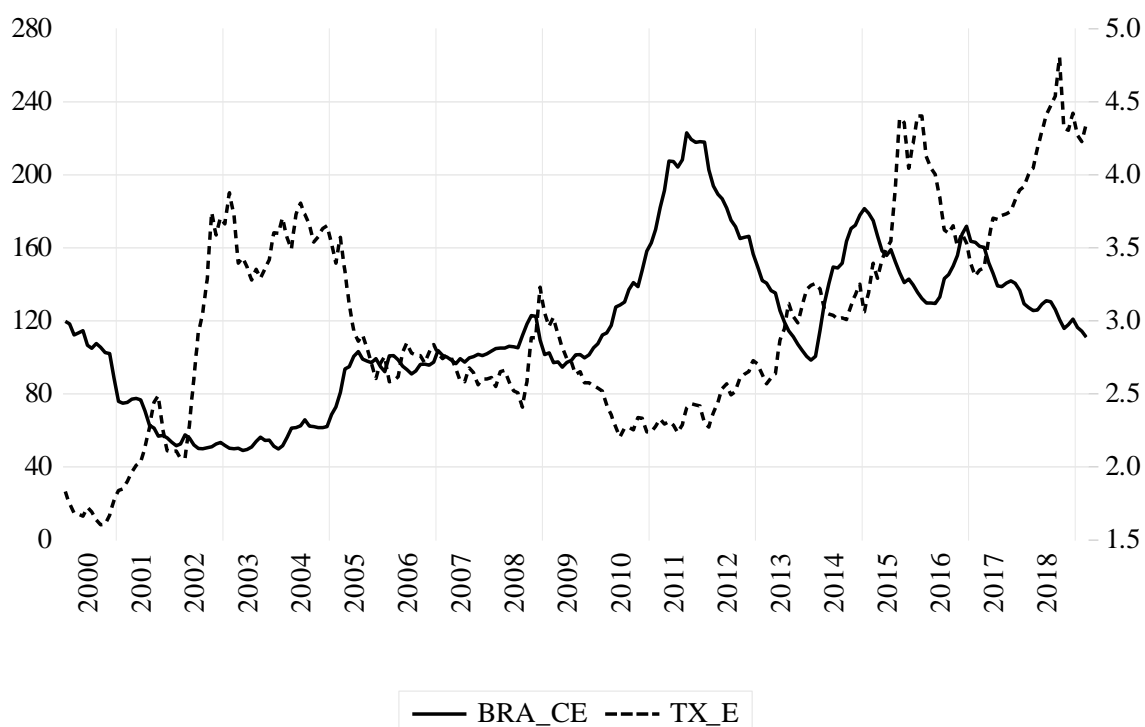
Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	1.315353	---	1.321072	---	17.86843	0.3317
2	2.168001	---	2.181167	---	8.740758	0.9237
3	3.768853	---	3.803082	---	11.53111	0.7756
4	10.74020	---	10.89728	---	17.91170	0.3291
5	16.67391	0.9548	16.96226	0.9493	7.565117	0.9608
6	28.54890	0.9656	29.15391	0.9585	13.07717	0.6671
7	50.48151	0.8045	51.77192	0.7663	22.93751	0.1154
8	68.82653	0.7077	70.77506	0.6478	19.40847	0.2481
9	81.08101	0.7851	83.52634	0.7242	12.62524	0.6999
10	102.3132	0.6362	105.7192	0.5441	24.22520	0.0847
11	118.9594	0.6110	123.1978	0.5035	16.57510	0.4136
12	138.9538	0.5091	144.2878	0.3846	21.53765	0.1588

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 7, até doze defasagens o teste indica a rejeição da hipótese nula de que a correlação serial é diferente de zero, com 5% de significância. Desta forma, os resultados de diagnóstico do modelo estimado são válidos e apresentam um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

## 4.2 CAFÉ ARÁBICA EM EURO

Na Figura 2, é possível identificar a evolução do preço de exportação do arábica em euro (em €/SC) e a taxa de câmbio nominal (R\$/€) de janeiro de 2000 até março de 2019.



**Figura 2** – Relação entre o preço de exportação do café arábica (em €/SC) e a taxa de câmbio nominal (real/ euro - R\$/€), no período de janeiro de 2000 a março de 2019

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de CECAFE (2019) e IPEA (2019)

A partir da Figura 2, identifica-se que as séries apresentam uma tendência estocástica, ou seja, um padrão aleatório ao longo do tempo. Contudo, é possível que os dados apresentem um relacionamento de longo prazo a ser confirmado pelo teste de cointegração.

Para realização do teste de cointegração, é necessário verificar o número de defasagens para inserir do modelo (Tabela 8).

**Tabela 9** - Critério de defasagem do VAR auxiliar para o café arábica em euro.

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
1	1925.063	NA	7.79e-13	-16.52868	-16.29025	-16.43251
			<b>2.61e-</b>		-	-
<b>2</b>	2067.575	<b>275.1537*</b>	<b>13*</b>	<b>-17.62403*</b>	<b>17.14716*</b>	<b>17.43169*</b>
3	2076.407	16.74571	2.77e-13	-17.56196	-16.84666	-17.27346
4	2086.656	19.07887	2.92e-13	-17.51217	-16.55843	-17.12750

Nota 1: valor da verossimilhança (LogL); p-valor do teste de razão de verossimilhança (LR); Erro de Predição Final (FPE); Critério de Informação de Akaike (AIC); Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (BIC); e o Critério de Informação de Hannan e Quinn (HQ)

Nota 2: \*indica a defasagem ótima (n) definida pelo critério.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Com base nos dados da Tabela 8, foi possível indicar que o número de defasagens é de 2 (duas) a ser incluída no VAR, visto que, dos cinco critérios considerados, todos indicaram o mesmo número de defasagens do VAR auxiliar.

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 1% (de acordo com os dados da Tabela 9). Também a hipótese alternativa de que há até um vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 5% para a estatística do traço e máximo autovalor. Além disso, o modelo da equação de cointegração que mais se ajustou ao teste foi o modelo 1 do sumário do teste, com as variáveis em nível sem tendência determinística e as equações de cointegração sem interceptos.

**Tabela 10** – Teste de cointegração de Johansen para o café arábica em euro.

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
<b>R=0</b>	<b>63.25110***</b>	<b>0.0001</b>	<b>30.76009***</b>	<b>0.0055</b>
<b>R≤1</b>	<b>32.49101***</b>	<b>0.0037</b>	<b>19.79368**</b>	<b>0.0247</b>
R≤2	<b>12.69733**</b>	<b>0.0432</b>	10.72934	0.0610
R≤3	1.967991	0.1892	1.967991	0.1892

Nota: \*\* significativo a 5% e \*\*\* significativo a 1%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

De acordo com a Tabela 10, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), todos os coeficientes estimados foram significativos ao nível de 1%.

**Tabela 11** - Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o café arábica em euro.

LBRA_CE (-1)	LBRA_CP (-1)	LTX_E (-1)	LINT_CNYE (-1)
1,0000	0.735041***	-0.911263***	-1.719485***
	(0.22079)	(0.30485)	(0.21884)
	[ 3.32914]	[-2.98921]	[-7.85745]

Nota 1: LBRA\_CE = logaritmo neperiano do preço de exportação do café arábica em euro (€/SC); LBRA\_CP = logaritmo neperiano do custo de produção; LTX\_E = logaritmo neperiano da taxa de câmbio (R\$/ €); LINT\_CNYE = logaritmo neperiano do preço internacional do café arábica em euro (€/SC). Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t. Nota 3: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%, ns não significativo

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Na Equação (14), é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

$$LBRA_{CE_t} = -0,74 LBRA_{CP_t} + 0,91 LTX_{E_t} + 1,72 LINT_{CNYE_t} \quad (14)$$

De acordo com a Equação (14), verifica-se que o coeficiente de pass-through foi incompleto, indicando que a variação da taxa de câmbio influencia parcialmente o preço de exportação do café arábica em euro, ou seja, o aumento de 1% na taxa de câmbio (R\$/ €) ocasiona um aumento de 0,91% no preço de exportação do café arábica em euro. O resultado de pass-through incompleto também foi encontrado em diversos estudos sobre as exportações brasileiras (FERREIRA ; SANSÓ, 1999 ; CRUZ JR. ; SILVA, 2004 ; TEJADA ; SILVA, 2008; FRAGA et al., 2008; CORREA, 2012; COPETTI, VIEIRA ; CORONEL, 2012; SOUZA, RANIRO ; ROSA, 2018; SOUZA, 2018).

Ainda, o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona uma diminuição de 0,74% no preço de exportação do café arábica em euro.

Também é possível inferir que o aumento de 1% no preço internacional do café arábica em euro determina um aumento de 1,72% no preço de exportação do café arábica em euro brasileiro.

Com a finalidade de diagnóstico do modelo, foram estimados testes de correção serial para os resíduos, cujos resultados encontram-se na Tabela 11.

**Tabela 12**-Teste de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o café arábica em euro.

Defasagens	Teste de Portmanteau			Teste LM		
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	0.858673	---	0.862406	---	22.77735	0.1198
2	14.99107	---	15.11823	---	24.65754	0.0761
3	28.62637	0.4317	28.93294	0.4159	19.19943	0.2585
4	50.00441	0.2472	50.68769	0.2266	24.88773	0.0718
5	57.21792	0.5780	58.06079	0.5469	7.592195	0.9601
6	73.86483	0.5480	75.15161	0.5059	16.90855	0.3915
7	84.02301	0.7110	85.62723	0.6670	9.809155	0.8764
8	108.8568	0.4588	111.3519	0.3932	24.59605	0.0773
9	121.2881	0.5521	124.2872	0.4759	13.70142	0.6209
10	140.4155	0.4742	144.2800	0.3848	21.66293	0.1544
11	159.4220	0.4090	164.2369	0.3100	18.16330	0.3144
12	170.9473	0.5083	176.3938	0.3933	12.29225	0.7236

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.



Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 11, até doze defasagens o teste indica a rejeição da hipótese nula de que a correlação serial é diferente de zero, com 5% de significância. Desta forma, os resultados de diagnóstico do modelo estimado são válidos e apresentam um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

## 4 CONCLUSÕES

O trabalho realizou uma investigação da influência da variação da taxa de câmbio aos preços de exportação do café arábica em dólar e em euro. Nesse tocante, os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de pass-through da taxa de câmbio (em R\$/US\$ e em R\$/€) para os preços de exportação do café arábica foi incompleto com os coeficientes para dólar e euro de, respectivamente, -0,69 e -0,91.

A partir disso, pode-se inferir que o coeficiente de pass-through encontrado determina que depreciações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, dado que não reduzem expressivamente os preços de exportação.

Desse modo, como as variações cambiais determinaram reduzidos efeitos sobre a competitividade do café arábica, cabe um enfoque sobre aspectos como o grau de concorrência na formação de preços desse mercado (pricing to market) e a elasticidade-preço da demanda. Logo, as características do mercado do café arábica como a elevada concentração, porém com reduzido poder de mercado dos exportadores, com o crescimento da renda mundial, tem possivelmente minimizado o ajuste dos preços decorrentes de depreciações cambiais.

Entre as limitações do presente trabalho, está o fato de o coeficiente de pass-through estimado ser estático, ou seja, permitir a análise geral de um período específico de tempo, não compreendendo o dinamismo da taxa de câmbio e sua influência período a período sobre os preços do mercado doméstico e de exportação. Neste sentido, recomenda-se, para estudos posteriores, o comparativo em subperíodos, bem como a aplicação do filtro de Kalman, como forma de captar a dinâmica do repasse cambial.

## REFERÊNCIAS

AREVALO, J. L. S.; ARRUDA, D. O.; CARVALHO, J. P. Competitividade no comércio internacional do café: um estudo comparativo entre Brasil, Colômbia e Peru. *Organizações Rurais e Agroindustriais*, Lavras, v. 18, n. 1, p. 62-78, 2016.

BARROS, M.; SOUZA, R.C. *Regressão Dinâmica*. Núcleo de Estatística Computacional. PUC-RJ. Rio de Janeiro, 1995.

BOX, G. E. P.; PIERCE, D. A. Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Time Series Models. *Journal of the American Statistical Association*, v. 65, n. 332, p. 1509-1526, 1970.

BREUSCH, T. S. Testing for autocorrelation in dynamic linear models. *Australian Economic Papers*, 17, 1978.

BUENO, R. D. L. D. *Econometria de séries temporais*. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

CECAFE - Conselho dos Exportadores de Café do Brasil. Estatísticas. Disponível em:

<https://www.cecafe.com.br/>

Acesso em: 05 abr. 2019.

COPETTI, L. S.; VIEIRA, K. M.; CORONEL, D. A. Transmissão das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação da soja no Brasil e na Argentina. *Custos e Agronegócios Online*, Recife, v. 8, n. 3, p.113-132, jul./ set. 2012.

COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A. Competitividade das exportações brasileiras e vietnamitas de café. *Revista Observatorio de la Economía Latinoamericana*. Julho de 2019.

CORREA, A. L. Taxa de câmbio e preços de exportação no Brasil: avaliação empírica dos coeficientes de pass-through setoriais. *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 21, n.1 (44), p.61-91, abr. 2012.

CRUZ JR., J. C.; SILVA, O. M. Pass-through da taxa de câmbio nos preços de exportação dos produtos agropecuários brasileiros: 1994-2003. In: *Anais do XLII Congresso brasileiro de economia e sociologia rural (SOBER)*, 2004, Cuiabá-MT.

CUNHA, D. A. et al. Integração e transmissão de preços no mercado internacional do café arábica. Piracicaba, SP, *Rev. Econ. Sociol. Rural - RESR*, vol. 48, nº4, p. 515-542, out/dez 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.366, p.427-431, 1979.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v.49, p.1057-1073, 1981.

ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*. Nova York: John Wiley & Sons, 1995.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, Chicago, v.55, n.2, p. 251-276, 1987

FERREIRA, A.; SANZO, A. Exchange rate pass-through: the case of Brazilian exports of manufactures. In: World Congress Of The International Economic Association, 2, Buenos Aires, ago. 1999.

FRAGA, G. J. et al. O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação de soja. Revista Análise Econômica, Porto Alegre, n. 49, p. 193-210, 2008.

FRANCK, A. G. S.; SILVA, M. L.; SILVA, R. A.; CORONEL, D. A. .Análise da competitividade do mercado exportador brasileiro de café. Desafio Online, Campo Grande, v.4, n.3, Set./Dez.2016.

GODFREY, L. G. Testing for higher order serial correlation in regression equations when the regressors include lagged dependent variables. Econometrica, 1978.

GREENE, W. H. Econometrics Analysis. 6.ed. New Jersey: Pearson Education, 2008.

HAMILTON, J. D. Time series analysis. New Jersey: Princeton University Press, 1994.

HARRIS, R.I.D. Using cointegration analysis in econometric modelling. London: Prentice-Hall-Harvester Wheatsheaf,1995.

IPEA - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Disponível em:

<http://www.ipeadata.gov.br/>

Acesso em: 14 jan. 2019.

ICE - Intercontinental Exchange. Coffee historical prices. Disponível em:

<https://www.theice.com/publicdocs/futures.../coffee/Coffee%20Historical%20Prices.xls>

Acesso em: 26 abr. 2019.

ICO – International Coffee Organization. Historical Data on the Global Coffee Trade. Disponível em:

[http://www.ico.org/new\\_historical.asp](http://www.ico.org/new_historical.asp)

Acesso em: 05 abr. 2019.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. Journal of Economic Dynamic and Control, v.12, p.231-254,1988.

KWIAKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the alternative of stationary against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root?. Journal of Econometrics. p. 159-178, 1992.

MDIC - Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. Balança Comercial. Disponível em:

<http://www.mdic.gov.br/index.php/balanca-comercial>

Acesso em: 01 mar. 2019.

MENON, J. Exchange rate and import prices for a small open economy. *Applied Economics*, v. 27, n. 3, p. 297-301, 1995.

MUNDLACK, Y.; LARSON, D. F. On the transmission of world agricultural prices. *The World Bank Review*, v.6, n.1, p.399-422, 1992.

RAVALLION, M. Testing market integration. *American Journal of Agricultural economics*, v. 68, n.1, p. 102-109, Feb. 1986.

SEREIA, V. J.; CAMARA, M. R. G.; ANHESINI, J. A. R. Competitividade do complexo cafeeiro: uma análise a partir do market share e das vantagens comparativas simétricas. *Revista de Economia*, Editora UFPR, Curitiba, v. 38, n. 1 (ano 36), p. 07-34, jan./abr. 2012.

SOUZA, D. K. F. O impacto das variações cambiais nas exportações do milho e do algodão. 2018. 95 f. Dissertação (Mestrado em Economia). Universidade Federal de São Carlos, Sorocaba, 2018.

SOUZA, D. K. F.; RANIRO, L. R.; ROSA, M. B. Análise do pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportação do açúcar. In: *Anais do 56º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural – SOBER*, Campinas - SP, 2018.

TEJADA, C. A. O.; SILVA, A. G. O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços dos principais produtos exportados pelo Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v.46, n.01, p.171-205, jan-mar/2008

THOMÉ, K. M.; FERREIRA, L. S. Competitividade e estrutura de mercado internacional de café: análise de 2003 a 2012. *Coffee Science*, Lavras, v. 10, n. 2, p. 184 - 194, abr./jun. 2015.

USDA – United States Department of Agriculture. Custom Query. Disponível em:

<https://apps.fas.usda.gov/psdonline/app/index.html#/app/advQuery>

Acesso em: 03 jan. 2019.

WTO – World Trade Organization. Tariff Analysis Online. Disponível em:

<http://tao.wto.org/>

Acesso em: 05 jun. 2019.

## NOTA

<sup>1</sup>Este artigo conta com o apoio do CNPq, através da chamada Universal-2018.

<sup>2</sup> Um processo estocástico é estacionário quando a sua média e a sua variância são constantes ao longo do tempo e quando o valor da covariância entre dois períodos de tempo depende apenas da distância, do intervalo ou da defasagem entre os períodos de tempo, e não do próprio tempo em que a covariância é calculada. Em notação matemática, as propriedades do processo estocástico estacionário podem ser representadas por: (Média)  $E(Y_t) = \mu$ , (Variância)  $\text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$  e (Covariância)  $\gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)]$ . Um processo estocástico com as propriedades descritas anteriormente é conhecido, na literatura de séries temporais, como processo fracamente

estacionário, ou estacionário em covariância, ou estacionário de segunda ordem, ou estacionário em sentido amplo. Um processo estocástico é fortemente estacionário quando todos os momentos de sua distribuição não variam ao longo do tempo (BUENO, 2008.).

<sup>3</sup>Engle e Granger (1987) mostram que, se todas as séries de interesse possuem a mesma ordem de integração  $I(d)$  e existir um vetor  $\beta$ , com  $\beta' = 0$ , em que a combinação linear dessas variáveis seja de ordem  $I(d-1)$ , pode-se afirmar que  $\beta$  é um vetor de variáveis cointegradas denotadas por  $\beta$ .

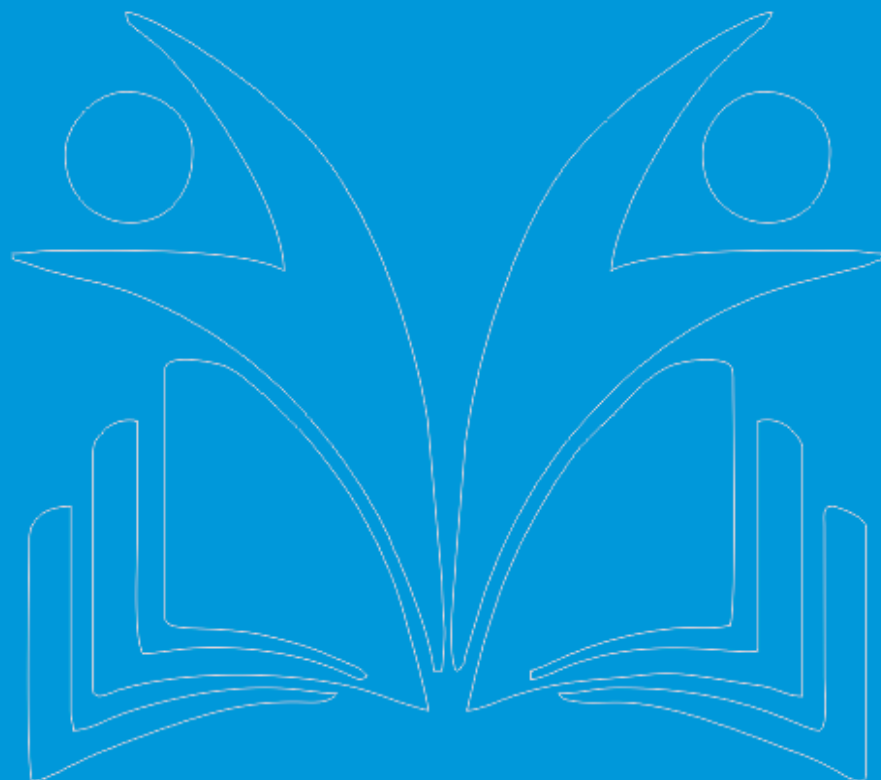
# Capítulo 5

## TRANSMISSÃO DA VARIAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PREÇOS DE EXPORTAÇÃO BRASILEIROS DO CAFÉ ROBUSTA: UM ESTUDO COMPARATIVO DO DÓLAR E DO EURO

[DOI: 10.37423/200500983](https://doi.org/10.37423/200500983)

*Leonardo Sangoi Copetti (Mestre em Administração pela Universidade Federal de Santa Maria (UFSM)).*

*Daniel Arruda Coronel (Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV), Professor Associado do Departamento de Economia e Relações Internacionais (UFSM) e Bolsista de Produtividade do CNPq).*



**Resumo:** O objetivo deste trabalho consistiu no exame da relação entre variações cambiais e os preços de exportação brasileiros do café robusta, relação definida como o pass-through da taxa de câmbio, tendo como referência o período de janeiro de 2005 a fevereiro de 2019. Para tanto, estimaram-se dois modelos: em dólar e em euro. Os dados foram coletados nos sites do Conselho dos Exportadores de Café do Brasil – CECAFE, no Instituto de Economia Aplicada – IPEA e na International Coffee Organization – ICO. Neste sentido, fez-se uso dos instrumentais de séries temporais, especialmente do Modelo Vetor de Correção de Erros. Os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportação do café robusta ocorreu de forma incompleta, com os coeficientes para dólar e o euro de, respectivamente, -0,38 e -0,47, representando que depreciações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, dado que não reduzem expressivamente os preços de exportação.

**Palavras-chave:** Café Robusta. Preços de Exportação. Pass-Through.

## 1 INTRODUÇÃO

Segundo o United States Department of Agriculture – USDA (2019), o Brasil é o maior exportador mundial de café, visto que, na safra 2018/ 2019, o total exportado foi de 35 milhões de sacas de café, o que representou 25,5% das exportações mundiais, que foram de 137 milhões de sacas de café.

Além disso, para o Conselho dos Exportadores de Café do Brasil (CECAFE, 2019), o total do café robusta exportado pelo Brasil, em 2018, foi de US\$ 244 milhões, o que representou 0,1% das exportações totais do país. Em comparação com o ano de 2005, houve um incremento de 225% do faturamento das exportações desta commodity, sendo que as exportações neste ano foram de US\$ 75 milhões.

Para o USDA (2019), o total de café exportado pelo mundo, na safra 2018/2019, foi de 137 milhões de sacas de café, sendo que a representatividade dos três maiores exportadores foram respectivamente: Brasil, com 35 milhões de sacas (25,5%); Vietnã, com 28 milhões de sacas (20,4%) e Colômbia, com 13 milhões de sacas (9,5%). Já os três maiores importadores mundiais, nesse ano, foram, respectivamente, União Europeia, com 49 milhões de sacas (36,8%), Estados Unidos, com 27 milhões de sacas (20,3%) e Japão, com 9 milhões de sacas (6,8%). Além disso, segundo a World Trade Organization – WTO (2019), dentre esses três maiores importadores, o Japão é o que aplica as maiores barreiras à importação de café (12%), a União Européia aplica um percentual médio de tarifas de importação de 9,08% e os Estados Unidos não aplicam taxas de importação a commodity.

Segundo Ferreira & Sanso (1999), países que fizeram tardiamente seu processo de industrialização como o Brasil são geralmente considerados com pouco controle sobre os preços que vendem nos mercados internacionais. Desta forma, as variações na taxa câmbio podem ter pouca relevância na determinação dos preços de exportação, ou seja, o coeficiente de pass-through tende a ser nulo.

Dada a importância do café para a economia brasileira, trabalhos como os de Sereia, Camara & Anhesini (2012) analisaram o comportamento de indicadores de comércio exterior do complexo cafeeiro brasileiro entre 1990 e 2007. Para tanto, utilizaram o modelo Constant Market Share (CMS) com os produtos café verde, café solúvel, café torrado e bebidas com café, bem como o índice de Vantagem Comparativa Revelada Simétrica (VCRS). Como resultados do modelo CMS, na análise dos quatro produtos em conjunto (café verde, solúvel, torrado e bebidas com café), tem-se que o desempenho das exportações brasileiras é atribuído aos efeitos de crescimento do comércio mundial e, principalmente, da competitividade. A análise do VCRS revelou que as exportações brasileiras de



café apresentaram-se competitivas para os produtos café verde e café solúvel. Ainda nesta perspectiva, Thomé & Ferreira (2015) realizaram pesquisa sobre a competitividade das exportações do café brasileiro no comparativo com seus principais concorrentes, utilizando-se de indicadores de competitividade no comércio internacional, no período de 2003 a 2012, o Brasil apresentou-se competitivo durante todo período de análise. A competitividade das exportações brasileiras de café também foi confirmada por autores como Franck et al. (2016) e Arevalo, Arruda & Carvalho (2016). Por outro lado, percebe-se uma lacuna de estudos envolvendo competitividade do café robusta brasileiro e o coeficiente de pass-through, para o que a presente pesquisa vem a contribuir.

Diante deste contexto, o problema de pesquisa deste trabalho é responder à seguinte questão: existe diferença entre o grau de pass-through para os preços de exportação brasileiros do café robusta entre as taxas de câmbio real/ dólar e real/ euro, no período compreendido entre 01/2000 a 12/2018?

A partir do desenvolvimento deste estudo, têm-se elementos que auxiliem na compreensão da magnitude com que se dá a transmissão de preços para o mercado do café robusta, bem como entender mais de como a política econômica e cambial pode impactar sobre a competitividade do exportador brasileiro.

O presente trabalho está estruturado em três seções, além desta introdução. Na segunda seção, são apresentados os estudos empíricos realizados sobre a transmissão de preços e o coeficiente de pass-through no mercado brasileiro; na terceira seção, os procedimentos metodológicos são esboçados; na seção seguinte, os resultados são analisados e discutidos; e por fim, na última seção, são apresentadas as principais conclusões do trabalho.

## 2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

### 2.1 TRANSMISSÃO DE PREÇOS E COEFICIENTE DE PASS-THROUGH NO MERCADO BRASILEIRO

Cruz Jr. & Silva (2004) estudaram o coeficiente de pass-through para a exportação trimestral dos produtos agropecuários brasileiros no período compreendido do 3º trimestre de 1994 ao 2º trimestre 2003. Foram utilizadas as seguintes séries para a estimação do modelo: o índice de preços de exportação para produtos agropecuários do Brasil, o índice de preços de atacado para lavouras de exportação (IPA-OG) como proxy para o custo de produção, a taxa de câmbio nominal (real/dólar) fim do período, e, para o preço internacional, foi utilizada série de preços de importação de commodities dos Estados Unidos. Os autores utilizaram-se de econometria de séries temporais e do modelo Vetorial

de Correção de Erros – VEC. Como resultado, os autores estimaram um coeficiente de pass-through de  $-0,53$ , representando que as variações da taxa de câmbio afetam parcialmente o preço de exportação dos produtos agropecuários brasileiros.

Tejada e Silva (2008) analisaram a relação entre as variações da taxa de câmbio e os preços das exportações dos principais produtos exportados pelo Brasil, com dados trimestrais, de janeiro de 1980 a janeiro de 2004. Os setores pesquisados e as respectivas participações no ano de 2004, foram Peças e Outros Veículos (10,29%), Siderurgia (7,11%), Extrativa Mineral (8,41%), Máquinas e Tratores - MAQ (5,33%), Veículos Automotores (5,05%), Óleos Vegetais (4,96%), Refino de Petróleo (4,55%), Madeira e Mobiliário (4,14%), Beneficiamento de Produtos Vegetais (3,22%), Metalurgia de Não ferrosos (3,16%), Celulose Papel e Gráfica (3,06%), Material Elétrico (2,34%), Elementos Químicos (2,15%), e Equipamentos Eletrônicos (2,10%). Para estimar o coeficiente de pass-through, os autores utilizaram-se o filtro de Kalman, gerando um coeficiente variável ao longo do tempo. Como resultados da pesquisa, os setores pesquisados apresentaram um coeficiente de pass-through oscilando entre zero e  $-1$  (menos um), indicando pass-through incompleto, ou seja, a variação da taxa de câmbio afeta parcialmente os preços de exportação.

Fraga et al. (2008) investigaram o repasse da variação da taxa de câmbio para os preços mensais de exportação da soja em grão do Brasil no período de julho de 1994 a dezembro de 2004. Para tanto, os autores utilizaram testes de raiz unitária (ADF), de cointegração de Johansen e o modelo vetorial de correção de erros (VEC). Como resultados, estimaram um coeficiente de pass-through no valor de  $-0,34$ , representando um pass-through incompleto, ou seja, que a política cambial adotada pelo país reflete-se nos lucros do exportador: se o câmbio é apreciado, o exportador é obrigado a cumprir seus lucros; do contrário, quando o câmbio é depreciado, o exportador expande seus lucros.

Cunha et al. (2010) realizaram um estudo sobre a transmissão de preços internacionais no mercado do café arábica para o Brasil, Colômbia, México, Guatemala, Peru e Honduras, no período de janeiro de 1990 a junho de 2007. Para tanto, utilizam-se de econometria de séries temporais e do modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC. Como resultados, estimaram as seguintes elasticidades de transmissão de preços para os países: Brasil ( $-1,505$ ), Colômbia ( $-0,759$ ), México ( $-1,076$ ), Guatemala ( $-0,905$ ), Peru ( $-1,042$ ) e Honduras ( $-0,945$ ). O mercado brasileiro apresentou-se como o mais integrado ao mercado internacional, representando que o aumento de 1% no preço internacional do café arábica determina um aumento de 1,50% no preço ao produtor brasileiro.

Correa (2012) analisou o impacto das variações cambiais sobre as exportações de 26 setores da economia brasileira, no período de 1995 a 2005. Os setores pesquisados foram extrativa mineral, extração de petróleo e gás, minerais não metálicos, siderurgia, metalurgia dos não ferrosos, outros produtos metalúrgicos, fabricação de máquinas e tratores, material elétrico, equipamentos eletrônicos, automóveis, outros veículos e peças, madeira e mobiliário, papel e gráfica, indústria da borracha, elementos químicos não petroquímicos, refino de petróleo e petroquímica, fabricação de produtos químicos diversos, indústria têxtil, fabricação de artigos de couro e calçados, indústria do café, beneficiamento de produtos vegetais, abate de animais, indústria do açúcar, fabricação de gorduras e óleos vegetais, outros produtos alimentares e bebidas, e Indústrias diversas. As variáveis utilizadas no modelo econométrico foram o preço das exportações brasileiras de 26 setores classificados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE, a taxa de câmbio nominal, o custo doméstico utilizando uma metodologia para custo setorial, o preço das exportações concorrentes internacionais correspondendo ao índice de preços das importações norte-americanas e o grau de utilização da capacidade instalada calculada pela Fundação Getúlio Vargas – FGV. Como resultados, o autor apresentou coeficientes de *pass-through* incompletos para os diversos setores pesquisados e o coeficiente de -0,841 para a indústria do café.

Copetti, Vieira & Coronel (2012) realizaram pesquisa sobre a transmissão da variação da taxa de câmbio aos preços de exportação do grão de soja no Brasil e na Argentina, no período de 03/1999 a 02/2011. Para tanto, utilizam-se de econometria de séries temporais e do modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC. Os resultados revelaram um coeficiente de *pass-through* incompleto para o Brasil (-0,11) e nulo para Argentina. No mercado brasileiro, a estimativa do coeficiente indicou que a variação da taxa de câmbio exerce influência parcial sobre os preços médios de exportação do grão de soja, ou seja, a variação de 1% na taxa de câmbio é repassada 0,11% no mesmo sentido para o preço médio de exportação do grão de soja no Brasil. Já para o mercado argentino, as variações da taxa de câmbio não exercem influência sobre os preços médios de exportação do grão de soja.

Souza (2018) buscou avaliar a influência das variações cambiais no desempenho exportador do milho e do algodão considerando dados mensais de janeiro de 2002 a dezembro de 2016. Para estimar o *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação do milho e do algodão, o autor empregou o Modelo Vetorial de Correção de Erro e o Modelo Estrutural Vetorial de Correção de Erro. Os resultados mostraram que o *pass-through* da taxa de câmbio para o preço de exportação do milho foi incompleto, implicando que as variações cambiais afetaram a competitividade do exportador dessa

cultura. No caso do algodão, o *pass-through* para o preço de exportação do algodão foi nulo, indicando que as variações cambiais agiram impactando apenas o mark-up do exportador dessa commodity.

Souza, Raniro e Rosa (2018) avaliaram o *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportações, em dólares e em reais, do açúcar brasileiro de janeiro de 2012 a dezembro de 2016. Utilizaram as ferramentas econométricas de séries temporais multivariadas, com destaque para o Modelo Vetorial de Correção de Erro. Os resultados apontaram um *pass-through* incompleto da taxa de câmbio para os preços de exportações do açúcar, em dólares e em reais, tendo baixo coeficiente (-0,03) de *pass-through* cambial para o preço em dólares e alto coeficiente (0,97) para o preço em reais.

No Quadro 1, faz-se uma síntese dos estudos acerca dos estudos sobre transmissão de preços e coeficiente de *pass-through* nas exportações brasileiras.

<b>Autores</b>	<b>País / países</b>	<b>Período</b>	<b>Produtos</b>	<b>Metodologia/ objetivo do estudo</b>	<b>Resultados</b>
Cruz Jr. & Silva (2004)	Brasil	3° trim./ 1994- 2° trim./ 2003	produtos agropecuários	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (- 0,53)
Tejada e Silva (2008)	Brasil	01/1980- 01/2004	exportações setoriais	filtro de Kalman/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (entre -1 e zero)
Fraga <i>et al.</i> (2008)	Brasil	07/1994- 12/2004	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (- 0,34)
Cunha <i>et al.</i> (2010)	Brasil, a Colômbia, México, Guatemala, Peru e Honduras	01/1990- 06/2007	Café arábica	Modelo vetorial de correção de erros/ transmissão de preços	Coefficiente elástico (-1,505)
Correa (2012)	Brasil	1995- 2005	exportações setoriais	Econometria de series temporais/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompletos para os setores pesquisados/

					indústria do café (-0,841)
Copetti, Vieira & Coronel (2012)	Brasil e Argentina	03/1999-02/2011	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (-0,11)
Souza (2018)	Brasil	01/2002-12/2016	milho e algodão	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto para o milho e nulo para o algodão
Souza, Raniero e Rosa (2018)	Brasil	01/2012-12/2016	açúcar	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	baixo coeficiente (-0,03) de <i>pass-through</i> cambial para os preços em dólares e alto coeficiente (0,97) para o preço em reais

**Quadro 1** - Síntese dos estudos empíricos

Fonte: Organização dos autores

Nesta subseção, foram reunidos estudos realizados sobre transmissão de preços e coeficiente de *pass-through* nas exportações brasileiras a fim de analisar a relação entre a taxa de câmbio e os preços de exportação do Brasil, bem como a transmissão de preços internacionais aos preços domésticos e de exportação brasileiros do café robusta.

Os estudos supracitados revelaram que o Brasil apresentou um coeficiente de *pass-through* incompleto nas exportações (entre zero e -1) e que a transmissão de preços internacionais do café aos preços domésticos se comportou de forma elástica, ou seja, os preços internacionais são transmitidos integralmente aos preços domésticos. A presente pesquisa difere dos estudos citados pelo comparativo do coeficiente de *pass-through* nas exportações do café robusta em dólar e em euro.

## 3 METODOLOGIA

### 3.1 MODELO ANALÍTICO

O modelo econométrico *pass-through*, de acordo com Menon (1995), usado em sua forma mais simples, parte de um modelo de mark-up que pode ser representado da seguinte forma:

$$P^*X = (1 + \lambda)(CP/E) \quad (1)$$

em que;  $P^*X$  o preço de exportação em moeda estrangeira;  $(CP/E)$  é custo de produção, medido em moeda estrangeira;  $E$  é a taxa de câmbio nominal; e  $\lambda$  é *mark-up*.

Partindo-se do pressuposto que o *mark-up* pode variar de acordo com a pressão competitiva no mercado mundial, tem-se que:

$$(1 + \lambda) = \left[ \frac{PW}{CP/E} \right]^\alpha \quad (2)$$

com  $[PW/(CP/E)]$  correspondendo à diferença entre o preço das exportações mundiais e o custo de produção do exportador medido em moeda estrangeira.

Substituindo a Equação (2) em (1) e aplicando-se o logaritmo neperiano no resultado dessa substituição, chega-se à seguinte equação de preço de exportação em moeda estrangeira:

$$\ln P^*X = (1 + \alpha)\ln(CP/E) + \alpha\ln PW \quad (3)$$

Considerando-se a versão não restrita da Equação (3), na qual não se exige que a soma dos coeficientes relativos a  $\ln(CP/E)$  e  $\ln(PW)$  seja igual a 1 e na qual se admite que os coeficientes relativos a  $\ln(CP)$  e  $\ln(E)$  difiram em sinal e magnitude, conforme Menon (1995), tem-se:

$$\ln P^*X = \phi_0 + \phi_1 \ln CP + \phi_2 \ln E + \phi_3 \ln PW \quad (4)$$

em que o coeficiente de pass-through é representado  $\phi_2$  por.

A análise do resultado deste coeficiente pode ser expressa da seguinte forma:

1.  $\phi_2 = 0$ ; significa que a taxa de câmbio não exerce influência sobre o preço em moeda  $\phi_2$  trangeira dos bens exportados;
2.  $\phi_2 = -1$ ; significa que a mudança na taxa de câmbio afeta integralmente o preço em
3. = moeda  $\phi_2$  estrangeira dos bens exportados; e
4.  $-1 < \phi_2 < 0$ ; significa que a mudança na taxa de câmbio afeta parcialmente o preço em moeda estrangeira dos bens exportados.

## 3.2 PROCEDIMENTOS ECONOMETRÍCOS

### 3.2.1 TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

Para determinar a ordem de integração das séries de interesse, este trabalho utilizou os testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (DICKEY; FULLER, 1979, 1981) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS, 1992). Esses testes permitem verificar a existência ou não de raízes unitárias nas séries temporais, ou seja, se as variáveis são ou não estacionárias.

O teste ADF consiste na estimação da seguinte equação por Mínimos Quadrados Ordinários e pode ser expresso, conforme Enders (1995), da seguinte forma:

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

com:  $\gamma = -\left(1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i\right)$  e  $\beta_i = \sum_{j=i}^p \alpha_j$ ,

em que:  $\alpha_0$  é o intercepto;  $\gamma$  descreve o comportamento da série temporal;  $y$  representa a variável dependente;  $\Delta$  é a representação do operador de diferença e  $\varepsilon_t$  denota o erro que se assume ser idêntica e independentemente distribuída. A fim de determinar o número de defasagens utilizadas no teste para eliminar a autocorrelação residual, utilizou-se o menor valor do critério de Schwarz (SBC).

O parâmetro de interesse nas regressões (sem intercepto e sem tendência; com intercepto; com intercepto e tendência) é  $\gamma$ , sendo que, se  $\gamma = 0$ , a série contém uma raiz unitária. Nesse teste, compara-se o resultado da estatística  $\tau$  com os valores apropriados reportados por Dickey-Fuller para determinar se aceita ou se rejeita a hipótese nula  $\gamma = 0$ . A hipótese nula será rejeitada se o valor calculado da estatística  $\tau$  for maior do que o valor crítico de Dickey-Fuller, indicando que a série é estacionária; caso contrário, a série é não estacionária.

O KPSS é um teste alternativo ao ADF, sendo definido pelo procedimento de um teste de não estacionariedade contra a hipótese nula de estacionariedade, conforme Greene (2008). Formalmente é expresso pela seguinte expressão:

$$\begin{aligned} y_t &= \alpha + \beta t + \gamma \sum_{i=1}^t z_i + \varepsilon_t \\ y_t &= \alpha + \beta_t + \gamma Z_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (6)$$

tendo as seguintes hipóteses:

$H_0: \gamma = 0$ , série é estacionária

$H_a: \gamma \neq 0$ , série é não estacionária

## 3.2.2 ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO

Mesmo que variáveis individuais não sejam estacionárias, mas exista pelo menos uma combinação linear estacionária entre elas, então se pode afirmar que essas variáveis são cointegradas (GREENE, 2008), ou seja, é possível verificar uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas, que pode ser estimada e analisada. Dessa forma, para identificar o possível relacionamento de longo prazo entre as séries, utilizou-se o teste de cointegração elaborado por Johansen (1988).

O procedimento de Johansen (1988) considera que todas as variáveis são endógenas e sua utilização não é limitada pela existência de endogeneidade do regressor (relação causal no sentido da variável dependente para a variável explicativa). Esse procedimento utiliza Máxima Verossimilhança para estimar os vetores de cointegração e permite testar e estimar a presença de vários vetores e não só de um único vetor de cointegração.

De acordo com Harris (1995), definido um vetor  $z_t$  de  $n$  variáveis potencialmente endógenas, é possível especificar o seguinte processo gerador, e modelar  $z_t$  como um Vetor Auto-regressivo (VAR) irrestrito com  $k$  defasagens de  $z_t$ :

$$z_t = A_1 z_{t-1} + \dots + A_k z_{t-k} + u_t \quad (7)$$

em que:  $z_t$  é um vetor ( $nx1$ ),  $A_i$  é uma matriz de parâmetros ( $nxn$ ) e  $u_t \sim IID(\mu, \sigma^2)$ .

Ainda conforme Harris (1995), a Equação (7) pode ser reparametrizada em termos de um modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) esboçado como:

$$\Delta z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta z_{t-k+1} + \Pi z_{t-k} + \varepsilon_t \quad (8)$$

em que:  $\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i)$ , ( $i = 1, \dots, k-1$ ) e  $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$ . Da forma como especificado, o sistema contém informações de curto e longo prazo a mudanças de  $z_t$ , via estimativas de  $\hat{\Gamma}_i$  e  $\hat{\Pi}$ , respectivamente, onde  $\Pi = \alpha\beta'$ , com  $\alpha$  representando a velocidade de ajustamento ao desequilíbrio e  $\beta$  a matriz de coeficientes de longo prazo.

A importância do modelo de correção de erro reside no fato de permitir a ligação entre aspectos relacionados à dinâmica de curto prazo com os de longo prazo (HAMILTON, 1994). Dessa forma, os mecanismos de correção de erro pretendem fornecer um caminho para combinar as vantagens de se



modelar tanto em nível quanto nas diferenças. Nesse modelo, não apenas a dinâmica do processo de ajustamento de curto prazo como também a do processo de longo prazo são modeladas simultaneamente.

O número de vetores de cointegração depende do posto ou rank ( $r$ ) da matriz  $\Pi$ . Em termos de vetores de cointegração, têm-se três possibilidades, conforme Enders (1995): se o posto de  $\Pi$  é completo, então as variáveis  $Y_t$  são  $I(0)$ , ou seja, significa que qualquer combinação linear entre as variáveis é estacionária e o ajuste do modelo deve ser efetuado com as variáveis em nível; se o posto de  $\Pi$  é zero, então não há relacionamento de cointegração e o modelo deve ser ajustado com as variáveis em diferença e, quando  $\Pi$  tem posto reduzido, há  $r$  vetores de cointegração.

Para Enders (1995), o rank de uma matriz é igual ao número de raízes características estritamente diferentes de zero, que pode ser identificado por meio de dois testes estatísticos. O primeiro deles é o teste do traço, que testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração distintos é menor ou igual a  $r$  contra a hipótese alternativa de que o número desses vetores é maior do que  $r$ , que pode ser definido por:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i') \quad (9)$$

em que

$\lambda_i'$  = valores estimados das raízes características obtidos da matriz  $\Pi$ ;  $T$  = número de observações.

O segundo teste é o do máximo autovalor, que testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração é  $r$  contra a hipótese alternativa de existência de  $r + 1$  vetores de cointegração, podendo ser expresso da seguinte forma:

$$\lambda_{max}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}') \quad (10)$$

Verificada a cointegração entre as séries analisadas, estima-se o modelo VEC, conforme definido na Expressão (8).

### 3.2.3 TESTES DE AUTOCCORRELAÇÃO

#### 3.2.3.1 TESTE DE PORTMANTEAU

O teste de Portmanteau calcula as estatísticas *Box-Pierce* / *Ljung-Box* multivariadas para correlação serial residual até a defasagem especificada.

Box-Pierce (1970) desenvolveu uma estatística Q baseada na soma dos quadrados das autocorrelações. A estatística de Box-Pierce,  $Q = T * \sum_{k=1}^q \rho_k^2$ , é comparada à distribuição qui-quadrado com “q” graus de liberdade. Caso o resíduo seja um ruído branco, a estatística Q definida segue uma distribuição qui-quadrado com “q” graus de liberdade.

Ljung-Box (1978), também conhecido como teste de Box-Pierce modificado, é utilizado para verificar se há falha de ajuste em um modelo temporal. O teste examina as “n” primeiras autocorrelações dos resíduos e, caso estas sejam pequenas, há indício de que não há falha no ajuste. A hipótese nula desse teste considera que as autocorrelações até o lag “n” é igual a zero e a estatística do teste é definida pela Equação (11):

$$Q^* = T * (T - 2) \sum_k^n \frac{\hat{\rho}_k^2}{T - k} \quad (11)$$

onde  $\hat{\rho}_k$  a autocorrelação estimada dos resíduos na defasagem “k” e “n” o número de lags testado. O teste irá rejeitar a hipótese nula  $Q^* > \chi_{1-\alpha; q}^2$  caso sendo  $\chi_{1-\alpha; q}^2$  sendo uma distribuição qui-quadrado com “q” graus de liberdade e nível de significância  $\alpha$ .

### 3.2.3.2 TESTE LM

O teste de Breusch (1978) - Godfrey (1978), também conhecido como teste LM (*Lagrange Multiplier*) para autocorrelação, testa a hipótese nula de ausência de autocorrelação até a defasagem  $p$ . Após definir o modelo e estimar seus coeficientes, o teste consiste em efetuar uma regressão do resíduo contra o próprio resíduo defasado no tempo e as variáveis explicativas, de acordo com a Equação (12):

$$\hat{u}_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \hat{\rho}_1 \hat{u}_{t-1} + \hat{\rho}_2 \hat{u}_{t-2} + \dots + \hat{\rho}_p \hat{u}_{t-p} + v_t \quad (12)$$

onde os últimos termos  $\hat{u}_{t-1}, \hat{u}_{t-2}, \dots, \hat{u}_{t-p}$  são os resíduos estimados pela equação do modelo adotado.

### 3.2.4 FONTE DOS DADOS

Os dados para estimação do modelo apresentado na Equação (4) foram coletados nos seguintes sites: no Conselho dos Exportadores de Café do Brasil – CECAFE (2019), para a variável preço de exportação do café robusta (em dólar/ saca de 60kg - US\$/SC e transformado em euro/ saca de 60kg - €/SC); no Instituto de Economia Aplicada – IPEA (2019), para as variáveis custo de produção, utilizado como proxy o Índice de Preços ao Atacado – Disponibilidade Interna – IPA- DI, as taxas de câmbio nominal (em real/ dólar - R\$/US\$ e em real/ euro - R\$/€); e na International Coffee Organization – ICO (2019),

para o preço internacional do café robusta (em cents de dólar por libra-peso, transformado em dólar/ saca de 60kg - US\$/SC e em euro/ saca de 60kg - €/SC)

O período analisado foi o de janeiro/ 2005 a fevereiro/2019, com cotações mensais, totalizando 170 observações. Na Tabela 1, encontra-se um resumo das variáveis estimadas no modelo.

**Tabela 1** -Variáveis estimadas no modelo e as respectivas siglas.

Variável	Sigla
Log preço de exportação do café robusta em dólar	LBRA_CD
Log preço de exportação do café robusta em euro	LBRA_CE
Log custo de produção no Brasil	LBRA_CP
Log taxa de câmbio real/ dólar	LBRA_D
Log taxa de câmbio real/ euro	LBRA_E
Log preço internacional do café robusta em dólar	LINT_CD
Log preço internacional do café robusta em euro	LINT_CE

Fonte: Organização dos autores

Na seção seguinte, será apresentada a análise e discussão dos resultados dos modelos para o café robusta estimados em dólar e em euro.

## 4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Como forma de indicar a ordem de integração das séries de análise, foram aplicados dois testes de estacionariedade: ADF – Dickey- Fuller Aumentado; e KPSS - Kwiatkowski, Philips, Schmidt e Shin. Os resultados estão expostos nas Tabelas 2 e 3.

**Tabela 2-** Testes de raiz unitária em nível aplicados nas séries mensais de preços de exportação do café robusta (em US\$/SC e em €/SC), custo de produção, taxas de câmbio nominal (R\$/ US\$ e R\$/ €) e preços internacionais do café robusta (em US\$/SC e em €/SC) no período de janeiro de 2005 a fevereiro de 2019.

Séries	Teste ADF			Teste KPSS		
	Modelo	Estatística de teste		Modelo	Estatística de teste	
LBRA_CD	constante	-3.123062	**	constante	0.629281	**
LBRA_CE	constante	-3.135850	**	constante	0.997699	***
LBRA_CP	constante	0.027837	ns	constante	1.630687	***
LBRA_D	constante	-0.773090	ns	constante	1.025545	***
LBRA_E	constante	-0.660627	ns	constante	0.987898	***
LINT_CD	constante	-3.557390	***	constante	0.556707	**
LINT_CE	constante	-4.133553	***	constante	1.014221	***

Nota 1: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%; \* significativo a 10%; ns não significativo

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Pela análise da Tabela 2, observa-se que as séries dos preços de exportação do café robusta em dólar e em euro, e os preços internacionais do café robusta em dólar e em euro foram estacionárias em nível para o teste ADF, com 5% de significância. Já para o teste KPSS, todas as séries foram não estacionárias em nível, com 5% de significância. Por outro lado, os resultados da Tabela 3 indicam concordância em ambos os testes, efetuada a primeira diferença, as séries foram estacionárias, com 5% de significância.

**Tabela 3-** Testes de raiz unitária em primeira diferença aplicados nas séries mensais de preços de exportação do café robusta (em US\$/SC e em € /SC), custo de produção, taxas de câmbio nominal (R\$/US\$ e R\$/ €) e preços internacionais do café robusta (em US\$/SC e em € /SC) no período de janeiro de 2005 a fevereiro de 2019.

Séries	Modelo	Teste ADF		Teste KPSS	
		Estatística de teste		Modelo	Estatística de teste
LBRA_CD	constante	12.06617	***	constante	0.401626 *
LBRA_CE	constante	-12.22100	***	constante	0.293284 ns
LBRA_CP	constante	-7.047581	***	constante	0.052286 ns
LBRA_D	constante	-8.716819	***	constante	0.326289 ns
LBRA_E	constante	-11.02613	***	constante	0.350950 *
LINT_CD	constante	-10.17357	***	constante	0.385142 *
LINT_CE	constante	-10.19969	***	constante	0.335933 ns

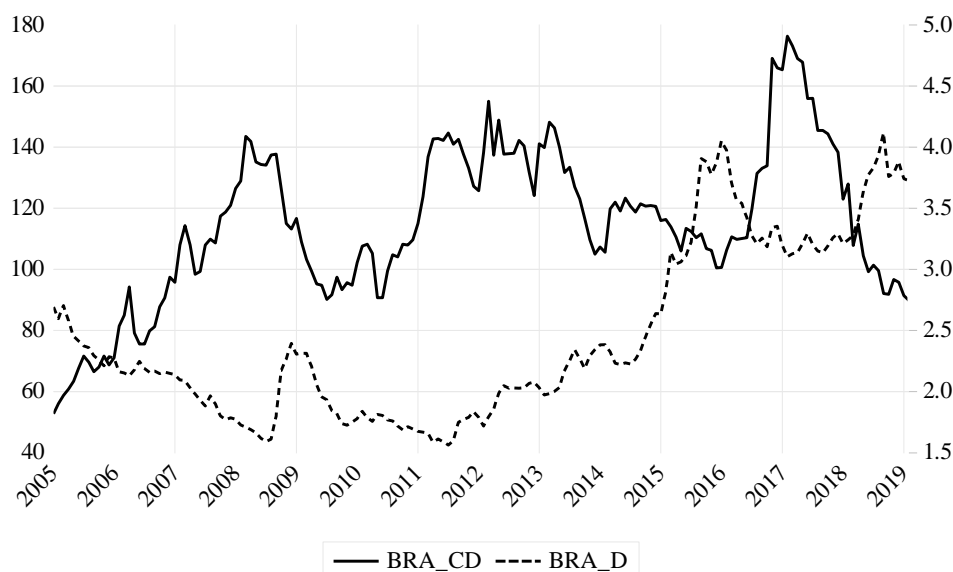
Nota 1: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%; \* significativo a 10%; ns não significativo

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Efetuados os testes de estacionariedade das séries e identificada a ordem de integração, a próxima etapa consistiu em analisar individualmente a dinâmica do repasse cambial nos preços de exportação do café robusta.

## 4.1 CAFÉ ROBUSTA EM DÓLAR

Na Figura 1, é possível identificar a evolução do preço de exportação do café robusta (em US\$/SC) e a taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) de janeiro de 2005 até fevereiro de 2019.



**Figura 1-** Relação entre preço de exportação do café robusta (em US\$/SC) e a taxa de câmbio nominal (R\$/US\$), no período de janeiro de 2005 a fevereiro de 2019.

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de CECAFE (2019) e IPEA (2019).

A partir da Figura 1, identificou-se que as séries apresentam uma tendência estocástica, ou seja, um padrão aleatório ao longo do tempo. Contudo, é possível que os dados apresentem um relacionamento de longo prazo a ser confirmado pelo teste de cointegração.

Para realização do teste de cointegração, é necessário verificar o número de defasagens para inserir do modelo (Tabela 4).

**Tabela 4** - Critério de defasagem do VAR auxiliar para o café robusta em dólar

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
0	305.5421	NA	3.38e-07	-3.547555	-3.473771	-3.517614
1	1434.518	2191.542	6.96e-13	-16.64139	-16.27247	-16.49169
2	1495.884	<b>116.2345*</b>	<b>4.09e-13*</b>	<b>-17.17511*</b>	<b>-16.51106*</b>	<b>-16.90564*</b>
3	1503.486	14.04071	4.51e-13	-17.07630	-16.11712	-16.68708
4	1512.870	16.89190	4.89e-13	-16.99847	-15.74415	-16.48949

Nota 1: valor da verossimilhança (LogL); p-valor do teste de razão de verossimilhança (LR); Erro de Predição Final (FPE); Critério de Informação de Akaike (AIC); Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (BIC); e o Critério de Informação de Hannan & Quinn (HQC).

Nota 2: \*indica a defasagem ótima (n) definida pelo critério

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base nos dados da Tabela 4, foi possível indicar que o número de defasagens é de 2 (duas) a ser incluída no VAR, visto que, dos cinco critérios considerados, todos indicaram o mesmo número de defasagens do VAR auxiliar.

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 5% para a estatística do traço e para a estatística do máximo autovalor (de acordo com os dados da Tabela 5). Além disso, o modelo da equação de cointegração que mais se ajustou ao teste foi o modelo 1 do sumário do teste, com as variáveis em nível sem tendência determinística e as equações de cointegração sem interceptos.

**Tabela 5** – Teste de cointegração de Johansen para o café robusta em dólar

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
<b>R=0</b>	<b>48.53006***</b>	<b>0.0059</b>	<b>25.91101**</b>	<b>0.0287</b>
R≤1	22.61904	0.0797	12.82026	0.2396
R≤2	9.798782	0.1277	8.533675	0.1431
R≤3	1.265107	0.3044	1.265107	0.3044

Nota: \*\* significativo a 5% e \*\*\* significativo a 1%.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

De acordo com a Tabela 6, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), todos os coeficientes estimados foram significativos ao nível de 1%.

**Tabela 6**- Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o café robusta em dólar

LBRA_CD (-1)	LBRA_CP (-1)	LBRA_D (-1)	LINT_CD (-1)
1,0000	0.472316***	-0.384309**	-1.560742***
	(0.15999)	(0.15852)	(0.18784)
	[ 2.95218]	[-2.42430]	[-8.30900]

Nota 1: LBRA\_CD = logaritmo neperiano do preço de exportação do café robusta em dólar (US\$/SC); LBRA\_CP = logaritmo neperiano do custo de produção; LBRA\_D = logaritmo neperiano da taxa de câmbio (R\$/ US\$); LINT\_CD = logaritmo neperiano do preço internacional do café robusta em dólar (US\$/SC). Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t. Nota 3: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%, ns não significativo.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Na Equação (13), é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

$$LBRA\_CD_t = - 0,47 LBRA\_CP + 0,38 LBRA\_D + 1,56 LINT\_CD_t \quad (13)$$

De acordo com a Equação (13), verifica-se que o coeficiente de pass-through foi incompleto, indicando que a variação da taxa de câmbio (R\$/ US\$) influencia parcialmente o preço de exportação do café robusta brasileiro cotado em dólar, ou seja, o aumento de 1% na taxa de câmbio ocasiona um aumento de 0,38% no preço de exportação do café robusta. O estudo de Correa (2012) também encontrou um pass-through incompleto para a indústria do café, porém no valor de -0,841. Demais estudos remontados na literatura revisada corroboraram a este resultado de um pass-through incompleto (CRUZ JR. ; SILVA, 2004 ; TEJADA ; SILVA, 2008; FRAGA et al., 2008; COPETTI, VIEIRA ; CORONEL, 2012; SOUZA, RANIRO ; ROSA, 2018; E SOUZA, 2018).

Ainda, de acordo com a Equação (13), o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona uma diminuição de 0,47% no preço de exportação do café robusta em dólar.

Também foi possível inferir, com base na Equação (13), que o aumento de 1% no preço internacional do café robusta em dólar determina um aumento de 1,56% no preço de exportação do café robusta em dólar.

O resultado encontrado na presente pesquisa sugere um coeficiente elástico na transmissão de preços e valida a Lei do Preço Único, que, de acordo com Mundlack e Larson (1992), diz que bens idênticos, em regiões distintas, em livre concorrência de mercado, devem ser vendidos pelo mesmo preço.

O estudo de Cunha et al. (2010) também corroboraram para este resultado de um coeficiente elástico na transmissão do preço internacional do café ao mercado brasileiro, encontrando um coeficiente de -1,505 para o mercado do café arábica.

Com a finalidade de diagnóstico do modelo, foram estimados dois testes de correlação serial para os resíduos, cujos resultados encontram-se na Tabela 7.

**Tabela 7-** Testes de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o café robusta em dólar

Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	0.40051					
	4	---	0.402884	---	18.59861	0.2900
2	10.8275					
	0	---	10.95400	---	25.28065	0.0650
3	20.9586	0.827				
	6	1	21.26716	0.8140	14.94216	0.5289
4	27.5713	0.975				
	7	0	28.03921	0.9708	8.508638	0.9323
5	40.5797	0.974				
	8	3	41.44182	0.9676	12.75102	0.6909
6	52.2164	0.983				
	1	1	53.50418	0.9766	11.25062	0.7938
7	65.7508	0.982				
	3	4	67.61983	0.9736	14.62236	0.5525
8	81.8519	0.971				
	3	3	84.51604	0.9540	16.33832	0.4296
9	101.039	0.935				
	8	3	104.7766	0.8938	20.89664	0.1825
10	110.702	0.967				
	2	8	115.0428	0.9394	10.02145	0.8655
11	126.363	0.960				
	9	7	131.7880	0.9208	14.92304	0.5303
12	143.198	0.946				
	6	6	149.9014	0.8869	18.57825	0.2911

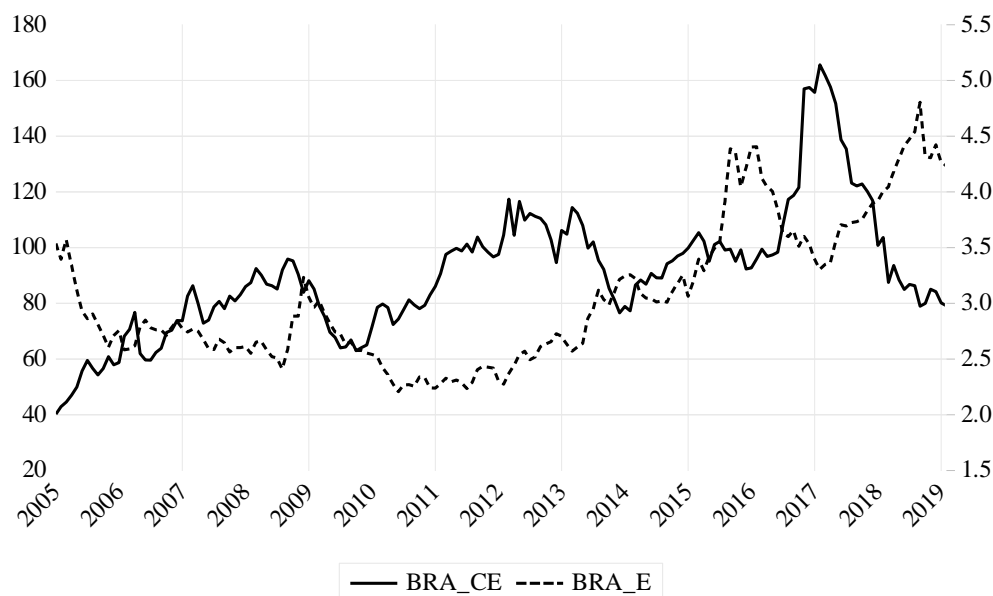
Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 7, até doze defasagens o teste indica a rejeição da hipótese nula de que a correlação serial é diferente de zero, com 5% de significância. Desta forma, os resultados de diagnóstico do modelo estimado são válidos e apresentam um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.



## 4.2 CAFÉ ROBUSTA EM EURO

Na Figura 2, é possível identificar a evolução do preço de exportação do café robusta (em €/SC) e a taxa de câmbio nominal (R\$/€) de janeiro de 2005 até fevereiro de 2019.



**Figura 2** – Relação entre o preço de exportação do café robusta (em €/SC) e a taxa de câmbio nominal (Real/ Euro - R\$/€), no período de janeiro de 2005 a fevereiro de 2019.

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de CECAFE (2019) e IPEA (2019).

A partir da Figura 2, identifica-se que as séries apresentam uma tendência estocástica, ou seja, um padrão aleatório ao longo do tempo. Contudo, é possível que os dados apresentem um relacionamento de longo prazo a ser confirmado pelo teste de cointegração.

Para realização do teste de cointegração, é necessário verificar o número de defasagens para inserir do modelo (Tabela 8).

**Tabela 8** - Critério de defasagem do VAR auxiliar para o café robusta em euro

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
1	1436.242	2100.230	6.82e-13	-16.66167	-16.29275	-16.51197
			<b>4.40e-</b>		-	-
<b>2</b>	<b>1489.573</b>	<b>101.0155*</b>	<b>13*</b>	<b>-17.10086*</b>	<b>16.43681*</b>	<b>16.83140*</b>
3	1499.226	17.82879	4.75e-13	-17.02618	-16.06700	-16.63696
4	1505.568	11.41606	5.32e-13	-16.91256	-15.65824	-16.40357

Nota 1: valor da verossimilhança (LogL); p-valor do teste de razão de verossimilhança (LR); Erro de Predição Final (FPE); Critério de Informação de Akaike (AIC); Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (BIC); e o Critério de Informação de Hannan & Quinn (HQC).

Nota 2: \*indica a defasagem ótima (n) definida pelo critério.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Com base nos dados da Tabela 8, foi possível indicar que o número de defasagens é de 2 (duas) a ser incluída no VAR, visto que, dos cinco critérios considerados, quatro indicaram o mesmo número de defasagens do VAR auxiliar.

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 1% (de acordo com os dados da Tabela 9). Também a hipótese nula de que há até um vetor de cointegração para a Estatística do Traço deve ser rejeitada ao nível de 5%. Além disso, o modelo da equação de cointegração que mais se ajustou ao teste foi o modelo 1 do sumário do teste, com as variáveis em nível sem tendência determinística e as equações de cointegração sem interceptos.

**Tabela 9** – Teste de cointegração de Johansen para o café robusta em euro.

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
<b>R=0</b>	<b>57.06327***</b>	<b>0.0005</b>	<b>29.66841***</b>	<b>0.0081</b>
<b>R≤1</b>	<b>27.39486**</b>	0.0196	16.28796*	0.0831
R≤2	11.10690	0.0792	8.733321	0.1328
R≤3	2.373576	0.1457	2.373576	0.1457

Nota: \*\* significativo a 5% e \*\*\* significativo a 1%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

De acordo com a Tabela 10, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), todos os coeficientes estimados foram significativos ao nível de 1%.

**Tabela 10-** Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o café robusta em euro

LBRA_CE (-1)	LBRA_CP (-1)	LBRA_E (-1)	LINT_CE (-1)
1,0000	0.849603***	-0.474149**	-2.068359***
	(0.19845)	(0.22941)	(0.23957)
	[ 4.28119]	[-2.06679]	[-8.63351]

Nota 1: LBRA\_CE = logaritmo *neperiano* do preço de exportação do café robusta em euro (€/SC); LBRA\_CP = logaritmo *neperiano* do custo de produção; LBRA\_E = logaritmo *neperiano* da taxa de câmbio (R\$/ €); LINT\_CE = logaritmo *neperiano* do preço internacional do café robusta em euro (€/SC). Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t. Nota 3: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%, ns não significativo.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Na Equação (14), é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

$$LBRA_{CE_t} = - 0,85 LBRA_{CP} + 0,47 LBRA_E + 2,07 LINT_{CE_t} \quad (14)$$

De acordo com a Equação (14), verifica-se que o coeficiente de pass-through foi incompleto, indicando que a variação da taxa de câmbio influencia parcialmente o preço de exportação do café robusta em euro, ou seja, o aumento de 1% na taxa de câmbio (R\$/ €) ocasiona um aumento de 0,47% no preço de exportação do café robusta em euro. O resultado de pass-through incompleto também foi encontrado em diversos estudos sobre as exportações brasileiras (CRUZ JR. ; SILVA, 2004 ; TEJADA ; SILVA, 2008; FRAGA et al., 2008; CORREA, 2012; COPETTI, VIEIRA ; CORONEL,2012; SOUZA, RANIRO ; ROSA, 2018; E SOUZA, 2018).

Ainda, o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona uma diminuição de 0,85% no preço de exportação do café robusta em euro.

Também é possível inferir que o aumento de 1% no preço internacional do café robusta em euro determina um aumento de 2,07% no preço de exportação do café robusta em euro.

Com a finalidade de diagnóstico do modelo, foram estimados testes de correção serial para os resíduos, cujos resultados encontram-se na Tabela 11.

**Tabela 11**-Teste de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o café robusta em euro.

Defasagen s	Teste de Portmanteau			Teste LM		
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
	0.47164					
1	6	---	0.474437	---	15.66855	0.4763
	9.69672					
2	9	---	9.809342	---	22.55050	0.1263
	17.9320	0.927		0.921		
3	4	8	18.19259	2	11.68423	0.7654
	29.5433	0.953		0.945		
4	7	4	30.08372	6	14.36267	0.5717
	47.2414	0.884		0.860		
5	8	4	48.31813	5	17.29038	0.3671
	56.4397	0.954		0.939		
6	3	7	57.85290	8	9.586646	0.8873
	73.3949	0.923		0.893		
7	0	2	75.53621	4	17.68169	0.3429
	88.8262	0.910		0.869		
8	2	7	91.72957	1	14.82949	0.5372
	103.341	0.911		0.861		
9	2	4	107.0559	4	16.95107	0.3888
	119.437	0.895		0.827		
10	7	1	124.1585	6	17.35873	0.3628
	136.573	0.866		0.773		
11	4	7	142.4796	6	17.51337	0.3532
	155.416	0.812		0.681		
12	3	8	162.7537	4	19.88110	0.2256

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 11, até doze defasa-gens o teste indica a rejeição da hipótese nula de que a correlação serial é diferente de zero, com 5% de significância. Desta

forma, com os resultados o diagnóstico do modelo estimado é válido e apresenta um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

## 4 CONCLUSÕES

O trabalho realizou uma investigação da influência da variação da taxa de câmbio aos preços de exportação do café robusta em dólar e em euro. Nesse tocante, os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de *pass-through* da taxa de câmbio (em R\$/US\$ e em R\$/€) para os preços de exportação do café robusta foi incompleto com os coeficientes para dólar e euro de, respectivamente, -0,38 e -0,47.

A partir disso, pode-se inferir que o coeficiente de *pass-through* encontrado determina que depreciações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, dado que não reduzem expressivamente os preços de exportação.

Desse modo, como as variações cambiais determinaram reduzidos efeitos sobre a competitividade do café robusta, cabe um enfoque sobre aspectos como o grau de concorrência na formação de preços desse mercado (*pricing to market*) e a elasticidade-preço da demanda. Logo, as características do mercado do café robusta como a elevada concentração, porém com reduzido poder de mercado dos exportadores, com o crescimento da renda mundial, tem possivelmente minimizado o ajuste dos preços decorrentes de depreciações cambiais.

Entre as limitações do presente trabalho, está o fato de o coeficiente de *pass-through* estimado ser estático, ou seja, permitiu a análise geral de um período específico de tempo, não compreendendo o dinamismo da taxa de câmbio e sua influência período a período sobre os preços do mercado doméstico e de exportação. Neste sentido, recomenda-se, para estudos posteriores, o comparativo em *sub-períodos*, bem como a aplicação do filtro de *Kalman*, como forma de captar a dinâmica do repasse cambial.

## REFERÊNCIAS

- BOX, G. E. P.; PIERCE, D. A. Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Time Series Models. *Journal of the American Statistical Association*, v. 65, n. 332, p. 1509-1526, 1970.
- BREUSCH, T. S. Testing for autocorrelation in dynamic linear models. *Australian Economic Papers*, 17, 1978.
- BUENO, R. D. L. D. *Econometria de séries temporais*. São Paulo: Cengage Learning, 2008.
- CECAFE - Conselho dos Exportadores de Café do Brasil. Estatísticas. Disponível em:  
<https://www.cecafe.com.br/>
- Acesso em: 05 abr. 2019.
- COPETTI, L. S.; VIEIRA, K. M.; CORONEL, D. A. Transmissão das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação da soja no Brasil e na Argentina. *Custos e Agronegócios Online*, Recife, v. 8, n. 3, p.113-132, jul./ set. 2012.
- CORREA, A. L. Taxa de câmbio e preços de exportação no Brasil: avaliação empírica dos coeficientes de pass-through setoriais. *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 21, n.1 (44), p.61-91, abr. 2012.
- CRUZ JR., J. C.; SILVA, O. M. Pass-through da taxa de câmbio nos preços de exportação dos produtos agropecuários brasileiros: 1994-2003. In: *Anais do XLII Congresso brasileiro de economia e sociologia rural (SOBER)*, 2004, Cuiabá-MT.
- CUNHA, D. A. et al. Integração e transmissão de preços no mercado internacional do café arábica. Piracicaba, SP, *Rev. Econ. Sociol. Rural - RESR*, vol. 48, n°4, p. 515-542, out/dez 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.366, p.427-431, 1979.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v.49, p.1057-1073, 1981.
- ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*. Nova York: John Wiley & Sons, 1995.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, Chicago, v.55, n.2, p. 251-276, 1987
- FERREIRA, A.; SANZO, A. Exchange rate pass-through: the case of Brazilian exports of manufactures. In: *World Congress Of The International Economic Association*, 2, Buenos Aires, ago. 1999.
- FRAGA, G. J. et al. O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação de soja. *Revista Análise Econômica*, Porto Alegre, n. 49, p. 193-210, 2008.
- FRANCK, A. G. S.; SILVA, M. L.; SILVA, R. A.; CORONEL, D. A. .Análise da competitividade do mercado exportador brasileiro de café. *Desafio Online*, Campo Grande, v.4, n.3, Set./Dez.2016.

GODFREY, L. G. Testing for higher order serial correlation in regression equations when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica*, 1978.

GREENE, W. H. *Econometrics Analysis*. 6.ed. New Jersey: Pearson Education, 2008.

HAMILTON, J. D. *Time series analysis*. New Jersey: Princeton University Press, 1994.

HARRIS, R.I.D. *Using cointegration analysis in econometric modelling*. London: Prentice-Hall-Harvester Wheatsheaf, 1995.

IPEA - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Disponível em:

<http://www.ipeadata.gov.br/>

Acesso em: 14 jan. 2019.

ICO – International Coffee Organization. *Historical Data on the Global Coffee Trade*. Disponível em: [http://www.ico.org/new\\_historical.asp](http://www.ico.org/new_historical.asp). Acesso em: 05 abr. 2019

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamic and Control*, v.12, p.231-254, 1988.

KWIAKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the alternative of stationary against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root?. *Journal of Econometrics*. p. 159-178, 1992.

MDIC - Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. *Balança Comercial*. Disponível em: <http://www.mdic.gov.br/index.php/balanca-comercial>. Acesso em: 01 mar. 2019.

MENON, J. Exchange rate and import prices for a small open economy. *Applied Economics*, v. 27, n. 3, p. 297-301, 1995.

MUNDLACK, Y.; LARSON, D. F. On the transmission of world agricultural prices. *The World Bank Review*, v.6, n.1, p.399-422, 1992.

SEREIA, V. J.; CAMARA, M. R. G.; ANHESINI, J. A. R. Competitividade do complexo cafeeiro: uma análise a partir do market share e das vantagens comparativas simétricas. *Revista de Economia*, Editora UFPR, Curitiba, v. 38, n. 1 (ano 36), p. 07-34, jan./abr. 2012.

SOUZA, D. K. F. *O impacto das variações cambiais nas exportações do milho e do algodão*. 2018. 95 f. Dissertação (Mestrado em Economia). Universidade Federal de São Carlos, Sorocaba, 2018.

SOUZA, D. K. F.; RANIRO, L. R.; ROSA, M. B. Análise do pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportação do açúcar. In: *Anais do 56º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural – SOBER*, Campinas - SP, 2018.

TEJADA, C. A. O.; SILVA, A. G. O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços dos principais produtos exportados pelo Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v.46, n.01, p.171-205, jan-mar/2008

THOMÉ, K. M.; & FERREIRA, L. S. Competitividade e estrutura de mercado internacional de café: análise de 2003 a 2012. *Coffee Science*, Lavras, v. 10, n. 2, p. 184 - 194, abr./jun. 2015.

USDA – United States Department of Agriculture. Custom Query. Disponível em:

<https://apps.fas.usda.gov/psdonline/app/index.html#/app/advQuery>. Acesso em: 03 jan. 2019.

WTO – World Trade Organization. Tariff Analysis Online. Disponível em:

<http://tao.wto.org/>

Acesso em: 05 jun. 2019.



# Capítulo 6

## TRANSMISSÃO DA VARIAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PREÇOS DE EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS DA CARNE BOVINA E DA CARNE DE FRANGO<sup>1</sup>

[DOI: 10.37423/200500984](https://doi.org/10.37423/200500984)

*Leonardo Sangoi Copetti (Mestre em Administração pela Universidade Federal de Santa Maria (UFSM)).*

*Daniel Arruda Coronel (Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV), Professor Associado do Departamento de Economia e Relações Internacionais (UFSM) e Bolsista de Produtividade do CNPq).*

*Adriano Mendonça Souza (Doutor em Engenharia da Produção pela UFSC. Professor Titular da UFSM, com atuação no Programa de Pós-Graduação em Engenharia da Produção).*



**RESUMO:** O objetivo deste trabalho consistiu no exame da relação entre variações cambiais nos preços de exportação brasileiros da carne bovina e de frango, relação definida como o pass-through da taxa de câmbio, tendo como referência o período de julho de 1997 a março de 2019. Os dados foram coletados nos sites do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – CEPEA, no Instituto de Economia Aplicada – IPEA, no WORLD BANK, e no Bureau of Labor Statistics – BLS. Neste sentido, fez-se uso dos instrumentais de séries temporais, especialmente do Modelo Vetor de Correção de Erros. Os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportação da carne bovina ocorreu de forma completa, representando competitividade. Já para a carne de frango, o coeficiente de pass-through foi incompleto, representando que depreciações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos expressivos de competitividade, dado que reduzem parcialmente os preços de exportação.

**Palavras-chave:** Carne bovina. Carne de Frango. Preços de exportação. Pass-Through.

## 1 INTRODUÇÃO

Segundo o United States Department of Agriculture – USDA (2019), o Brasil é o maior exportador mundial das carnes bovina e de frango, visto que, em 2018, o total exportado foi de 2,08 milhões de toneladas de carne bovina, o que representou 19,72% das exportações mundiais, que foram de 10,55 milhões de toneladas, e 3,69 milhões de toneladas de carne de frango, que representou 32,83% das exportações mundiais, as quais foram de 11,24 milhões de toneladas.

Segundo o Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC, 2019), o total exportado pelo Brasil, em 2018, das carnes bovina e de frango foi de US\$ 5,65 bilhões de carne bovina, o que representou 2,36% das exportações do país, e US\$ 5,89 bilhões de carne de frango, que representou 2,46% das exportações do país. Em comparação com o ano de 1997, houve um incremento no faturamento das exportações da carne bovina de 2.783%, uma vez que as exportações neste ano foram de US\$ 196 milhões, e da carne de frango de 577%, porque as exportações neste ano foram de US\$ 870 milhões.

Para o USDA (2018), os três maiores importadores mundiais de carne bovina, em 2018, foram, respectivamente, China, com 1,47 milhões de toneladas (17,07%), Estados Unidos, com 1,36 milhões de toneladas (15,80%) e Japão, com 865 mil toneladas (10,05%); já os três maiores importadores mundiais de carne de frango, em 2018, foram, respectivamente, Japão, com 1,07 milhões de toneladas (11,43%), México, com 820 mil toneladas (8,76%) e União Europeia, com 703 mil toneladas (7,51%). Além disso, segundo a World Trade Organization – WTO (2019), dentre esses três maiores importadores de carne bovina, o Japão é o que aplica o maior percentual médio de tarifas de importação de 50%, China aplica um percentual médio de 15,5% e os Estados Unidos aplicam um percentual de 12,29%; já dentre os três maiores importadores de carne de frango, o México é o que aplica o maior percentual médio de tarifas de importação de 38,57%, Japão aplica um percentual de 7,08% e a União Europeia aplica um percentual de 4,43%.

Países com industrialização tardia como o Brasil são geralmente considerados com pouco controle sobre os preços que vendem nos mercados internacionais Ferreira & Sanso (1999). Desta forma, as variações na taxa câmbio podem ter pouca relevância na determinação dos preços de exportação, ou seja, o coeficiente de pass-through tende a ser nulo.

Diante deste contexto, o problema de pesquisa deste estudo é responder à seguinte questão: existe diferença entre o grau de pass-through para os preços de exportação brasileiros da carne bovina e da carne de frango no período compreendido entre 07/1997 a 03/2019?

A partir do desenvolvimento desta pesquisa, têm-se elementos que auxiliem na compreensão da magnitude com que se dá a transmissão de preços para os mercados da carne bovina e de frango, bem como no entendimento de como a política econômica e cambial pode impactar sobre a competitividade do exportador brasileiro.

Lopes et al. (2005) analisaram a competitividade das exportações brasileiras de carne de frango utilizando o modelo Constant Market Share (CMS), no período de 1990 a 2002. Os resultados do modelo CMS revelaram aumento da participação média do Brasil no mercado mundial e, possivelmente, estão relacionados à diversificação dos mercados, principalmente, para União Europeia e a Ásia; e ao menor custo de produção brasileiro em relação aos demais competidores, dentre outros fatores. Ainda nesta perspectiva, Lima et al. (2012) realizaram pesquisa sobre a competitividade do complexo de carnes brasileiro utilizando o Índice de Vantagem Comparativa Revelada (IVCR), no período de 2001 a 2010. Como resultados, constataram que o país demonstrou ser competitivo nas exportações de carnes bovina, de frango, suína e de peru. Já Castro et al. (2016) investigaram a competitividade das exportações brasileiras de carne bovina utilizando o IVCR e o modelo CMS, no período de 1996 a 2010. A aplicação do modelo CMS permitiu analisar a decomposição e a contribuição das fontes de crescimento das exportações da carne bovina em três períodos considerados: período I (1996–2000), período II (2001–2005), e período III (2006–2010). Como resultados, o IVCR foi superior à unidade, indicando competitividade. Já para o modelo CMS, tem-se que o desempenho das exportações brasileiras de carne bovina é atribuído principalmente ao efeito destino das exportações, para países como Rússia, o Egito e a Arábia Saudita. Não obstante a isso, percebe-se que há ainda poucos estudos envolvendo competitividade das carnes bovina e de frango brasileiras e coeficiente de pass-through, para o que a presente pesquisa vem contribuir.

Além disso, os resultados desta pesquisa poderão servir como subsídios para políticas agrícola e de comércio exterior, visando aumentar a competitividade do setor de carnes brasileiro.

O artigo está estruturado em três seções, além desta introdução. Na segunda seção, são apresentados os estudos empíricos realizados sobre a transmissão de preços e o coeficiente de pass-through no mercado brasileiro; na terceira seção, os procedimentos metodológicos são esboçados; na

seção seguinte, os resultados são analisados e discutidos; e, por fim, na última seção, são apresentadas as principais conclusões do trabalho.

## 2 TRANSMISSÃO DE PREÇOS E COEFICIENTE DE PASS-THROUGH NO MERCADO BRASILEIRO

Ferreira e Sansó (1999) investigaram a relação da taxa de câmbio e os preços das exportações brasileiras de manufaturados, com dados trimestrais, no período de março de 1978 a abril de 1996, dividido em dois sub-períodos, de março de 1978 a abril de 1985 e de janeiro de 1986 a abril de 1996. Para tanto, utilizaram-se de econometria de séries temporais baseadas na metodologia de Engle-Granger, Shin e Johansen. Como resultados, no período de março de 1978 a abril de 1996, os autores encontraram que havia um coeficiente de pass-through incompleto e que as variações da taxa de câmbio influenciam parcialmente os preços de exportação. Já no sub-período de janeiro de 1986 a abril de 1996, o pass-through foi próximo a zero, indicando que as variações na taxa de câmbio possivelmente não exerceram influência sobre os preços das exportações brasileiras de manufaturados, sendo as mudanças nos preços de exportação explicadas basicamente pelo movimento nos preços internacionais. Os autores sugerem que este resultado está ligado à opção dos exportadores brasileiros por não alterarem seus preços em moeda estrangeira, devido à extrema instabilidade cambial, o qual caracterizou este período. Desta forma, para preservar sua participação nos mercados externos, os exportadores optaram por manter seus preços em moeda estrangeira invariáveis às mudanças na taxa de câmbio que são percebidas como transitórias.

Cruz Jr. e Silva (2004) estudaram o coeficiente de pass-through para a exportação trimestral dos produtos agropecuários brasileiros no período compreendido do 3º trimestre de 1994 ao 2º trimestre 2003. As séries utilizadas para ajuste do modelo foram o índice de preços de exportação para produtos agropecuários do Brasil, o índice de preços de atacado para lavouras de exportação (IPA-OG) como proxy para o custo de produção, a taxa de câmbio nominal (real/dólar) fim do período, e, para o preço internacional, foi utilizada série de preços de importação de commodities dos Estados Unidos. Para análise, utilizaram-se os modelos de séries temporais univariadas e o modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC. Como resultado, os autores estimaram um coeficiente de pass-through de -0,53, indicando que as variações da taxa de câmbio afetam parcialmente o preço de exportação dos produtos agropecuários brasileiros.

Tejada e Silva (2008) analisaram a relação entre as variações da taxa de câmbio e os preços das exportações dos principais produtos exportados pelo Brasil, com dados trimestrais, de janeiro de 1980 a janeiro de 2004. Os setores pesquisados e as respectivas participações no ano de 2004, foram Peças

e Outros Veículos (10,29%), Siderurgia (7,11%), Extrativa Mineral (8,41%), Máquinas e Tratores - MAQ (5,33%), Veículos Automotores (5,05%), Óleos Vegetais (4,96%), Refino de Petróleo (4,55%), Madeira e Mobiliário (4,14%), Beneficiamento de Produtos Vegetais (3,22%), Metalurgia de Não-ferrosos (3,16%), Celulose Papel e Gráfica (3,06%), Material Elétrico (2,34%), Elementos Químicos (2,15%), e Equipamentos Eletrônicos (2,10%). Para estimar o coeficiente de pass-through, os autores utilizaram-se o filtro de Kalman, gerando um coeficiente variável ao longo do tempo. Como resultados da pesquisa, os setores pesquisados apresentaram um coeficiente de pass-through oscilando entre zero e -1 (menos um), indicando pass-through incompleto, ou seja, a variação da taxa de câmbio afeta parcialmente os preços de exportação.

Fraga et al. (2008) investigaram o repasse da variação da taxa de câmbio para os preços mensais de exportação da soja em grão do Brasil, no período de julho de 1994 a dezembro de 2004. Para tanto, os autores utilizaram testes de raiz unitária (ADF), de co-integração de Johansen e o modelo vetorial de correção de erros (VEC). Como resultados, estimaram um coeficiente de pass-through no valor de -0,34, o que representa um pass-through incompleto, ou seja, que a política cambial adotada pelo país reflete-se nos lucros do exportador: se o câmbio é apreciado, o exportador é obrigado a cumprir seus lucros; do contrário, quando o câmbio é depreciado, o exportador expande seus lucros.

Correa (2012) analisou o impacto das variações cambiais sobre as exportações de 26 setores da economia brasileira, no período de 1995 a 2005. Os setores pesquisados foram extrativa mineral, extração de petróleo e gás, minerais não metálicos, siderurgia, metalurgia dos não ferrosos, outros produtos metalúrgicos, fabricação de máquinas e tratores, material elétrico, equipamentos eletrônicos, automóveis, outros veículos e peças, madeira e mobiliário, papel e gráfica, indústria da borracha, elementos químicos não petroquímicos, refino de petróleo e petroquímica, fabricação de produtos químicos diversos, indústria têxtil, fabricação de artigos de couro e calçados, indústria do café, beneficiamento de produtos vegetais, abate de animais, indústria do açúcar, fabricação de gorduras e óleos vegetais, outros produtos alimentares e bebidas, e Indústrias diversas. As variáveis utilizadas no modelo econométrico foram o preço das exportações brasileiras de 26 setores classificados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE, a taxa de câmbio nominal, o custo doméstico utilizando uma metodologia para custo setorial, o preço das exportações concorrentes internacionais correspondendo ao índice de preços das importações norte-americanas, e o grau de utilização da capacidade instalada calculada pela Fundação Getúlio Vargas – FGV. Como

resultados, o autor identificou-se coeficientes de pass-through incompletos para diversos setores e pass-through completo para o setor abate de animais (-1,032).

Copetti, Vieira e Coronel (2012) realizaram pesquisa sobre a transmissão da variação da taxa de câmbio aos preços de exportação do grão de soja no Brasil e na Argentina, no período de 03/1999 a 02/2011. Para tanto, utilizam-se de econometria de séries temporais e do modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC. Os resultados revelaram um coeficiente de pass-through incompleto para o Brasil (-0,11) e nulo para Argentina. No mercado brasileiro, a estimativa do coeficiente indicou que a variação da taxa de câmbio exerce influência parcial sobre os preços médios de exportação do grão de soja, ou seja, a variação de 1% na taxa de câmbio é repassada 0,11% no mesmo sentido para o preço médio de exportação do grão de soja no Brasil. Já para o mercado argentino, as variações da taxa de câmbio não exercem influência sobre os preços médios de exportação do grão de soja.

Souza (2018) buscou avaliar a influência das variações cambiais no desempenho exportador do milho e do algodão considerando dados mensais de janeiro de 2002 a dezembro de 2016. Para estimar o pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportação do milho e do algodão, empregou o Modelo Vetorial de Correção de Erro e o Modelo Estrutural Vetorial de Correção de Erro. Os resultados mostraram que o pass-through da taxa de câmbio para o preço de exportação do milho foi incompleto, implicando que as variações cambiais afetaram a competitividade do exportador dessa cultura. No caso do algodão, o pass-through para o preço de exportação do algodão foi nulo, o que indica que as variações cambiais agiram impactando apenas o mark-up do exportador dessa commodity.

Souza, Raniero e Rosa (2018) avaliaram o pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportações, em dólares e em reais, do açúcar brasileiro, de janeiro de 2012 a dezembro de 2016. Os autores usaram o instrumental de séries temporais multivariadas, com destaque para o Modelo Vetorial de Correção de Erro. Os resultados apontaram um pass-through incompleto da taxa de câmbio para os preços de exportações, em dólares e em reais, do açúcar, tendo baixo coeficiente (-0,03) de pass-through cambial para o preço em dólares e alto coeficiente (0,97) para o preço em reais.

Na Figura 1, faz-se uma síntese dos estudos acerca dos estudos sobre transmissão de preços e coeficiente de pass-through nas exportações brasileiras.

<b>Autores</b>	<b>País / países</b>	<b>Período</b>	<b>Produtos</b>	<b>Metodologia/ objetivo do estudo</b>	<b>Resultados</b>
Ferreira e Sansó (1999)	Brasil	03/1978-04/1996	produtos manufaturados	Metodologia de Engle-Granger, Shin e Johansen/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto
Cruz Jr. & Silva (2004)	Brasil	3° trim./ 1994-2° trim./ 2003	produtos agropecuários	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (-0,53)
Tejada e Silva (2008)	Brasil	01/1980-01/2004	exportações setoriais	filtro de Kalman/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (entre -1 e zero)
Fraga <i>et al.</i> (2008)	Brasil	07/1994-12/2004	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (-0,34)
Correa (2012)	Brasil	1995-2005	exportações setoriais/ indústria do açúcar	Econometria de series temporais/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompletos para diversos setores e <i>pass-through</i> completo para o setor abate de animais (-1,032)
Copetti, Vieira & Coronel (2012)	Brasil e Argentina	03/1999-02/2011	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (-0,11)
Souza (2018)	Brasil	01/2002-12/2016	milho e algodão	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ Modelo Estrutural Vetorial de Correção de Erro/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto para o milho e nulo para o algodão
Souza, Raniero e Rosa (2018)	Brasil	01/2012-12/2016	açúcar	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	baixo coeficiente (-0,03) de <i>pass-through</i> cambial para os preços em dólares e alto coeficiente (0,97) para o preço em reais

Quadro 1 - Síntese dos estudos empíricos

Fonte: Organização dos autores



Nesta subseção, foram reunidos estudos realizados sobre transmissão de preços e coeficiente de pass-through nas exportações brasileiras a fim de analisar a relação entre a taxa de câmbio e os preços de exportação do Brasil.

Os estudos supracitados revelaram que o Brasil apresentou um coeficiente de pass-through completo para o setor de 'abate de animais' e incompleto (entre zero e -1 e zero e 1) e nulo para as demais exportações. Dessa forma, a presente pesquisa difere e vem contribuir com os estudos citados pelo comparativo do coeficiente de pass-through nas exportações brasileiras entre a carne bovina e carne de frango, uma vez que essa abordagem não foi tratada nesta literatura especializada.

## 3 METODOLOGIA

### 3.1 MODELO ANALÍTICO

O modelo econométrico *pass-through*, de acordo com Menon (1995), usado em sua forma mais simples, parte de um modelo de *mark-up* que pode ser representado da seguinte forma:

$$P^*X = (1 + \lambda)(CP/E) \quad (1)$$

em que;  $P^*X$  o preço de exportação em moeda estrangeira;  $(CP/E)$  é o custo de produção, medido em moeda  $E$  estrangeira;  $E$  é a taxa de câmbio nominal; e  $\lambda$  é *mark-up*.

Partindo-se do pressuposto de que o *mark-up* pode variar de acordo com a pressão competitiva no mercado mundial, tem-se que:

$$(1 + \lambda) = \left[ \frac{PW}{CP/E} \right]^\alpha \quad (2)$$

com  $[PW/(CP/E)]$  correspondendo à diferença entre o preço das exportações mundiais e o custo de produção do exportador medido em moeda estrangeira.

Substituindo a Equação (2) em (1) e aplicando-se o logaritmo neperiano no resultado dessa substituição, chega-se à seguinte equação de preço de exportação em moeda estrangeira:

$$\ln P^*X = (1 + \alpha)\ln(CP/E) + \alpha\ln PW \quad (3)$$

Considerando-se a versão não restrita da Equação (3), na qual não se exige que a soma dos coeficientes relativos à  $\ln(CP/E)$  e  $\ln(PW)$  seja igual a 1 e na qual se admite que os coeficientes relativos a  $\ln(CP)$  e  $\ln(E)$  difiram em sinal e magnitude, conforme Menon (1995), tem-se:

$$\ln P^*X = \phi_0 + \phi_1 \ln CP + \phi_2 \ln E + \phi_3 \ln PW$$

(4)

em que o coeficiente de *pass-through* é representado por  $\phi_2$ .

A análise do resultado deste coeficiente pode ser expressa da seguinte forma:

1.  $\phi_2 = 0$ ; significa que a taxa de câmbio não exerce influência sobre o preço em moeda estrangeira dos bens exportados;
2.  $\phi_2 = -1$ ; significa que a mudança na taxa de câmbio afeta integralmente o preço em moeda estrangeira dos bens exportados; e
3.  $-1 < \phi_2 < 0$ ; significa que a mudança na taxa de câmbio afeta parcialmente o preço em moeda estrangeira dos bens exportados.

## 3.2 PROCEDIMENTOS ECONÔMICOS

### 3.2.1 TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

Para determinar a ordem de integração das séries de interesse, utilizou-se os testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (DICKEY; FULLER, 1979, 1981) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS, 1992). Esses testes permitem verificar a existência ou não de raízes unitárias nas séries temporais, ou seja, se as variáveis são ou não estacionárias<sup>2</sup>.

O teste ADF consiste na estimação da seguinte equação por Mínimos Quadrados Ordinários e pode ser expresso, conforme Enders (1995), da seguinte forma:

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

com:  $\gamma = -\left(1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i\right)$  e  $\beta_i = \sum_{j=i}^p \alpha_j$ ,

em que:  $\alpha_0$  é o intercepto;  $y_t$  descreve o comportamento da série temporal;  $\Delta y_t$  representa a variável dependente;  $\Delta$  é a representação do operador de diferença e  $\varepsilon_t$  denota o erro, que se assume ser identicamente e independentemente distribuída. A fim de determinar o número de defasagens utilizadas no teste para eliminar a autocorrelação residual, utilizou-se o menor valor do critério de Schwarz (SBC).

O parâmetro de interesse nas regressões (sem intercepto e sem tendência; com intercepto; com intercepto e tendência) é  $\gamma$ , sendo que, se  $\gamma < 0$ , a série contém uma raiz unitária. Nesse teste, compara-se o resultado da estatística  $t_{\gamma}$  com os valores apropriados reportados por Dickey-Fuller para determinar a aceitação ou se rejeição da hipótese nula  $H_0: \gamma = 0$ . A hipótese nula será rejeitada se o valor calculado da

estatística for maior do que o valor crítico de Dickey-Fuller, indicando que a série é estacionária; caso contrário, a série é não estacionária.

O KPSS é um teste alternativo ao ADF, sendo definido pelo procedimento de um teste de não estacionariedade contra a hipótese nula de estacionariedade, conforme Greene (2008). Formalmente é expresso pela seguinte expressão:

$$y_t = \alpha + \beta t + \gamma \sum_{i=1}^t z_i + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$y_t = \alpha + \beta_t + \gamma Z_t + \varepsilon_t$$

tendo as seguintes hipóteses:

: , série é estacionária;

: , série é não estacionária.

### 3.2.2 ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO

Mesmo que variáveis individuais não sejam estacionárias, mas exista pelo menos uma combinação linear estacionária entre elas, então há a possibilidade de que essas variáveis sejam cointegradas (GREENE, 2008), ou seja, é possível verificar uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas, que pode ser estimada e analisada<sup>3</sup>. Dessa forma, para identificar o possível relacionamento de longo prazo entre as séries, utilizou-se o teste de cointegração elaborado por Johansen (1988).

O procedimento de Johansen (1988) considera que todas as variáveis são endógenas e sua utilização não é limitada pela existência de endogeneidade do regressor (relação causal no sentido da variável dependente para a variável explicativa). Esse procedimento utiliza Máxima Verossimilhança para estimar os vetores de cointegração e permite testar e estimar a presença de vários vetores e não só de um único vetor de cointegração.

De acordo com Harris (1995), definido um vetor  $z_t$  de  $n$  variáveis potencialmente endógenas, é possível especificar o seguinte processo gerador, e modelar  $z_t$  como um Vetor Auto-regressivo (VAR) irrestrito com  $k$  defasagens de  $z_t$ :

$$z_t = A_1 z_{t-1} + \dots + A_k z_{t-k} + u_t \quad (7)$$

em que:  $z_t$  é um vetor ( $nx1$ ),  $A_i$  é uma matriz de parâmetros ( $nxn$ ) e  $u_t \sim IID(\mu, \sigma^2)$ .

Ainda conforme Harris (1995), a Equação (7) pode ser reparametrizada em termos de um modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) esboçado como:

$$\Delta z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta z_{t-k+1} + \Pi z_{t-k} + \varepsilon_t \quad (8)$$

em que:  $\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i)$ , ( $i = 1, \dots, k-1$ ) e  $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$ . Da forma como especificado, o sistema contém informações de curto e longo prazo a mudanças de  $z_t$ , via estimativas de  $\hat{\Gamma}_i$  e  $\hat{\Pi}$ , respectivamente, onde  $\Pi = \alpha\beta'$ , com  $\alpha$  representando a velocidade de ajustamento ao desequilíbrio e  $\beta$  a matriz de coeficientes de longo prazo.

A importância do modelo de correção de erro reside no fato de permitir a ligação entre aspectos relacionados à dinâmica de curto prazo com os de longo prazo (HAMILTON, 1994). Os mecanismos de correção de erro pretendem fornecer um caminho para combinar as vantagens de se modelar as variáveis em estudo tanto em nível quanto nas diferenças, onde não apenas a dinâmica do processo de ajustamento de curto prazo como também a do processo de longo prazo são modeladas simultaneamente.

O número de vetores de cointegração depende do posto ou rank ( $r$ ) da matriz  $\Pi$ . Em termos de vetores de cointegração, têm-se três possibilidades, conforme Enders (1995): se o posto de  $\Pi$  é completo, então as variáveis  $Y_t$  são  $I(0)$ , ou seja, significa que qualquer combinação linear entre as variáveis é estacionária e o ajuste do modelo deve ser efetuado com as variáveis em nível; se o posto de  $\Pi$  é zero, então não há relacionamento de cointegração e o modelo deve ser ajustado com as variáveis em diferença e, quando  $\Pi$  tem posto reduzido, há  $r$  vetores de cointegração.

Para Enders (1995), o rank de uma matriz é igual ao número de raízes características estritamente diferentes de zero, que pode ser identificado por meio de dois testes estatísticos. O primeiro deles é o teste do traço, que testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração distintos é menor ou igual a  $r$  contra a hipótese alternativa de que o número desses vetores é maior do que  $r$ , que pode ser definido por:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (9)$$

em que  $\lambda_i$  = valores estimados das raízes características obtidos da matriz  $\Pi$ ;  $T$  = número de observações.

O segundo teste é o do máximo autovalor, que testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração é  $r$  contra a hipótese alternativa de existência de  $r + 1$  vetores de cointegração, podendo ser expresso da seguinte forma:

$$\lambda_{\max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \lambda'_{r+1}) \quad (10)$$

Verificada a cointegração entre as séries analisadas, estimou-se o modelo VEC, conforme definido na Expressão (8).

### 3.2.3 TESTES DE AUTO-CORRELAÇÃO

#### 3.2.3.1 TESTE DE PORTMANTEAU

O teste de Portmanteau calcula as estatísticas *Box-Pierce* / *Ljung-Box* multivariadas para correlação serial residual até a defasagem especificada.

Box-Pierce (1970) desenvolveu uma estatística Q baseada na soma dos quadrados das autocorrelações. A estatística de Box-Pierce,  $Q = T * \sum_{k=1}^q \rho_k^2$ , é comparada à distribuição Qui-quadrado com “q” graus de liberdade. Caso o resíduo seja um ruído branco, a estatística Q definida segue uma distribuição Qui-quadrado com “q” graus de liberdade.

Ljung-Box (1978), conhecido como teste de Box-Pierce modificado, também é utilizado para verificar se há falha de ajuste em um modelo temporal. O teste examina as “n” primeiras autocorrelações dos resíduos e, caso estas sejam pequenas, há indício de que não há falha no ajuste. A hipótese nula desse teste considera que as autocorrelações até o lag “n” é igual a zero e a estatística do teste é definida pela Equação (11):

$$Q^* = T * (T - 2) \sum_k^n \frac{\hat{\rho}_k^2}{T - k} \quad (11)$$

onde  $\hat{\rho}_k$  a autocorrelação na defasagem “k” e “n” o número de lags testado.

O

teste irá rejeitar a hipótese nula caso  $Q^* > \chi^2_{1-\alpha; q}$ , sendo uma distribuição qui-quadrado com “q” graus de liberdade e nível de significância  $\alpha$ .

#### 3.2.3.2 TESTE LM

O teste de Breusch (1978) - Godfrey (1978), também conhecido como teste LM (Lagrange Multiplier) para autocorrelação, testa a hipótese nula de ausência de autocorrelação até a defasagem p. Após definir o modelo e estimar seus coeficientes, o teste consiste em efetuar uma regressão do resíduo contra o próprio resíduo defasado no tempo e as variáveis explicativas, de acordo com a Equação (12):

$$\hat{u}_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \hat{\rho}_1 \hat{u}_{t-1} + \hat{\rho}_2 \hat{u}_{t-2} + \dots + \hat{\rho}_p \hat{u}_{t-p} + v_t \quad (12)$$

onde os últimos termos  $\hat{u}_{t-1}, \hat{u}_{t-2}, \dots, \hat{u}_{t-p}$  são os resíduos estimados pela equação do modelo adotado.

## 3.2.4 FONTE DOS DADOS

Os dados para estimação do modelo apresentado na Equação (4) foram coletados nos seguintes sites: Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – CEPEA (2019), para a variável preço de exportação da carne bovina (indicador do boi gordo ESALQ/B3, em R\$ por arroba, transformado em dólar por quilos – US\$/Kg); no Instituto de Economia Aplicada – IPEA (2019), para as variáveis preço de exportação do frango (preço médio do frango resfriado vendido no atacado no Paraná, em R\$ por quilos, transformado em dólar por quilos - US\$/Kg), custo de produção, utilizado como proxy o Índice de Preços ao Atacado – Disponibilidade Interna – IPA- DI, a taxa de câmbio nominal (em real/ dólar - R\$/US\$); no WORLD BANK (2019) para a variável preço internacional da carne bovina (carne bovina, Austrália/ Nova Zelândia, preço FOB de entrada nos portos, guarnições mistas 85%, em dólar por quilos – US\$/ Kg); e no Bureau of Labor Statistics – BLS (2019) para o preço internacional do frango (utilizado como proxy os preços médios do frango no varejo do mercado norte-americano, frango inteiro, em dólar por libra-peso, transformado em dólar por quilos – US\$/ Kg). O período analisado foi o de julho de 1997 a março de 2019, com cotações mensais, totalizando 261 observações. Na Tabela 1, encontra-se um resumo das variáveis que foram estimadas no modelo.

**Tabela 1** -Variáveis estimadas no modelo e as respectivas siglas

Variável	Sigla
Preço de exportação da carne bovina	BRA_CB
Preço de exportação da carne de frango	BRA_CF
Custo de produção no Brasil	BRA_CP
Taxa de câmbio Real/ Dólar	TX_D
Preço internacional da carne bovina	INT_CB
Preço internacional da carne de frango	INT_CF

Fonte: Organização dos autores

O período de análise teve seu início em julho de 1997 em função da série de preços de exportação da carne bovina, correspondendo ao marco inicial de disponibilidade da série no CEPEA (2019). A data final está relacionada ao período de coleta dos dados e estimação dos modelos.

As séries de preços de exportação e de preços internacionais da carne bovina foram dessazonalizadas pelo método Exponential Smoothing - ETS do software Eviews 10 e tiveram seus nomes alterados para

BRA\_CB\_ETS e INT\_CB\_ETS. A seguir, foi aplicado o logaritmo neperiano sobre todas as séries e seus nomes foram alterados acrescentando um 'L' no início.

Na seção seguinte, será apresentada a análise e discussão dos resultados dos modelos para a carne bovina e de frango.

### 3 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Como forma de indicar a ordem de integração das séries de análise, foram aplicados dois testes de estacionariedade: ADF – Dickey- Fuller Aumentado; e KPSS - Kwiatkowski, Philips, Schmidt e Shin. Os resultados estão expostos nas Tabelas 2 e 3.

**Tabela 2-** Testes de raiz unitária em nível aplicados nas séries mensais de preços de exportação da carne bovina e de frango (em US\$/Kg), custo de produção, taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) e preços internacionais da carne bovina e de frango (em US\$/Kg) no período de julho de 1997 a março de 2019

Séries	Teste ADF				Teste KPSS	
	Modelo	Estatística de teste		Modelo	Estatística de teste	
LBRA_CB_ETS	constante	-1.213770	ns	constante	1.620743	***
LBRA_CF	constante	-2.021357	ns	constante	1.461052	***
LBRA_CP	constante	-2.063713	ns	constante	1.986998	***
LTX_D	constante	-1.871918	ns	constante	0.669134	**
LINT_CB_ETS	constante	-1.498992	ns	constante	1.974906	***
LINT_CF	constante	-0.849016	ns	constante	1.920774	***

Nota 1: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%; \* significativo a 10%; ns não significativo

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Da Tabela 2, observa-se que todas as séries não foram estacionárias em nível, com 5% de significância, para os testes ADF e KPSS, ou seja, sua média, a variância ou ambas variam com o tempo. Por outro lado, os resultados da Tabela 3 indicaram, em ambos os testes, efetuada a primeira diferença, que as séries foram estacionárias, com 5% de significância.

**Tabela 3-** Testes de raiz unitária em primeira diferença aplicados nas séries mensais de preços de exportação da carne bovina e de frango (em US\$/Kg), custo de produção, taxa de câmbio nominal (R\$/US\$) e preços internacionais da carne bovina e de frango (em US\$/Kg) no período de julho de 1997 a março de 2019.

Séries	Modelo	Teste ADF		Modelo	Teste KPSS	
		Estatística de teste			Estatística de teste	
LBRA_CB_ETS	constante	-14.63303	***	constante	0.093612	ns
LBRA_CF	constante	-11.44665	***	constante	0.096280	ns
LBRA_CP	constante	-7.447555	***	constante	0.393301	*
LTX_D	constante	-10.44514	***	constante	0.147729	ns
LINT_CB_ETS	constante	-13.29629	***	constante	0.030135	ns
LINT_CF	constante	-15.03462	***	constante	0.095384	ns

Nota 1: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%; \* significativo a 10%; ns não significativo.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Efetuada os testes de estacionariedade e identificada a ordem de integração, a próxima etapa consistiu em analisar individualmente a dinâmica do repasse cambial nos preços de exportação da carne bovina e de frango.

### 3.1 CARNE BOVINA

Na Figura 1, é possível identificar a evolução do preço de exportação da carne bovina (em US\$/ Kg) e a taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) de julho de 1997 até março de 2019.

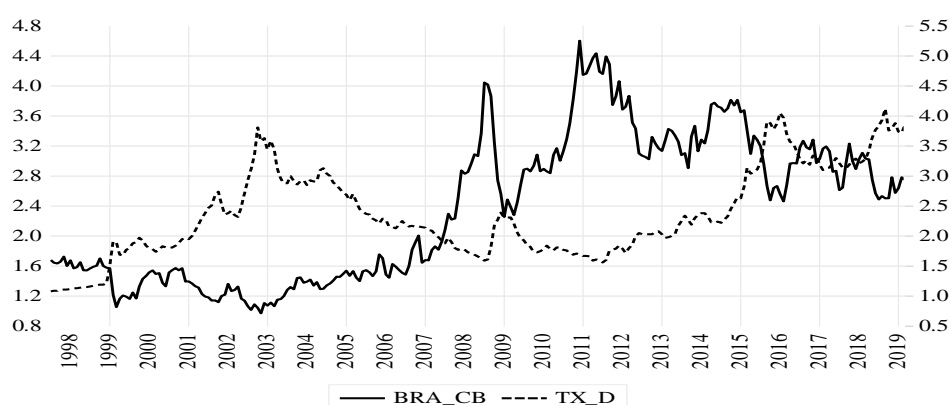


Figura 1- Relação entre o preço de exportação da carne bovina (em US\$/ Kg) e a taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) de julho de 1997 até março de 2019.

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de CEPEA (2019) e IPEA (2019).



A partir da Figura 1, identificou-se que as séries apresentam uma tendência estocástica, ou seja, um padrão aleatório ao longo do tempo. Contudo, é possível que os dados apresentem um relacionamento de longo prazo a ser confirmado pelo teste de cointegração.

Para realização do teste de cointegração, é necessário verificar o número de defasagens para ser inserido no modelo (Tabela 4).

**Tabela 4** - Critério de defasagem do VAR auxiliar para a carne bovina

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	163.4019	NA	3.40e-06	-1.240482	-1.185243	-1.218268
1	2068.332	3735.737	1.40e-12	-15.94032	-15.66413	-15.82925
			<b>3.97e-</b>	<b>-</b>	<b>-</b>	<b>-</b>
<b>2</b>	2246.620	<b>344.0889*</b>	<b>13*</b>	<b>17.20327*</b>	<b>16.70612*</b>	<b>17.00334*</b>
3	2260.191	25.76945	4.05e-13	-17.18436	-16.46626	-16.89558
4	2268.891	16.24984	4.29e-13	-17.12756	-16.18850	-16.74992

Nota 1: valor da verossimilhança (LogL); p-valor do teste de razão de verossimilhança (LR); Erro de Predição Final (FPE); Critério de Informação de Akaike (AIC); Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (BIC); e o Critério de Informação de Hannan & Quinn (HQC).

Nota 2: \*indica a defasagem ótima (n) definida pelo critério.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base nos dados da Tabela 4, é possível indicar que o número de defasagens é de 2 (duas) a serem incluídas no VAR, visto que, dos cinco critérios considerados, todos indicaram o mesmo número de defasagens do VAR auxiliar.

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 1% para a estatística do traço e para a estatística do máximo autovalor, bem como a hipótese alternativa de que há pelo menos um vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 5% para a estatística do traço (de acordo com os dados da Tabela 5). Além disso, o vetor de correção de erros que mais se ajustou foi o modelo 1 do sumário do teste, com as variáveis em nível sem tendência determinística e as equações de cointegração sem interceptos.

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
<b>R=0</b>	<b>56.21838***</b>	<b>0.0006</b>	<b>31.33903***</b>	<b>0.0045</b>
R≤1	<b>24.87935**</b>	<b>0.0420</b>	16.41412	0.0797
R≤2	8.465230	0.2028	7.969795	0.1763
R≤3	0.495435	0.5445	0.495435	0.5445

Nota: \*\* significativo a 5% e \*\*\* significativo a 1%.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

De acordo com a Tabela 6, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), todos os coeficientes estimados foram significativos ao nível de 1%.

**Tabela 6-** Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para a carne bovina

LBRA_CB_ETS (-1)	LBRA_CP (-1)	LTX_D (-1)	LINT_CB_ETS (-1)
1,0000	0.142451*** (0.04233) [ 3.36505]	0.995644*** (0.17886) [ 5.56649]	-2.039563*** (0.19869) [-10.2650]

Nota 1: LBRA\_CB\_ETS = logaritmo neperiano do preço de exportação da carne bovina (US\$/ Kg) – dessazonalizada pelo método ETS; LBRA\_CP = logaritmo neperiano do custo de produção; LTX\_D = logaritmo neperiano da taxa de câmbio (R\$/ US\$); LINT\_CB\_ETS = logaritmo neperiano do preço internacional da carne bovina (US\$/ Kg) - dessazonalizada pelo método ETS. Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t. Nota 3: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%, ns não significativo.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Na Equação (13), é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamentode longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

$$LBRA\_CB\_ETS_t = -0,14 LBRA\_CP_t - 1,00 LTX\_D_t + 2,04 LINT\_CB\_ETS_t \quad (13)$$

De acordo com a Equação (13), verifica-se que o coeficiente de pass-through foi completo, indicando que a variação da taxa de câmbio influencia totalmente o preço de exportação da carne bovina, visto que um aumento de 1% na taxa de câmbio (R\$/ US\$) ocasiona uma diminuição de 1% no preço de exportação da carne bovina. O estudo de Correa (2012) também encontrou um pass-through completo para o setor de abate de animais com o coeficiente -1,032; corroborando o resultado da presente pesquisa.

Ainda, de acordo com a Equação (13), o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona uma diminuição de 0,14% no preço de exportação da carne bovina. Embora este resultado vá de encontro à teoria econômica, o estudo de Correa (2012) também apresentou resultado semelhante e em maior magnitude, visto que um aumento de 1% no custo de produção brasileiro determina uma redução de 1,137% no preço de exportação do setor de abate de animais.

Também foi possível inferir, com base na Equação (13), que o aumento de 1% no preço internacional da carne bovina aumenta em 2,04% o seu preço de exportação. O resultado encontrado na presente pesquisa sugere um coeficiente elástico na transmissão de preços e valida a Lei do Preço Único, de acordo com Mundlack e Larson (1992), ou seja, bens idênticos, em regiões distintas, em livre concorrência de mercado, devem ser vendidos pelo mesmo preço.

Com a finalidade de diagnóstico do modelo, foram estimados dois testes de correlação serial para os resíduos, cujos resultados encontram-se na Tabela 7.

**Tabela 7-** Testes de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para a carne bovina

Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	0.544002	---	0.546119	---	18.36632	0.3029
2	12.03663	---	12.12854	---	20.59460	0.1946
3	26.03215	0.5713	26.28871	0.5572	21.26157	0.1687
4	39.68576	0.6569	40.15734	0.6370	14.68672	0.5477
5	52.59999	0.7402	53.32678	0.7163	13.32749	0.6487
6	69.38680	0.6909	70.51328	0.6561	16.99781	0.3857
7	90.39506	0.5278	92.10742	0.4772	20.91537	0.1818
8	102.9426	0.6195	105.0565	0.5622	12.71451	0.6935
9	112.7545	0.7562	115.2231	0.7014	11.64769	0.7679
10	129.7922	0.7209	132.9477	0.6513	17.92984	0.3280
11	144.1763	0.7419	147.9725	0.6644	15.02737	0.5226
12	165.3428	0.6284	170.1714	0.5251	21.96397	0.1444

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 7, até doze defasagens, o teste indicou a rejeição da hipótese nula de que a correlação serial é diferente de zero, com 1% de significância. Desta forma, os resultados de diagnóstico do modelo estimado são válidos e apresentam um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

Para a análise da dinâmica das variáveis do modelo e, em especial, a relação entre variações cambiais e os preços de exportação brasileiros da carne bovina, serão usados dois instrumentos proporcionados pelos modelos VAR/VEC, que são a de-composição da variância dos erros de previsão e a função de resposta de impulso.

A Tabela 8 apresenta os resultados relativos à decomposição da variância dos erros de previsão para o modelo da carne bovina.

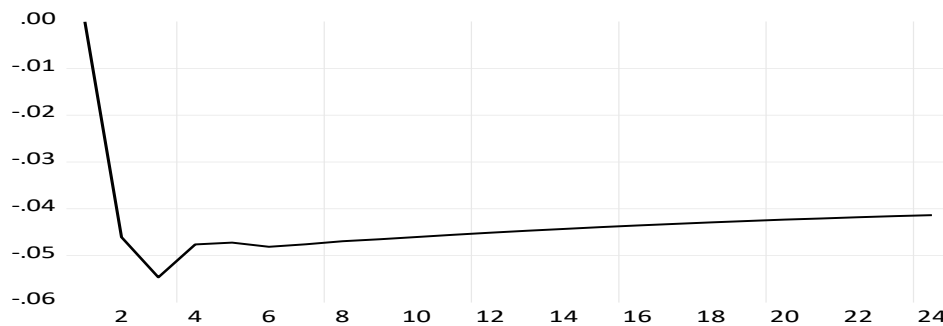
**Tabela 8** – Resultados da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem para as variáveis LBRA\_CB\_ETS, LBRA\_CP, LTX\_D e LINT\_CB\_ETS no período de julho de 1997 a março de 2019

Variável	Período (meses)	LBRA_CB_ETS	LBRA_CP	LTX_D	LINT_CB_ETS
LBRA_CB_ETS	1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
	6	49.98069	0.960902	48.59056	0.467843
	12	49.96607	2.285333	47.44565	0.302950
	18	50.33451	3.734270	45.20763	0.723589
	24	50.44487	5.129093	42.94465	1.481385

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão do preço de exportação da carne bovina (LBRA\_CB\_ETS), apresentados na Tabela 8, mostram que, decorridos 24 meses após um choque não antecipado sobre essa variável, 50,44% de seu comportamento devem-se a ela própria, sendo que os 49,56% restantes são atribuídos às demais variáveis, 5,13% ao custo de produção (LBRA\_CP), 42,94% à taxa de câmbio (LTX\_D) e 1,48% ao preço internacional da carne bovina (LINT\_CB\_ETS). Esse resultado mostra que a taxa de câmbio possui elevada influência sobre o preço de exportação da carne bovina. Resultado semelhante também foi encontrado pelo estudo de Bender Filho et al. (2010), sendo que a taxa de câmbio foi responsável por 25,0% da variância dos erros do preço de exportação da carne bovina, após transcorridos 12 meses.

Na Figura 2, é possível identificar os resultados da função de resposta de impulso e efeitos de choques na taxa de câmbio sobre o preço de exportação da carne bovina.



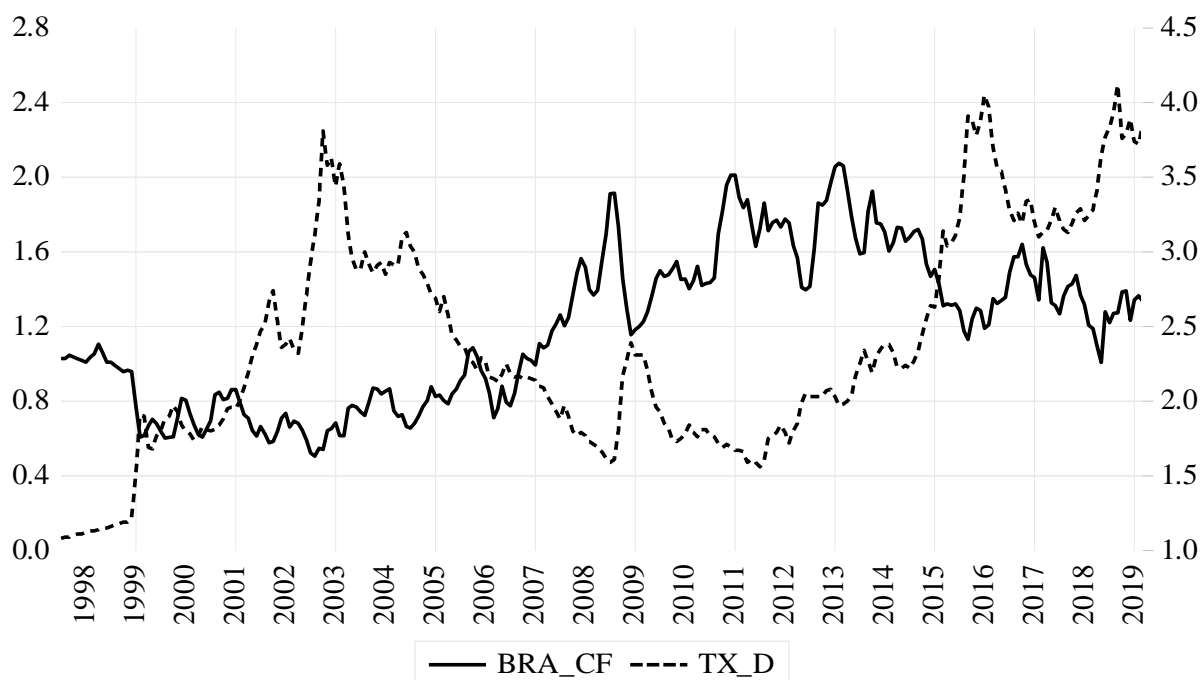
**Figura 2-** Resultados da função de resposta de impulso e efeitos de choques na taxa de câmbio (LTX\_D) sobre o preço de exportação (LBRA\_CB\_ETS)

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

De acordo com a Figura 2, após um choque não antecipado na taxa de câmbio (LTX\_D), verificam-se quatro fases distintas da variável preço de exportação da carne bovina (BRA\_CB\_ETS) ao longo do tempo. Inicialmente, o valor do preço de exportação é reduzido a taxas decrescentes até aproximadamente o terceiro mês após choque inicial não antecipado na taxa de câmbio. Do terceiro ao quarto mês, o valor do preço de exportação é crescente. Do quarto ao sexto mês, decresce novamente. Do sexto mês em diante, apresenta um crescimento moderado até o vigésimo quarto no preço de exportação da carne bovina. Portanto, com base no resultado da função de resposta de impulso, pode-se inferir que, apesar da reação brusca no ajuste do preço pelo exportador, acompanhando os movimentos cambiais no período inicial, o ajuste do preço de exportação em relação às variações cambiais tende a ser moderado e crescente ao longo do tempo.

### 3.2 CARNE DE FRANGO

Na Figura 3, é possível identificar a evolução do preço de exportação da carne de frango (em US\$ / Kg) e a taxa de câmbio nominal (R\$/US\$) de julho de 1997 até março de 2019.



**Figura 3** – Relação entre o preço de exportação da carne de frango (em US\$/ Kg) e a taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) de julho de 1997 até março de 2019.

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de IPEA (2019)

A partir da Figura 3, identificou-se que as séries apresentam uma tendência estocástica, ou seja, um padrão aleatório ao longo do tempo. Contudo, é possível que os dados apresentem um relacionamento de longo prazo a ser confirmado pelo teste de cointegração.

Para realização do teste de cointegração, é necessário verificar o número de defasagens para inserir do modelo (Tabela 9).

**Tabela 9** - Critério de defasagem do VAR auxiliar para a carne de frango

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
1	2293.854	NA	2.35e-13	-17.72649	-17.50554	-17.63764
<b>2</b>	2410.388	225.8121	1.08e-13	-18.50886	<b>-18.06695*</b>	<b>-18.33114*</b>
3	2431.250	39.77655*	1.04e-13*	-18.54669*	-17.88383	-18.28012
4	2437.309	11.36384	1.12e-13	-18.46933	-17.58552	-18.11391

Nota 1: valor da verossimilhança (LogL); p-valor do teste de razão de verossimilhança (LR); Erro de Predição Final (FPE); Critério de Informação de Akaike (AIC); Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (BIC); e o Critério de Informação de Hannan & Quinn (HQC).

Nota 2: \*indica a defasagem ótima (n) definida pelo critério.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Com base nos dados da Tabela 9, foi possível identificar o número de defasagens ótimas a incluir no VAR. Selecionaram-se 2 (duas) defasagens como forma de melhor ajuste no modelo, pois, com 3 (três) defasagens, o modelo apresentou autocorrelação nos resíduos, indicando não ajustamento, o que, segundo Maddala (2002) e Greene (2008), pode estar relacionado a variáveis que deveriam ser acrescentadas ou retiradas do modelo econométrico.

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 1% (de acordo com os dados da Tabela 10), bem como a hipótese alternativa de que há até três vetores de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 5% para as estatísticas do traço e máximo autovalor. Já a hipótese alternativa de que há até dois vetores de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 5% somente para a estatística do traço. Além disso, o modelo da equação de cointegração que mais se ajustou ao teste foi o modelo 3 do sumário do teste, com as variáveis em nível com tendência linear e as equações de cointegração com interceptos.

**Tabela 10** – Teste de cointegração de Johansen para a carne de frango

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
<b>R=0</b>	<b>71.00436***</b>	<b>0.0001</b>	<b>41.82523***</b>	<b>0.0004</b>
R≤1	29.17913	0.0588	13.25645	0.4289
<b>R≤2</b>	<b>15.92268**</b>	<b>0.0431</b>	11.29814	0.1399
<b>R≤3</b>	<b>4.624533**</b>	<b>0.0315</b>	<b>4.624533**</b>	<b>0.0315</b>

Nota: \*\* significativo a 5% e \*\*\* significativo a 1%.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

De acordo com a Tabela 11, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), todos os coeficientes foram significativos ao nível de 1%.

**Tabela 11**- Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para a carne de frango

LBRA_CF (-1)	LBRA_CP (-1)	LTX_D (-1)	LINT_CF (-1)	C
1,0000	-0.515233***	0.775039***	-1.033697***	3.337432
	(0.05644)	(0.05483)	(0.16877)	-
	[-9.12900]	[ 14.1361]	[-6.12485]	-

Nota I: LBRA\_CF = logaritmo neperiano do preço de exportação da carne de frango (em US\$/ Kg); LBRA\_CP = logaritmo neperiano do custo de produção; LTX\_D = logaritmo neperiano da taxa de câmbio (R\$/ US\$); LINT\_CF = logaritmo neperiano do preço internacional da carne de frango (US\$/ Kg); C =

constante. Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t. Nota 3: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%, ns não significativo.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Na Equação (14), é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

$$LBRA_{CF_t} = + 0,52 LBRA_{CP_t} - 0,78 LTX_{D_t} + 1,03 LINT_{CF_t} - 3,34 \quad (14)$$

De acordo com a Equação (14), verifica-se que o coeficiente de pass-through foi incompleto, indicando que a variação da taxa de câmbio (R\$/ US\$) influencia parcialmente o preço de exportação da carne de frango, ou seja, o aumento de 1% na taxa de câmbio ocasiona uma diminuição de 0,78% no preço de exportação da carne de frango. Os estudos revisados sobre o repasse das variações da taxa de câmbio aos preços de exportação brasileiros também corroboraram o resultado de um pass-through incompleto (FERREIRA ; SANSÓ, 1999 ; CRUZ JR. ; SILVA, 2004, FRAGA ET AL., 2008 ; TEJADA ; SILVA, 2008 ; CORREA, 2012 ; COPETTI; VIEIRA E CORONEL, 2012 ; SOUZA; RANIRO; ROSA, 2018 ; SOUZA, 2018).

Ainda, de acordo com a Equação (14), o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona um aumento de 0,52% no preço de exportação da carne de frango.

Também é possível inferir, com base na Equação (14), que o aumento de 1% no preço internacional da carne de frango determina um aumento de 1,03% no preço de exportação da carne de frango.

Com a finalidade de diagnóstico do modelo, foram estimados testes de correção serial para os resíduos, cujos resultados encontram-se na Tabela 12.



**Tabela 12**–Teste de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para a carne de frango.

Defasagen s	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	0.339609	---	0.340930	---	7.391820	0.9649
2	4.716191	---	4.751705	---	18.59817	0.2901
3	19.59705	0.8787	19.80763	0.8714	22.43791	0.1296
4	39.00302	0.6853	39.51921	0.6639	23.80378	0.0939
5	49.18493	0.8394	49.90234	0.8205	10.85831	0.8181
6	69.23911	0.6953	70.43400	0.6586	22.61022	0.1246
7	82.07659	0.7612	83.62950	0.7215	13.51129	0.6351
8	99.01137	0.7203	101.1062	0.6678	17.69265	0.3422
9	115.3144	0.6993	117.9984	0.6349	17.19180	0.3733
10	135.0600	0.6021	138.5402	0.5190	21.04705	0.1767
11	156.2938	0.4783	160.7197	0.3812	22.94873	0.1151
12	174.3560	0.4355	179.6630	0.3289	19.44978	0.2460

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 12, até doze defasa-gens o teste indicou a rejeição da hipótese nula de que a correlação serial é diferente de zero, com 5% de significância. Desta forma, os resultados de diagnóstico do modelo estimado são válidos e apresentam um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

A Tabela 13 apresenta os resultados relativos à decomposição da variância dos erros de previsão para o modelo da carne de frango.

**Tabela 13** – Resultados da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem para as variáveis LBRA\_CF, LBRA\_CP, LTX\_D e LINT\_CF no período de julho de 1997 a março de 2019.

Variável	Período (meses)	LBRA_CF	LBRA_CP	LTX_D	LINT_CF
LBRA_CF	1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
	6	81.49126	2.714681	13.20275	2.591301
	12	68.71383	2.694677	24.53012	4.061365
	18	61.41524	2.465559	31.20772	4.911477
	24	56.78983	2.307435	35.44904	5.453694

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão do preço de exportação da carne de frango (LBRA\_CF), apresentados na Tabela 13, mostram que, decorridos 24 meses após um choque não antecipado sobre essa variável, 56,79% de seu comportamento devem-se a ela própria, sendo que os 43,21% restantes são atribuídos às demais variáveis, 2,31% ao custo de produção (LBRA\_CP), 35,45% à taxa de câmbio (LTX\_D) e 5,45% ao preço internacional da carne de frango (LINT\_CF). Esse resultado mostra que a variação da taxa de câmbio possui um impacto significativo sobre a variável preço de exportação, sendo responsável por boa parte da explicação de seu comportamento.

Na Figura 4, é possível identificar os resultados da função de resposta de impulso e efeitos de choques na taxa de câmbio sobre o preço de exportação da carne de frango.

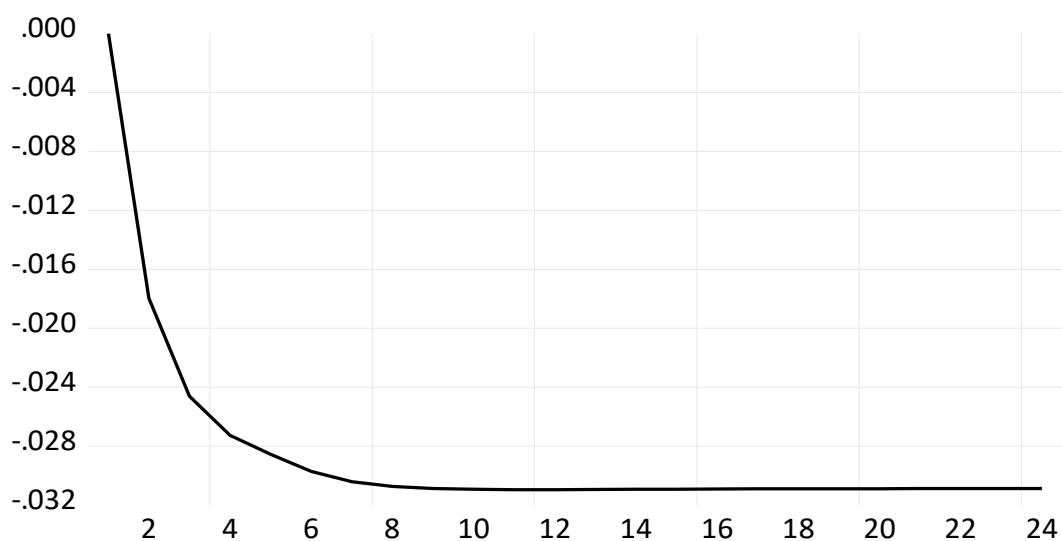


Figura 4- Resultados da função de resposta de impulso e efeitos de choques na taxa de câmbio (LTX\_D) sobre o preço de exportação (LBRA\_CF).

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

De acordo com a Figura 4, após um choque não antecipado na taxa de câmbio (LTX\_D), verificam-se duas fases distintas da variável preço de exportação da carne de frango (BRA\_CF) ao longo do tempo. Inicialmente, o valor do preço de exportação é reduzido a taxas decrescentes até aproximadamente o oitavo mês após choque inicial não antecipado na taxa de câmbio. Do oitavo mês até o vigésimo quarto mês, o valor do preço de exportação permanece estável. Portanto, com base no resultado da função de resposta de impulso, pode-se inferir que, apesar da reação brusca no ajuste do preço pelo exportador, acompanhando os movimentos cambiais no período inicial, o ajuste do preço de exportação em relação às variações cambiais tende à estabilidade decorridos oito meses.

## 4 CONCLUSÕES

A pesquisa realizou uma investigação da influência da variação da taxa de câmbio nos preços de exportação da carne bovina e da carne de frango. Nesse tocante, os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportação da carne bovina foi completo. Já o pass-through da taxa de câmbio para a carne de frango foi incompleto.

A partir disso, pode-se inferir, com base no coeficiente de pass-through da carne bovina, que depreciações da taxa de câmbio se traduzem em ganhos de competitividade, uma vez que reduzem os preços de exportação. Já para o coeficiente de pass-through da carne de frango, as variações na taxa de câmbio exerceram influência parcial sobre o preço de exportação e nível de competitividade, porque reduzem parcialmente os preços de exportação.

Desse modo, como as variações cambiais determinaram efeitos sobre a competitividade da carne bovina, a taxa de câmbio pode ser utilizada como instrumento em programas de promoção de exportações e ajustamento da conta corrente do balanço de pagamento. Por outro lado, tendo em vista efeitos parciais da taxa de câmbio sobre a carne de frango, cabe um enfoque sobre outros aspectos como o grau de concorrência na formação de preços desse mercado (pricing to market) e a elasticidade-preço da demanda. Logo, as características do mercado da carne de frango como a elevada concentração, porém com reduzido poder de mercado dos exportadores, com o crescimento da renda mundial, tem possivelmente minimizado o ajuste dos preços decorrentes de depreciações cambiais, fatores esses para os quais se sugere um maior aprofundamento em pesquisas futuras, como forma de possibilitar um diagnóstico mais detalhado do comportamento dos preços de exportação no mercado internacional.

As limitações do presente trabalho estão relacionadas ao coeficiente de pass-through estimado ser estático, ou seja, permitir a análise geral de um período específico de tempo, não compreendendo o dinamismo da taxa de câmbio e a influência período a período sobre os preços do mercado doméstico e de exportação. Neste sentido, recomenda-se, para estudos posteriores, o comparativo em subperíodos, bem como a aplicação do filtro de Kalman, como forma de captar a dinâmica do repasse cambial.

## NOTAS

Este artigo conta com aporte do CNPq, através do Edital Universal-2018.

2 Um processo estocástico é estacionário quando a sua média e a sua variância são constantes ao longo do tempo e quando o valor da covariância entre dois períodos de tempo depende apenas da distância, do intervalo ou da defasagem entre os períodos de tempo, e não do próprio tempo em que a covariância é calculada. Em notação matemática, as propriedades do processo estocástico estacionário podem ser representadas por: (Média) , (Variância) e (Covariância) . Um processo estocástico com as propriedades descritas anteriormente é conhecido, na literatura de séries temporais, como processo fracamente estacionário, ou estacionário em covariância, ou estacionário de segunda ordem, ou estacionário em sentido amplo. Um processo estocástico é fortemente estacionário quando todos os momentos de sua distribuição não variam ao longo do tempo (BUENO, 2008.)

3 Engle e Granger (1987) mostram que, se todas as séries de interesse possuem a mesma ordem de integração  $I(d)$  e existir um vetor , com , em que a combinação linear dessas variáveis seja de ordem , , pode-se afirmar que é um vetor de variáveis cointegradas denotadas por .

## REFERÊNCIAS

BENDER FILHO, R. et al. Os efeitos da taxa de câmbio sobre as exportações brasileiras dos complexos soja e carnes. In: Anais do 48º Congresso brasileiro de economia e sociologia rural (SOBER), Campo Grande-MS, 2010.

BLS - Bureau of Labor Statistics. Average Retail Food and Energy Prices. Disponível em:

<https://www.bls.gov/>

Acesso em: 06 mai. 2019.

BOX, G. E. P.; PIERCE, D. A. Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Time Series Models. *Journal of the American Statistical Association*, v. 65, n. 332, p. 1509-1526, 1970.

BREUSCH, T. S. Testing for autocorrelation in dynamic linear models. *Australian Economic Papers*, 17, 1978.

BUENO, R. D. L. D. *Econometria de séries temporais*. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

CASTRO, N. R. et al. Evolução das exportações de carne bovina na última década: uma análise ex-post de competitividade. *Revista de Economia da UEG, Anápolis-GO*, vol. 12, nº 01, p.179-204 Jan/Jun. 2016.

CEPEA - Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. Preços Agropecuários. Boi gordo. Disponível em:

<https://www.cepea.esalq.usp.br/br/indicador/etanol.aspx>

Acesso em: 02 mai. 2019.

COPETTI, L. S.; VIEIRA, K. M.; CORONEL, D. A. Transmissão das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação da soja no Brasil e na Argentina. *Custos e Agronegócios Online, Recife*, v. 8, n. 3, p.113-132, jul./ set. 2012.

CORREA, A. L. Taxa de câmbio e preços de exportação no Brasil: avaliação empírica dos coeficientes de pass-through setoriais. *Economia e Sociedade, Campinas*, v. 21, n.1 (44), p.61-91, abr. 2012.

CRUZ JR., J. C.; SILVA, O. M. Pass-through da taxa de câmbio nos preços de exportação dos produtos agropecuários brasileiros: 1994-2003. In: Anais do XLII Congresso brasileiro de economia e sociologia rural (SOBER), 2004, Cuiabá-MT.

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.366, p.427-431, 1979.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v.49, p.1057-1073, 1981.

ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*. Nova York: John Wiley & Sons, 1995.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, Chicago, v.55, n.2, p. 251-276, 1987

FERREIRA, A.; SANZO, A. Exchange rate pass-through: the case of Brazilian exports of manufactures. In: *World Congress Of The International Economic Association*, 2, Buenos Aires, ago. 1999.

FRAGA, G. J. et al. O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação de soja. *Revista Análise Econômica*, Porto Alegre, n. 49, p. 193-210, 2008.

FREITAS, G. S.; MASSUQUETTI, A. A Competitividade e o Grau de Concentração das Exportações do Complexo Soja do Brasil, da Argentina e dos Estados Unidos da América no Período 1995/2010. *Revista Eletronica em Gestão, Educação e Tecnologia Ambiental – REGET*, Santa Maria. v. 16 n.16., p. 3113-3133, 2013.

GREENE, W. H. *Econometrics Analysis*. 6.ed. New Jersey: Pearson Education, 2008.

HAMILTON, J. D. *Time series analysis*. New Jersey: Princeton University Press, 1994.

HARRIS, R.I.D. *Using cointegration analysis in econometric modelling*. London: Prentice-Hall-Harvester Wheatsheaf, 1995.

IPEA - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Disponível em:

<http://www.ipeadata.gov.br/>

Acesso em: 14 jan. 2019.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamic and Control*, v.12, p.231-254, 1988.

KWIAKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the alternative of stationary against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root?. *Journal of Econometrics*. p. 159-178, 1992.

LIMA, C. E. et al. Caracterização das exportações e da competitividade internacional do complexo de carnes brasileiro. In: *Encontro de Economia Catarinense*, VI, 2012, Joinville. Anais. Criciúma: APEC, 2012.

LOPES, M. L. B. et al. Estudo da competitividade da carne de frango brasileira no mercado internacional: 1990-2002. In: *Anais do XLIII Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural – SOBER*, Ribeirão Preto - SP, 2005.

MADDALA, G. S. *Introduction to Econometrics*. Third edition, John Wiley, 2002.

MENON, J. Exchange rate and import prices for a small open economy. *Applied Economics*, v. 27, n. 3, p. 297-301, 1995.

MDIC - Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. Balança Comercial. Disponível em: <http://www.mdic.gov.br/index.php/balanca-comercial>

Acesso em: 01 mar. 2019.

MUNDLACK, Y.; LARSON, D. F. On the transmission of world agricultural prices. *The World Bank Review*, v.6, n.1, p.399-422, 1992.

RAVALLION, M. Testing market integration. *American Journal of Agricultural economics*, v. 68, n.1, p. 102-109, Feb. 1986.

SOUZA, D. K. F. O impacto das variações cambiais nas exportações do milho e do algodão. 2018. 95 f. Dissertação (Mestrado em Economia). Universidade Federal de São Carlos, Sorocaba, 2018.

SOUZA, D. K. F.; RANIRO, L. R.; ROSA, M. B. Análise do pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportação do açúcar. In: *Anais do 56° Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural – SOBER, Campinas - SP, 2018*.

TEJADA, C. A. O.; SILVA, A. G. O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços dos principais produtos exportados pelo Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v.46, n.01, p.171-205, jan-mar/2008

USDA – United States Department of Agriculture. Custom Query. Disponível em:

<https://apps.fas.usda.gov/psdonline/app/index.html#/app/advQuery>

Acesso em: 03 jan. 2019.

WORLD BANK. World Bank Commodity Price Data. Disponível em:

<pubdocs.worldbank.org/en/561011486076393416/CMO-Historical-Data-Monthly.xlsx>

Acesso em: 01 mar. 2019.

WTO – World Trade Organization. Tariff Analysis Online. Disponível em:

<http://tao.wto.org/>

Acesso em: 05 jun. 2019.

# Capítulo 7

## TRANSMISSÃO DA VARIAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PREÇOS DE EXPORTAÇÃO BRASILEIROS DO ETANOL: UM ESTUDO COMPARATIVO DO DÓLAR E DO EURO<sup>1</sup>

[DOI: 10.37423/200500985](https://doi.org/10.37423/200500985)

*Leonardo Sangoi Copetti (Mestre em Administração pela Universidade Federal de Santa Maria (UFSM)).*

*Daniel Arruda Coronel (Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV), Professor Associado do Departamento de Economia e Relações Internacionais (UFSM) e Bolsista de Produtividade do CNPq).*





**Resumo:** O objetivo deste trabalho consistiu no exame da relação entre variações cambiais e os preços de exportação brasileiros do etanol, relação definida como o pass-through da taxa de câmbio, tendo como referência o período de março de 2005 a fevereiro de 2019. Para tanto, estimaram-se dois modelos: em dólar e em euro. Os dados foram coletados nos sites do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada - CEPEA, Instituto de Economia Aplicada – IPEA e no Agriculture and Horticulture Development Board – AHDB. Neste sentido, fez-se uso dos instrumentais de séries temporais, especialmente do Modelo Vetor de Correção de Erros (VEC). Os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportação do etanol ocorreu de forma incompleta, com os coeficientes para dólar e euro de, respectivamente, 0,36 e 0,64, representando que depreciações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, dado que não reduzem expressivamente os preços de exportação.

**Palavras-chave:** Etanol. Preços de Exportação. Pass-Through.

## 1 INTRODUÇÃO

Segundo o International Trade Centre – ITC (2019), o Brasil é o segundo maior exportador mundial de etanol, visto que, em 2018, o total exportado foi de 1,68 bilhões de litros, o que representou 10,69% das exportações mundiais, que foram de 15,71 bilhões de litros.

Além disso, para o Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC, 2019), o total do etanol exportado pelo Brasil em 2018 foi de US\$ 892 milhões, o que representou 0,37% das exportações totais do país. Em comparação com o ano de 2005, houve um incremento de 16,44% do faturamento das exportações desta commodity, uma vez que as exportações neste ano foram de US\$ 766 milhões.

Segundo Ferreira e Sanso (1999), países que fizeram tardiamente seu processo de industrialização como o Brasil são geralmente considerados com pouco controle sobre os preços que vendem nos mercados internacionais. Desta forma, as variações na taxa câmbio podem ter pouca relevância na determinação dos preços de exportação, ou seja, o coeficiente de pass-through tende a ser nulo.

Conforme dados do ITC (2019), os três maiores exportadores mundiais de etanol, em 2018, foram, respectivamente, Estados Unidos, com 6,47 bilhões de litros (41,18%), Brasil, com 1,68 bilhões de litros (10,69%) e Holanda, com 1,29 bilhões de litros (8,21%). Por outro lado, os três maiores importadores mundiais de etanol foram, respectivamente, Brasil, com 1,75 bilhões de litros (13,78%), Canadá, com 1,40 bilhões de litros (11,02%) e Alemanha, com 1,38 bilhões de litros (10,87%). Além disso, segundo a World Trade Organization – WTO (2019), o único dos três maiores importadores que aplica taxas de importação é o Brasil, com 20%.

Diante deste contexto, o problema de pesquisa deste trabalho é responder à seguinte questão: existe diferença entre o grau de pass-through para os preços de exportação brasileiro do etanol entre as taxas de câmbio real/ dólar e real/ euro, no período compreendido entre 05/2005 a 02/2019?

A partir do desenvolvimento deste estudo, têm-se elementos que auxiliem na compreensão da magnitude com que se dá a transmissão de preços para o mercado do etanol, bem como entender mais sobre como a política econômica e cambial pode impactar a competitividade do exportador brasileiro.

Bittencourt e Fontes (2010) analisaram o mercado exportador de etanol no Brasil utilizando o Índice de Vantagens Comparativas Reveladas – IVCR, no período de 1994 a 2008. Como resultados, as exportações de etanol foram competitivas no mercado internacional durante todo período de análise.

Ainda nesta perspectiva, para *Bittencourt, Fontes e Campos (2012)*, as exportações brasileiras de etanol apresentaram competitividade de 1999 a 2008, sendo o crescimento do comércio internacional do etanol o principal responsável pelo desempenho brasileiro. O trabalho de *Franck et al. (2018)* analisou a competitividade do etanol produzido no Brasil em comparação com a produção dos Estados Unidos, da França e da Holanda, utilizando o Indicador de Desempenho das Exportações (DES), o Índice de competição (IC) e o IVCR, identificando competitividade brasileira no período de 1999 a 2016. Por outro lado, percebe-se uma lacuna de estudos envolvendo a competitividade do etanol brasileiro e o coeficiente de pass-through, para o que a presente pesquisa vem a contribuir.

Por fim, os resultados desta pesquisa poderão servir de subsídios para políticas de comércio exterior visando aumentar a competitividade e maior inserção do setor.

O presente trabalho está estruturado em três seções, além desta introdução. Na segunda seção, são apresentados os estudos empíricos realizados sobre a transmissão de preços e o coeficiente de pass-through no mercado brasileiro; na terceira seção, os procedimentos metodológicos são esboçados; na seção seguinte, os resultados são analisados e discutidos; e por fim, na última seção, são apresentadas as principais conclusões do trabalho.

## 2 TRANSMISSÃO DE PREÇOS E COEFICIENTE DE PASS-THROUGH NO MERCADO BRASILEIRO

*Cruz Jr. & Silva (2004)* estudaram o coeficiente de pass-through para a exportação trimestral dos produtos agropecuários brasileiros no período compreendido do 3º trimestre de 1994 ao 2º trimestre 2003. Foram utilizadas as seguintes séries para a estimação do modelo: o índice de preços de exportação para produtos agropecuários do Brasil, o índice de preços de atacado para lavouras de exportação (IPA-OG) como proxy para o custo de produção, a taxa de câmbio nominal (real/dólar) fim do período, e, para o preço internacional, foi utilizada série de preços de importação de commodities dos Estados Unidos. Os autores utilizaram-se de econometria de séries temporais e do modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC. Como resultado, os autores estimaram um coeficiente de pass-through de -0,53, representando que as variações da taxa de câmbio afetam parcialmente o preço de exportação dos produtos agropecuários brasileiros.

*Tejada e Silva (2008)* analisaram a relação entre as variações da taxa de câmbio e os preços das exportações dos principais produtos exportados pelo Brasil, com dados trimestrais, de janeiro de 1980 a janeiro de 2004. Os setores pesquisados e as respectivas participações no ano de 2004, foram Peças e Outros Veículos (10,29%), Siderurgia (7,11%), Extrativa Mineral (8,41%), Máquinas e Tratores - MAQ

(5,33%), Veículos Automotores (5,05%), Óleos Vegetais (4,96%), Refino de Petróleo (4,55%), Madeira e Mobiliário (4,14%), Beneficiamento de Produtos Vegetais (3,22%), Metalurgia de Não Ferrosos (3,16%), Celulose Papel e Gráfica (3,06%), Material Elétrico (2,34%), Elementos Químicos (2,15%), e Equipamentos Eletrônicos (2,10%). Para estimar o coeficiente de pass-through, os autores utilizaram-se do filtro de Kalman, gerando um coeficiente variável ao longo do tempo. Como resultados, os setores pesquisados apresentaram um coeficiente de pass-through oscilando entre zero e -1 (menos um), indicando pass-through incompleto, ou seja, a variação da taxa de câmbio afeta parcialmente os preços de exportação.

Fraga et al. (2008) investigaram o repasse da variação da taxa de câmbio para os preços mensais de exportação da soja em grão do Brasil no período de julho de 1994 a dezembro de 2004. Para tanto, os autores utilizaram testes de raiz unitária (ADF), de co-integração de Johansen e o modelo vetorial de correção de erros (VEC). Como resultados, estimaram um coeficiente de pass-through no valor de -0,34, representando um pass-through incompleto, ou seja, que a política cambial adotada pelo país reflete-se nos lucros do exportador: se o câmbio é apreciado, o exportador é obrigado a cumprir seus lucros; do contrário, quando o câmbio é depreciado, o exportador expande seus lucros.

Correa (2012) analisou o impacto das variações cambiais sobre as exportações de 26 setores da economia brasileira, no período de 1995 a 2005. Os setores pesquisados foram extrativa mineral, extração de petróleo e gás, minerais não metálicos, siderurgia, metalurgia dos não ferrosos, outros produtos metalúrgicos, fabricação de máquinas e tratores, material elétrico, equipamentos eletrônicos, automóveis, outros veículos e peças, madeira e mobiliário, papel e gráfica, indústria da borracha, elementos químicos não petroquímicos, refino de petróleo e petroquímica, fabricação de produtos químicos diversos, indústria têxtil, fabricação de artigos de couro e calçados, indústria do café, beneficiamento de produtos vegetais, abate de animais, indústria do açúcar, fabricação de gorduras e óleos vegetais, outros produtos alimentares e bebidas, e Indústrias diversas. As variáveis utilizadas no modelo econométrico foram o preço das exportações brasileiras de 26 setores classificados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE, a taxa de câmbio nominal, o custo doméstico utilizando uma metodologia para custo setorial, o preço das exportações concorrentes internacionais correspondendo ao índice de preços das importações norte-americanas e o grau de utilização da capacidade instalada calculada pela Fundação Getúlio Vargas – FGV. Como resultados, o autor apresentou coeficientes de pass-through incompletos para os diversos setores pesquisados.

Copetti, Vieira & Coronel (2012) realizaram pesquisa sobre a transmissão da variação da taxa de câmbio aos preços de exportação do grão de soja no Brasil e na Argentina, no período de 03/1999 a 02/2011. Para tanto, utilizam-se de econometria de séries temporais e do modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC. Os resultados revelaram um coeficiente de pass-through incompleto para o Brasil (-0,11) e nulo para Argentina. No mercado brasileiro, a estimativa do coeficiente indicou que a variação da taxa de câmbio exerce influência parcial sobre os preços médios de exportação do grão de soja, ou seja, a variação de 1% na taxa de câmbio é repassada em 0,11% no mesmo sentido para o preço médio de exportação do grão de soja no Brasil. Já para o mercado argentino, as variações da taxa de câmbio não exercem influência sobre os preços médios de exportação do grão de soja.

Souza (2018) buscou avaliar a influência das variações cambiais no desempenho exportador do milho e do algodão considerando dados mensais de janeiro de 2002 a dezembro de 2016. Para estimar o pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportação do milho e do algodão, o autor empregou o Modelo Vetorial de Correção de Erros. Os resultados mostraram que o pass-through da taxa de câmbio para o preço de exportação do milho foi incompleto, implicando que as variações cambiais afetaram a competitividade do exportador dessa cultura. No caso do algodão, o pass-through para o preço de exportação do algodão foi nulo, indicando que as variações cambiais agiram impactando apenas o mark-up do exportador dessa commodity.

Souza, Raniero e Rosa (2018) avaliaram o pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportações, em dólares e em reais, do açúcar brasileiro de janeiro de 2012 a dezembro de 2016. Os autores utilizaram as ferramentas econométricas de séries temporais multivariadas, com destaque para o Modelo Vetorial de Correção de Erro. Os resultados apontaram um pass-through incompleto da taxa de câmbio para os preços de exportações do açúcar, em dólares e em reais, tendo baixo coeficiente (-0,03) de pass-through cambial para o preço em dólares e alto coeficiente (0,97) para o preço em reais.

No Quadro 1, faz-se uma síntese dos estudos acerca dos estudos sobre transmissão de preços e coeficiente de pass-through nas exportações brasileiras.

<b>Autores</b>	<b>País / países</b>	<b>Período</b>	<b>Produtos</b>	<b>Metodologia/ objetivo do estudo</b>	<b>Resultados</b>
Cruz Jr. & Silva (2004)	Brasil	3° trim./ 1994- 2° trim./ 2003	produtos agropecuários	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (-0,53)
Tejada e Silva (2008)	Brasil	01/1980- 01/2004	exportações setoriais	filtro de Kalman/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto
Fraga <i>et al.</i> (2008)	Brasil	07/1994- 12/2004	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto
Correa (2012)	Brasil	1995- 2005	exportações setoriais	Econometria de series temporais/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompletos para os setores pesquisados
Copetti, Vieira & Coronel (2012)	Brasil e Argentina	03/1999- 02/2011	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto
Souza (2018)	Brasil	01/2002- 12/2016	milho e algodão	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ Modelo Estrutural Vetorial de Correção de Erro/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto para o milho e nulo para o algodão
Souza, Raniro e Rosa (2018)	Brasil	01/2012- 12/2016	açúcar	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	baixo coeficiente (-0,03) de <i>pass-through</i> cambial para os preços em dólares e alto coeficiente (0,97) para o preço em reais

**Quadro 1** - Síntese dos estudos empíricos

Fonte: Organização dos autores

Nesta subseção, foram reunidos estudos realizados sobre transmissão de preços e coeficiente de *pass-through* nas exportações brasileiras a fim de analisar a relação entre a taxa de câmbio e os preços de

exportação do Brasil, bem como a transmissão de preços internacionais aos preços domésticos e de exportação brasileiros.

Os estudos supracitados revelaram que o Brasil apresentou um coeficiente de pass-through incompleto nas exportações e nulo e que a transmissão de preços internacionais aos preços domésticos se comportou de forma elástica, ou seja, os preços internacionais são transmitidos integralmente aos preços domésticos. A presente pesquisa difere dos estudos citados pelo comparativo do coeficiente de pass-through nas exportações do etanol em dólar e em euro.

## 3 METODOLOGIA

### 3.1 MODELO ANALÍTICO

O modelo econométrico *pass-through*, de acordo com Menon (1995), usado em sua forma mais simples, parte de um modelo de *mark-up* que pode ser representado da seguinte forma:

$$P^*X = (1 + \lambda)(CP/E) \quad (1)$$

em que;  $P^*X$  é preço de exportação em moeda estrangeira;  $(CP/E)$  é custo de produção, medido em moeda estrangeira;  $E$  é a taxa de câmbio nominal; e  $\lambda$  é *mark-up*.

Partindo-se do pressuposto de que o *mark-up* pode variar de acordo com a pressão competitiva no mercado mundial, tem-se que:

$$(1 + \lambda) = \left[ \frac{PW}{CP/E} \right]^\alpha \quad (2)$$

com  $[PW/(CP/E)]$  correspondendo à diferença entre o preço das exportações mundiais e o custo de produção do exportador medido em moeda estrangeira.

Substituindo a Equação (2) em (1) e aplicando-se o logaritmo neperiano no resultado dessa substituição, chega-se à seguinte equação de preço de exportação em moeda estrangeira:

$$\ln P^*X = (1 + \alpha)\ln(CP/E) + \alpha \ln PW \quad (3)$$

Considerando-se a versão não restrita da Equação (3), na qual não se exige que a soma dos coeficientes relativos a  $\ln(CP/E)$  e  $\ln(PW)$  seja igual a 1 e na qual se admite que os coeficientes relativos a  $\ln(CP)$  e  $\ln(E)$  difiram em sinal e magnitude, conforme Menon (1995), tem-se:

$$\ln P^*X = \phi_0 + \phi_1 \ln CP + \phi_2 \ln E + \phi_3 \ln PW \quad (4)$$

em que o coeficiente de *pass-through* é representado por  $\phi_2$ .

A análise do resultado deste coeficiente pode ser expressa da seguinte forma:

1.  $\phi_2 = 0$ ; significa que a taxa de câmbio não exerce influência sobre o preço em moeda estrangeira  $\phi_2$  dos bens  $\phi_2$  exportados;
2.  $\phi_2 = -1$  e  $\phi_1 = 1$ ; significa que a mudança na taxa de câmbio afeta integralmente o preço em moeda estrangeira dos bens exportados; e
3.  $-1 < \phi_2 < 0$  e  $0 < \phi_1 < 1$ ; significa que  $\phi_2$  a mudança na taxa de câmbio afeta parcialmente o preço em moeda estrangeira dos bens exportados.

## 3.2 PROCEDIMENTOS ECONOMETRÍCOS

### 3.2.1 TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

Para determinar a ordem de integração das séries de interesse, este trabalho utilizou os testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (DICKEY; FULLER, 1979, 1981) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS, 1992). Esses testes permitem verificar a existência ou não de raízes unitárias nas séries temporais, ou seja, se as variáveis são ou não estacionárias <sup>2</sup>.

O teste ADF consiste na estimação da seguinte equação por Mínimos Quadrados Ordinários e pode ser expresso, conforme Enders (1995), da seguinte forma:

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

com:  $\gamma = -\left(1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i\right)$  e  $\beta_i = \sum_{j=i}^p \alpha_j$ ,

em que:  $\alpha_0$  é o intercepto;  $\gamma$  descreve o comportamento da série temporal;  $y$  representa a variável dependente;  $\Delta$  é a representação do operador de diferença e  $\varepsilon_t$  denota o erro que se assume de ser idêntica e independentemente distribuída. A fim de determinar o número de defasagens utilizadas no teste para eliminar a autocorrelação residual, utilizou-se o menor valor do critério de Schwarz (SBC). O parâmetro de interesse nas regressões (sem intercepto e sem tendência; com intercepto; com intercepto e tendência) é  $\gamma$ , sendo que, se  $\gamma = 0$ , a série contém uma raiz unitária. Nesse teste, compara-se o resultado da estatística  $\tau$  com os valores apropriados reportados por Dickey-Fuller para determinar se aceita ou se rejeita a hipótese nula. A hipótese nula será rejeitada se o valor calculado da estatística for maior do que o valor crítico de Dickey-Fuller, indicando que a série é estacionária; caso contrário, a série é não estacionária.



O KPSS é um teste alternativo ao ADF, sendo definido pelo procedimento de um teste de não estacionariedade contra a hipótese nula de estacionariedade, conforme Greene (2008). Formalmente é expresso pela seguinte expressão:

$$\begin{aligned} y_t &= \alpha + \beta t + \gamma \sum_{i=1}^t z_i + \varepsilon_t \\ y_t &= \alpha + \beta_t + \gamma Z_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (6)$$

tendo as seguintes hipóteses:

$H_0$ :  $\gamma = 0$ , série é estacionária;

$H_a$ :  $\gamma \neq 0$ , série é não estacionária.

### 3.2.2 ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO

Mesmo que as variáveis individuais não sejam estacionárias, mas exista pelo menos uma combinação linear estacionária entre elas, então se pode afirmar que essas variáveis são cointegradas (GREENE, 2008), ou seja, é possível verificar uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas, que pode ser estimada e analisada. Dessa forma, para identificar o possível relacionamento de longo prazo entre as séries, utilizou-se o teste de cointegração elaborado por Johansen (1988).

O procedimento de Johansen (1988) considera que todas as variáveis são endógenas e sua utilização não é limitada pela existência de endogeneidade do regressor (relação causal no sentido da variável dependente para a variável explicativa). Esse procedimento utiliza Máxima Verossimilhança para estimar os vetores de cointegração e permite testar e estimar a presença de vários vetores e não só de um único vetor de cointegração.

De acordo com Harris (1995), definido um vetor de  $n$  variáveis potencialmente endógenas, é possível especificar o seguinte processo gerador, e modelar como um Vetor Auto-regressivo (VAR) irrestrito com  $k$  defasagens de :

$$z_t = A_1 z_{t-1} + \dots + A_k z_{t-k} + u_t \quad (7)$$

em que:  $z_t$  é um vetor ( $nx1$ ),  $A_i$  é uma matriz de parâmetros ( $nxn$ ) e  $u_t \sim IID(\mu, \sigma^2)$ .

Ainda conforme Harris (1995), a Equação (7) pode ser reparametrizada em termos de um modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) esboçado como:

$$\Delta z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta z_{t-k+1} + \prod z_{t-k} + \varepsilon_t \quad (8)$$

em que:  $\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i)$ , ( $i = 1, \dots, k-1$ ) e  $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$ . Da forma como especificado, o sistema contém informações de curto e longo prazo a mudanças de  $z_t$ , via estimativas de  $\hat{\Gamma}_i$  e  $\hat{\Pi}$ , respectivamente, onde  $\Pi = \alpha\beta'$ , com  $\alpha$  representando a velocidade de ajustamento ao desequilíbrio e  $\beta$  a matriz de coeficientes de longo prazo.

A importância do modelo de correção de erro reside no fato de permitir a ligação entre aspectos relacionados à dinâmica de curto prazo com os de longo prazo (HAMILTON, 1994). Dessa forma, os mecanismos de correção de erro pretendem fornecer um caminho para combinar as vantagens de se modelar tanto em nível quanto nas diferenças. Nesse modelo, não apenas a dinâmica do processo de ajustamento de curto prazo como também a do processo de longo prazo são modeladas simultaneamente.

O número de vetores de cointegração depende do posto ou rank ( $r$ ) da matriz  $\Pi$ . Em termos de vetores de cointegração, têm-se três possibilidades, conforme Enders (1995): se o posto de  $\Pi$  é completo, então as variáveis  $Y_t$  são  $I(0)$ , ou seja, significa que qualquer combinação linear entre as variáveis é estacionária e o ajuste do modelo deve ser efetuado com as variáveis em nível; se o posto de  $\Pi$  é zero, então não há relacionamento de cointegração e o modelo deve ser ajustado com as variáveis em diferença e, quando  $\Pi$  tem posto reduzido, há  $r$  vetores de cointegração.

Para Enders (1995), o rank de uma matriz é igual ao número de raízes características estritamente diferentes de zero, que pode ser identificado por meio de dois testes estatísticos. O primeiro deles é o teste do traço, que testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração distintos é menor ou igual a  $r$  contra a hipótese alternativa de que o número desses vetores é maior do que  $r$ , que pode ser definido por:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (9)$$

em que:  $\lambda_i$  = valores estimados das raízes características obtidos da matriz  $\Pi$ ;  $T$  = número de observações.

O segundo teste é o do máximo autovalor, que testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração é  $r$  contra a hipótese alternativa de existência de  $r + 1$  vetores de cointegração, podendo ser expresso da seguinte forma:

$$\lambda_{max}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (10)$$

Verificada a cointegração entre as séries analisadas, estima-se o modelo VEC, conforme definido na Expressão (8).

## 3.2.3 TESTES DE AUTOCORRELAÇÃO

### 3.2.3.1 TESTE DE PORTMANTEAU

O teste de Portmanteau calcula as estatísticas *Box-Pierce* / *Ljung-Box* multivariadas para correlação serial residual até a defasagem especificada.

Box-Pierce (1970) desenvolveu uma estatística  $Q$  baseada na soma dos quadrados das autocorrelações. A estatística de Box-Pierce,  $Q = T * \sum_{k=1}^q \rho_k^2$  é comparada à distribuição qui-quadrado com “ $q$ ” graus de liberdade. Caso o resíduo seja um ruído branco, a estatística  $Q$  definida segue uma distribuição qui-quadrado com “ $q$ ” graus de liberdade.

Ljung-Box (1978), também conhecido como teste de Box-Pierce modificado, é utilizado para verificar se há falha de ajuste em um modelo temporal. O teste examina as “ $n$ ” primeiras autocorrelações dos resíduos e, caso estas sejam pequenas, há indício de que não há falha no ajuste. A hipótese nula desse teste considera que as autocorrelações até o lag “ $n$ ” é igual a zero e a estatística do teste é definida pela Equação (11):

$$Q^* = T * (T - 2) \sum_k^n \frac{\hat{\rho}_k^2}{T - k} \quad (11)$$

onde  $\hat{\rho}_k$  a autocorrelação estimada dos resíduos,  $Q^* > \chi_{1-\alpha; q}^2$  defasagem “ $k$ ”  $\in \chi_{1-\alpha; q}^2$  número de lags testado. O teste irá rejeitar a hipótese nula caso  $Q^* > \chi_{1-\alpha; q}^2$ , sendo uma distribuição qui-quadrado com “ $q$ ” graus de liberdade e nível de significância  $\alpha$ .

### 3.2.3.2 TESTE LM

O teste de Breusch (1978) - Godfrey (1978), também conhecido como teste LM (Lagrange Multiplier) para autocorrelação, testa a hipótese nula de ausência de autocorrelação até a defasagem  $p$ . Após definir o modelo e estimar seus coeficientes, o teste consiste em efetuar uma regressão do resíduo contra o próprio resíduo defasado no tempo e as variáveis explicativas, de acordo com a Equação (12):

$$\hat{u}_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \hat{\rho}_1 \hat{u}_{t-1} + \hat{\rho}_2 \hat{u}_{t-2} + \dots + \hat{\rho}_p \hat{u}_{t-p} + v_t \quad (12)$$

onde os últimos termos  $\hat{u}_{t-1}, \hat{u}_{t-2}, \dots, \hat{u}_{t-p}$  são os resíduos estimados pela equação do modelo adotado.

## 3.2.4 FONTE DOS DADOS

Os dados para estimação do modelo apresentado na Equação (4) foram coletados nos seguintes sites: Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada - CEPEA (2019), para a variável preço de exportação do etanol (indicador semanal do etanol hidratado combustível, média mensal, em dólar por litro – US\$/L, e convertido em euro por litro - €/L); no Instituto de Economia Aplicada – IPEA (2019), para as variáveis custo de produção, utilizado como proxy o Índice de Preços ao Atacado – Disponibilidade Interna – origem produtos industriais - IPA- origem prod. industriais, as taxas de câmbio nominal (em real/ dólar - R\$/US\$ e em real/ euro - R\$/€); e no Agriculture and Horticulture Development Board – AHDB (2019) para a variável preço internacional do etanol (contrato futuro etanol da Chicago Board of Trade – CBOT, primeiro vencimento, em dólar por galão – US\$/GL, convertido em dólar por litro – US\$/L e euro por litro - €/L).

O período analisado foi o de março de 2005 a fevereiro de 2019, com cotações mensais, totalizando 168 observações. Na Tabela 1, encontra-se um resumo das variáveis estimadas no modelo.

**Tabela 1** -Variáveis estimadas no modelo e as respectivas siglas.

Variável	Sigla
Log preço de exportação do etanol em dólar	LBRA_ED
Log preço de exportação do etanol em euro	LBRA_EE
Log custo de produção no Brasil	LBRA_CP
Log taxa de câmbio Real/ Dólar	LTX_D
Log taxa de câmbio Real/ Euro	LTX_E
Log preço internacional do etanol em dólar	LINT_ED
Log preço internacional do etanol em euro	LINT_EE

Fonte: Organização dos autores

Além disso, o período de análise teve seu início em março de 2005 em função da série de preços do preço internacional do etanol, correspondendo ao marco inicial que os contratos futuros passaram a ser comercializados na CBOT. Já a data final está relacionada ao período de coleta dos dados e estimação dos modelos.

## 4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Como forma de indicar a ordem de integração das séries de análise, foram aplicados dois testes de estacionariedade: ADF – Dickey- Fuller Aumentado; e KPSS - Kwiatkowski, Philips, Schmidt e Shin. Os resultados estão expostos nas Tabelas 2 e 3.

**Tabela 2-** Testes de raiz unitária em nível aplicados nas séries mensais de preços de exportação do etanol (em US\$/L e em €/L), custo de produção, taxas de câmbio nominal (R\$/ US\$ e R\$/ €) e preços internacionais do etanol (US\$/L e € /L) no período de março de 2005 a fevereiro de 2019.

Séries	Teste ADF			Teste KPSS		
	Modelo	Estatística de teste		Modelo	Estatística de teste	
LBRA_ED	constante	-3.454112	**	constante	0.501184	**
LBRA_EE	constante	-3.191064	**	constante	0.830561	***
LBRA_CP	constante	0.061728	ns	constante	1.621490	***
LTX_D	constante	-0.788434	ns	constante	1.053762	***
LTX_E	constante	-0.661278	ns	constante	1.026973	**
LINT_ED	constante	-3.239116	**	constante	0.627468	**
LINT_EE	constante	-3.115790	**	constante	0.312874	ns

Nota 1: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%; \* significativo a 10%; ns não significativo

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Pela análise da Tabela 2, observa-se que as séries preço de exportação do etanol em dólar e em euro e preço internacional do etanol em dólar e em euro foram estacionárias em nível para o teste ADF, e a série preço internacional do etanol em euro foi estacionária em nível para o teste KPSS, com 5% de significância. Por outro lado, os resultados da Tabela 3 indicam concordância em ambos os testes, e, efetuada a primeira diferença, verificou-se que as séries foram estacionárias, com 1% de significância.

**Tabela 3-** Testes de raiz unitária em primeira aplicados nas séries mensais de preços de exportação do etanol (em US\$/L e em €/L), custo de produção, taxas de câmbio nominal (R\$/ US\$ e R\$/ €) e preços internacionais do etanol (US\$/L e € /L) no período de março de 2005 a fevereiro de 2019.

Séries	Teste ADF			Teste KPSS		
	Modelo	Estatística de teste		Modelo	Estatística de teste	
LBRA_ED	constante	-10.30953	***	constante	0.067893	ns
LBRA_EE	constante	-10.80309	***	constante	0.056110	ns
LBRA_CP	constante	-5.197929	***	constante	0.082401	ns
LTX_D	constante	-8.482764	***	constante	0.328430	ns
LTX_E	constante	-10.70621	***	constante	0.357304	*
LINT_ED	constante	-10.06487	***	constante	0.149480	ns
LINT_EE	constante	-10.80244	***	constante	0.137709	ns

Nota 1: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%; \* significativo a 10%; ns não significativo

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Efetuada os testes de estacionariedade das séries e identificada a ordem de integração, a próxima etapa consistiu em analisar individualmente a dinâmica do repasse cambial nos preços de exportação do etanol.

## 4.1 ETANOL EM DÓLAR

Na Figura 1, é possível identificar a evolução do preço de exportação do etanol (em US\$/L) e a taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) de março de 2005 até fevereiro de 2019.

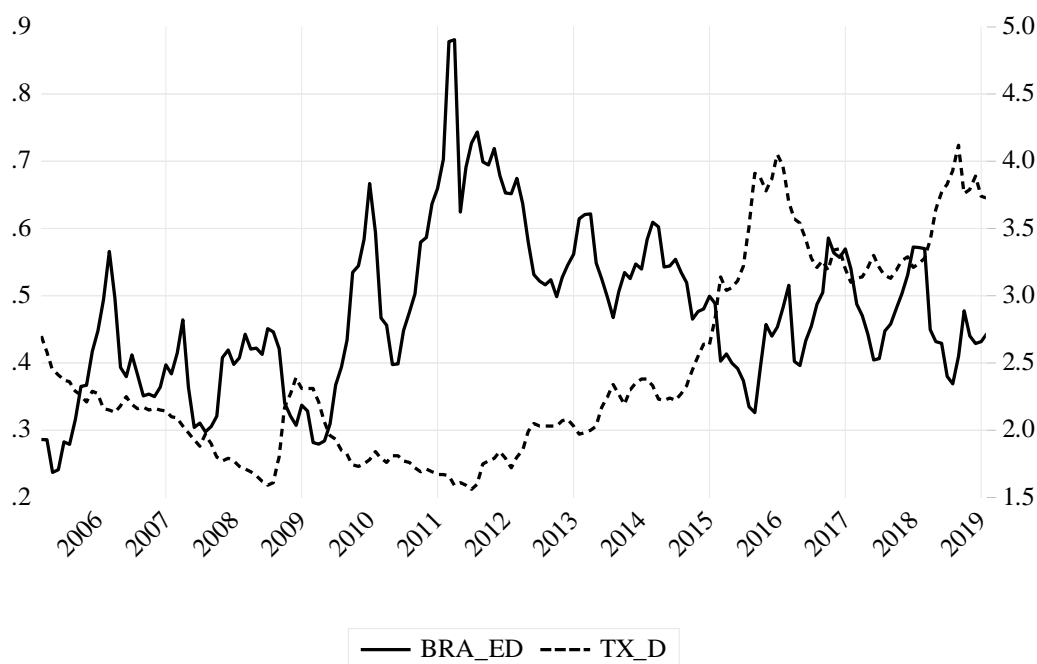


Figura 1- Relação entre preço de exportação do etanol (em US\$/L) e a taxa de câmbio nominal (R\$/US\$), no período de março de 2005 a fevereiro de 2019

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de CEPEA (2019) e IPEA (2019)

A partir da Figura 1, identificou-se que as séries apresentam uma tendência estocástica, ou seja, um padrão aleatório ao longo do tempo. Contudo, é possível que os dados apresentem um relacionamento de longo prazo a ser confirmado pelo teste de cointegração.

Para realização do teste de cointegração, é necessário verificar o número de defasagens para inserir do modelo (Tabela 4).

**Tabela 4** - Critério de defasagem do VAR auxiliar para o etanol em dólar.

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
0	233.3137	NA	7.17e-07	-2.796508	-2.720902	-2.765815
1	1257.989	1986.870	3.26e-12	-15.09743	-14.71939	-14.94396
			<b>1.82e-</b>			
<b>2</b>	1321.657	<b>120.3473*</b>	<b>12*</b>	<b>-15.67874*</b>	<b>-14.99828*</b>	<b>-15.40250*</b>
3	1335.211	24.95926	1.88e-12	-15.64891	-14.66603	-15.24990
4	1349.452	25.52965	1.93e-12	-15.62746	-14.34215	-15.10567

Nota 1: valor da verossimilhança (LogL); p-valor do teste de razão de verossimilhança (LR); Erro de Predição Final (FPE); Critério de Informação de Akaike (AIC); Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (BIC); e o Critério de Informação de Hannan & Quinn (HQC).

Nota 2: \*indica a defasagem ótima (n) definida pelo critério.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Com base nos dados da Tabela 4, foi possível indicar que o número de defasagens é de 2 (duas) a serem incluídas no VAR, visto que, dos cinco critérios considerados, todos indicaram mesmo número de defasagens do VAR auxiliar.

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 1% para a estatística do traço e para a estatística do máximo autovalor (de acordo com os dados da Tabela 5). Além disso, o modelo da equação de cointegração que mais se ajustou ao teste foi o modelo 3 do sumário do teste, com as variáveis em nível com tendência linear e as equações de cointegração com interceptos.

**Tabela 5** – Teste de cointegração de Johansen para o etanol em dólar

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
<b>R=0</b>	<b>55.32338***</b>	<b>0.0085</b>	<b>34.66178***</b>	<b>0.0052</b>
R≤1	20.66161	0.3791	16.38396	0.2032
R≤2	4.277653	0.8799	4.276966	0.8290
R≤3	0.000687	0.9803	0.000687	0.9803

Nota: \*\* significativo a 5% e \*\*\* significativo a 1%.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

De acordo com a Tabela 6, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), todos os coeficientes estimados foram significativos ao nível de 5%.

**Tabela 6-** Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o etanol em dólar.

LBRA_ED (-1)	LBRA_CP (-1)	LTX_D (-1)	LINT_ED (-1)	C
1,0000	-1.497009***	0.358327**	-1.141131***	8.827672
	(0.18873)	(0.17951)	(0.17227)	-
	[-7.93193]	[ 1.99617]	[-6.62392]	-

Nota 1: LBRA\_ED = logaritmo neperiano do preço de exportação do etanol em dólar (US\$/L); LBRA\_CP = logaritmo neperiano do custo de produção; LTX\_D = logaritmo neperiano da taxa de câmbio (R\$/US\$); LINT\_ED = logaritmo neperiano do preço internacional do etanol em dólar (US\$/L); C = constante. Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t. Nota 3: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%, ns não significativo.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Na Equação (13), é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

$$LBRA\_ED_t = + 1,50 LBRA\_CP - 0,36 LTX\_D_t + 1,14 LINT\_ED_t - 8,83 \quad (13)$$

De acordo com a Equação (13), verifica-se que o coeficiente de *pass-through* foi incompleto, indicando que a variação da taxa de câmbio (R\$/US\$) influencia parcialmente o preço de exportação do etanol brasileiro cotado em dólar, ou seja, o aumento de 1% na taxa de câmbio ocasiona uma diminuição de 0,36% no preço de exportação do etanol cotado em dólar.

O resultado de *pass-through* incompleto também foi encontrado em diversos estudos sobre as exportações brasileiras. Corroborando com a presente pesquisa, destaca-se (CRUZ JR. ; SILVA, 2004 ; TEJADA ; SILVA, 2008; FRAGA *et al.*, 2008; CORREA, 2012; COPETTI, VIEIRA ; CORONEL,2012; SOUZA, RANIRO ; ROSA, 2018; E SOUZA, 2018).

Ainda, de acordo com a Equação (13), o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona um aumento de 1,50% no preço de exportação do etanol em dólar.

Também foi possível inferir, com base na Equação (13), que o aumento de 1% no preço internacional do etanol em dólar determina um aumento de 1,14% no preço de exportação do etanol em dólar. Este resultado sugere um coeficiente elástico na transmissão de preços e valida a Lei do Preço Único, que, de acordo com Mundlack e Larson (1992), diz que bens idênticos, em regiões distintas, em livre concorrência de mercado, devem ser vendidos pelo mesmo preço.

Com a finalidade de diagnóstico do modelo, foram estimados dois testes de correlação serial para os resíduos, cujos resultados se encontram na Tabela 7.



**Tabela 7-** Testes de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o etanol em dólar.

Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	1.015229	---	1.021420	---	20.46785	0.1999
2	5.922155	---	5.988553	---	23.49651	0.1011
3	19.78559	0.8722	20.10872	0.8605	18.82422	0.2779
4	30.42931	0.9402	31.01687	0.9301	11.19585	0.7972
5	51.28034	0.7813	52.51951	0.7428	21.92023	0.1458
6	70.32816	0.6619	72.28611	0.5995	21.73845	0.1518
7	87.56645	0.6114	90.28812	0.5310	18.26274	0.3087
8	100.7344	0.6773	104.1270	0.5875	14.99963	0.5247
9	118.2060	0.6298	122.6066	0.5185	17.51751	0.3529
10	131.8338	0.6765	137.1137	0.5532	14.77924	0.5409
11	146.6139	0.6930	152.9494	0.5541	17.03988	0.3830
12	167.7911	0.5764	175.7876	0.4057	22.00793	0.1429

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 7, até doze defasagens o teste indicou a rejeição da hipótese nula de que a correlação serial é diferente de zero, com 1% de significância. Desta forma, os resultados de diagnóstico do modelo estimado são válidos e apresentam um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

## 4.2 ETANOL EM EURO

Na Figura 2, é possível identificar a evolução do preço de exportação do etanol (em €/L) e a taxa de câmbio nominal (R\$/€) de março de 2005 até fevereiro de 2019.

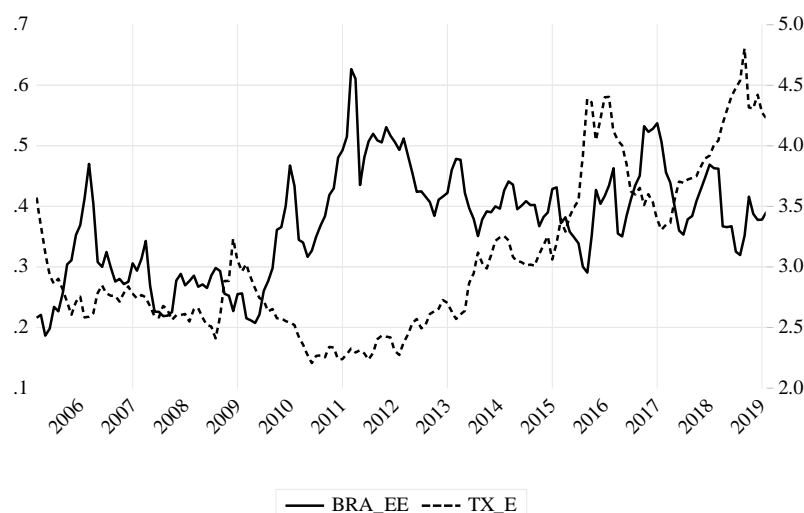


Figura 2 – Relação entre o preço de exportação do etanol (em € /L) e a taxa de câmbio nominal (Real/Euro - R\$/€), no período de março de 2005 até fevereiro de 2019

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de CEPEA (2019) e IPEA (2019)

A partir da Figura 2, identifica-se que as séries apresentam uma tendência estocástica, ou seja, um padrão aleatório ao longo do tempo. Contudo, é possível que os dados apresentem um relacionamento de longo prazo a ser confirmado pelo teste de cointegração.

Para realização do teste de cointegração, é necessário verificar o número de defasagens para inserir do modelo (Tabela 8).

**Tabela 8** - Critério de defasagem do VAR auxiliar para o etanol em euro.

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
0	285.6062	NA	3.79e-07	-3.434222	-3.358615	-3.403529
1	1268.730	1906.302	2.86e-12	-15.22842	-14.85039	-15.07495
			<b>1.72e-</b>		-	-
<b>2</b>	1326.663	109.5073	<b>12*</b>	<b>-15.73979*</b>	<b>15.05934*</b>	<b>15.46355*</b>
3	1342.373	28.92904*	1.72e-12	-15.73626	-14.75337	-15.33724
4	1355.925	24.29519	1.78e-12	-15.70641	-14.42110	-15.18462

Nota 1: valor da verossimilhança (LogL); p-valor do teste de razão de verossimilhança (LR); Erro de Predição Final (FPE); Critério de Informação de Akaike (AIC); Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (BIC); e o Critério de Informação de Hannan & Quinn (HQC).

Nota 2: \*indica a defasagem ótima (n) definida pelo critério.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base nos dados da Tabela 8, foi possível indicar que o número de defasagens é de 2 (duas) a ser incluída no VAR, visto que, dos cinco critérios considerados, quatro indicaram mesmo número de defasagens do VAR auxiliar.

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 1% (de acordo com os dados da Tabela 9). Além disso, o modelo da equação de cointegração que mais se ajustou ao teste foi o modelo 3 do sumário do teste, com as variáveis em nível com tendência linear e as equações de cointegração com interceptos.

**Tabela 9** – Teste de cointegração de Johansen para o etanol em euro.

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
<b>R=0</b>	<b>62.98830***</b>	<b>0.0010</b>	<b>43.27626***</b>	<b>0.0002</b>
R≤1	19.71203	0.4426	14.71718	0.3092
R≤2	4.994855	0.8094	4.967370	0.7460
R≤3	0.027485	0.8683	0.027485	0.8683

Nota: \*\* significativo a 5% e \*\*\* significativo a 1%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

De acordo com a Tabela 10, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), todos os coeficientes estimados foram significativos ao nível de 1%.

**Tabela 10**- Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o etanol em euro.

LBRA_EE (-1)	LBRA_CP (-1)	LTX_E (-1)	LINT_EE (-1)	C
1,0000	-1.541951	0.637899	-1.071705	8.742197
	(0.15019)	(0.17564)	(0.13627)	-
	[-10.2667]	[ 3.63189]	[-7.86447]	-

Nota 1: LBRA\_EE = logaritmo *neperiano* do preço de exportação do etanol em euro (em €/L); LBRA\_CP = logaritmo *neperiano* do custo de produção; LTX\_E = logaritmo *neperiano* da taxa de câmbio (R\$/ €); LINT\_EE = logaritmo *neperiano* do preço internacional do etanol em euro (€/L); C = constante. Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t. Nota 3: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%, <sub>ns</sub> não significativo.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Na Equação (14), é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

$$LBRA_{EE_t} = + 1,54 LBRA_{CP} - 0,64 LTX_{E_t} + 1,07 LINT_{EE_t} - 8,74 \quad (14)$$

De acordo com a Equação (14), verifica-se que o coeficiente de pass-through foi incompleto, indicando que a variação da taxa de câmbio influencia parcialmente o preço de exportação do etanol em euro, ou seja, o aumento de 1% na taxa de câmbio (R\$/€) ocasiona uma diminuição de 0,64% no preço de exportação do etanol em euro. O resultado de pass-through incompleto também foi encontrado em diversos estudos sobre as exportações brasileiras já citados anteriormente, corroborando com a presente pesquisa (CRUZ JR. ; SILVA, 2004 ; TEJADA ; SILVA, 2008; FRAGA et al., 2008; CORREA, 2012; COPETTI, VIEIRA ; CORONEL,2012; SOUZA, RANIRO ; ROSA, 2018; E SOUZA, 2018).

Ainda, de acordo com a Equação (14), o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona um aumento de 1,54% no preço de exportação do etanol em euro.

Também foi possível inferir, com base na Equação (14), que o aumento de 1% no preço internacional do etanol em euro determina um aumento de 1,07% no preço de exportação do etanol em euro brasileiro.

Com a finalidade de diagnóstico do modelo, foram estimados testes de correção serial para os resíduos, cujos resultados se encontram na Tabela 11.

**Tabela 11**-Teste de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o etanol em euro.

Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	0.700668	---	0.704940	---	16.39329	0.4259
2	6.073812	---	6.144012	---	25.27988	0.0650
3	19.59734	0.8787	19.91797	0.8674	18.14281	0.3156
4	30.10664	0.9453	30.68838	0.9359	10.90415	0.8154
5	50.41294	0.8065	51.62925	0.7707	20.95937	0.1801
6	70.17648	0.6666	72.13858	0.6042	22.61468	0.1244
7	87.42114	0.6156	90.14724	0.5352	18.81290	0.2785
8	97.38706	0.7585	100.6210	0.6802	11.16948	0.7989
9	114.9256	0.7083	119.1713	0.6057	17.64704	0.3450
10	135.6185	0.5889	141.1993	0.4557	22.22767	0.1360
11	147.6185	0.6720	154.0564	0.5290	13.68032	0.6225
12	166.0440	0.6137	173.9270	0.4446	19.50420	0.2434

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 11, até doze defasa-gens o teste indicou a rejeição da hipótese nula de que a correlação serial é diferente de zero, com 5% de significância. Desta forma, os resultados de diagnóstico do modelo estimado são válidos e apresentam um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

## 4 CONCLUSÕES

O presente trabalho realizou uma investigação da influência da variação da taxa de câmbio aos preços de exportação do etanol em dólar e em euro. Nesse tocante, os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de pass-through da taxa de câmbio (em R\$/US\$ e em R\$/€) para os preços

de exportação do etanol foi incompleto com os coeficientes para dólar e euro de, respectivamente, 0,36 e 0,64.

A partir disso, pode-se inferir que o coeficiente de pass-through encontrado determina que depreciações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, dado que não reduzem expressivamente os preços de exportação.

Desse modo, como as variações cambiais determinaram reduzidos efeitos sobre a competitividade do etanol, cabe um enfoque sobre aspectos como o grau de concorrência na formação de preços desse mercado (pricing to market) e a elasticidade-preço da demanda. Logo, as características do mercado do etanol como a elevada concentração, porém com reduzido poder de mercado dos exportadores com o crescimento da renda mundial, têm possivelmente minimizado o ajuste dos preços decorrentes de depreciações cambiais.

Entre as limitações do presente trabalho, está o fato de o coeficiente de pass-through estimado ser estático, ou seja, permitiu a análise geral de um período específico de tempo, não compreendendo o dinamismo da taxa de câmbio e sua influência período a período sobre os preços do mercado doméstico e de exportação. Neste sentido, recomenda-se, para estudos posteriores, o comparativo em sub-períodos, bem como a aplicação do filtro de Kalman, como forma de captar a dinâmica do repasse cambial.

## REFERÊNCIAS

- AHDB - Agriculture and Horticulture Development Board. Market Data Centre. Disponível em: <https://cereals.ahdb.org.uk>. Acesso em: 22 mar. 2019.
- BITTENCOURT, G. M.; FONTES, R. M. O. Competitividade das exportações brasileiras de etanol. In: Anais do 48º Congresso brasileiro de economia e sociologia rural (SOBER), 2010, Campo Grande - MS.
- BITTENCOURT, G. M.; FONTES, R. M. O.; CAMPOS, A. C. Determinantes das exportações brasileiras de etanol. Revista de Política Agrícola, v. 21, n. 4, p. 4-19, 2012.
- BOX, G. E. P.; PIERCE, D. A. Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Time Series Models. Journal of the American Statistical Association, v. 65, n. 332, p. 1509-1526, 1970.
- BREUSCH, T. S. Testing for autocorrelation in dynamic linear models. Australian Economic Papers, 17, 1978.
- BUENO, R. D. L. D. Econometria de séries temporais. São Paulo: Cengage Learning, 2008.
- CEPEA - Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. Preços Agropecuários. Etanol. Disponível em:  
<https://www.cepea.esalq.usp.br/br/indicador/etanol.aspx>  
Acesso em: 28 mar. 2019.
- COPETTI, L. S.; VIEIRA, K. M.; CORONEL, D. A. Transmissão das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação da soja no Brasil e na Argentina. Custos e Agronegócios Online, Recife, v. 8, n. 3, p.113-132, jul./ set. 2012.
- CORREA, A. L. Taxa de câmbio e preços de exportação no Brasil: avaliação empírica dos coeficientes de pass-through setoriais. Economia e Sociedade, Campinas, v. 21, n.1 (44), p.61-91, abr. 2012.
- CRUZ JR., J. C.; SILVA, O. M. Pass-through da taxa de câmbio nos preços de exportação dos produtos agropecuários brasileiros: 1994-2003. In: Anais do XLII Congresso brasileiro de economia e sociologia rural (SOBER), 2004, Cuiabá-MT.
- 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.366, p.427-431, 1979.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. Econometrica, v.49, p.1057-1073, 1981.
- ENDERS, W. Applied Econometric Time Series. Nova York: John Wiley & Sons, 1995. ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. Econometrica, Chicago, v.55, n.2, p. 251-276, 1987
- FERREIRA, A.; SANSONO, A. Exchange rate pass-through: the case of Brazilian exports of manufactures. In: World Congress Of The International Economic Association, 2, Buenos Aires, ago. 1999.

FRAGA, G. J. et al. O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação de soja. *Revista Análise Econômica*, Porto Alegre, n. 49, p. 193-210, 2008.

FRANCK, A. G. S. et al. Análise empírica da competitividade do etanol brasileiro (1999-2016). *Revista de Administração e Negócios da Amazônia*, V.10, n.3, set/dez, 2018.

GODFREY, L. G. Testing for higher order serial correlation in regression equations when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica*, 1978.

GREENE, W. H. *Econometrics Analysis*. 6.ed. New Jersey: Pearson Education, 2008.

HAMILTON, J. D. *Time series analysis*. New Jersey: Princeton University Press, 1994.

HARRIS, R.I.D. *Using cointegration analysis in econometric modelling*. London: Prentice-Hall-Harvester Wheatsheaf, 1995.

IPEA - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/>. Acesso em: 14 jan. 2019.

ITC - International Trade Centre. Trade Map. Disponível em: <https://www.trademap.org>

Acesso em: 15 abr. 2019.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamic and Control*, v.12, p.231-254, 1988.

KWIAKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the alternative of stationary against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root?. *Journal of Econometrics*. p. 159-178, 1992.

MDIC - Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. Balança Comercial. Disponível em: <http://www.mdic.gov.br/index.php/balanca-comercial>

Acesso em: 29 mar. 2019.

MENON, J. Exchange rate and import prices for a small open economy. *Applied Economics*, v. 27, n. 3, p. 297-301, 1995.

MUNDLACK, Y.; LARSON, D. F. On the transmission of world agricultural prices. *The World Bank Review*, v.6, n.1, p.399-422, 1992.

RAVALLION, M. Testing market integration. *American Journal of Agricultural economics*, v. 68, n.1, p. 102-109, Feb. 1986.

SOUZA, D. K. F. O impacto das variações cambiais nas exportações do milho e do algodão. 2018. 95 f. Dissertação (Mestrado em Economia). Universidade Federal de São Carlos, Sorocaba, 2018.

SOUZA, D. K. F.; RANIRO, L. R.; ROSA, M. B. Análise do pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportação do açúcar. In: Anais do 56º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural – SOBER, Campinas - SP, 2018.

TEJADA, C. A. O.; SILVA, A. G. O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços dos principais produtos exportados pelo Brasil. Revista de Economia e Sociologia Rural, v.46, n.01, p.171-205, jan-mar/2008.

WTO – World Trade Organization. Tariff Analysis Online. Disponível em: <http://tao.wto.org>. Acesso em: 07 out. 2019.



# Capítulo 8

## TRANSMISSÃO DA VARIAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PREÇOS DE EXPORTAÇÃO BRASILEIROS DO ETANOL HIDRATADO E ANIDRO<sup>1</sup>

[DOI: 10.37423/200500986](https://doi.org/10.37423/200500986)

*Leonardo Sangoi Copetti (Mestre em Administração pela Universidade Federal de Santa Maria (UFSM)).*

*Daniel Arruda Coronel (Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV), Professor Associado do Departamento de Economia e Relações Internacionais (UFSM) e Bolsista de Produtividade do CNPq).*



**Resumo:** O objetivo deste trabalho consistiu no exame da relação entre variações cambiais e os preços de exportação brasileiros do etanol hidratado e anidro, relação definida como o pass-through da taxa de câmbio, tendo como referência o período de março de 2005 a fevereiro de 2019. Os dados foram coletados nos sites do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada - CEPEA, Instituto de Economia Aplicada – IPEA e no Agriculture and Horticulture Development Board – AHDB. Neste sentido, fez-se uso dos instrumentais de séries temporais, especialmente do Modelo Vetor de Correção de Erros (VEC). Os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportação do etanol ocorreu de forma incompleta, com os coeficientes para os modelos do etanol hidratado e anidro de, respectivamente, 0,36 e 0,44, representando que depreciações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, dado que não reduzem expressivamente os preços de exportação.

**Palavras-chave:** Etanol. Preços de Exportação. Pass-Through.

## 1 INTRODUÇÃO

Segundo o International Trade Centre – ITC (2019), o Brasil é o segundo maior exportador mundial de etanol, visto que, em 2018, o total exportado foi de 1,68 bilhões de litros, o que representou 10,69% das exportações mundiais, que foram de 15,71 bilhões de litros.

Além disso, para o Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC, 2019), o total do etanol exportado pelo Brasil, em 2018, foi de US\$ 892 milhões, o que representou 0,37% das exportações totais do país. Em comparação com o ano de 2005, houve um incremento de 16,44% do faturamento das exportações desta commodity, uma vez que as exportações neste ano foram de US\$ 766 milhões.

Para a Agência Nacional de Petróleo, Gás Natural e Biocombustível – ANP (2019), o etanol produzido no Brasil pode ser classificado, em função da identidade e especificação, em etanol anidro, com cor laranja (sendo adicionado corante para diferenciá-lo do etanol hidratado), teor alcoólico mínimo de 99,6%, teor de água máximo de 0,4%; e hidratado, com cor transparente (sem adição de corante), teor alcoólico 95,1% a 96,0%, teor de água máximo de 4,9%, dentre algumas especificações.

Segundo Ferreira e Sanso (1999), países que fizeram tardiamente seu processo de industrialização como o Brasil são geralmente considerados com pouco controle sobre os preços que vendem nos mercados internacionais. Desta forma, as variações na taxa câmbio podem ter pouca relevância na determinação dos preços de exportação, ou seja, o coeficiente de pass-through tende a ser nulo.

Conforme dados do ITC (2019), os três maiores exportadores mundiais de etanol, em 2018, foram, respectivamente, Estados Unidos, com 6,47 bilhões de litros (41,18%), Brasil, com 1,68 bilhões de litros (10,69%) e Holanda, com 1,29 bilhões de litros (8,21%). Por outro lado, os três maiores importadores mundiais de etanol foram, respectivamente, Brasil, com 1,75 bilhões de litros (13,78%), Canadá, com 1,40 bilhões de litros (11,02%) e Alemanha, com 1,38 bilhões de litros (10,87%). Além disso, segundo a World Trade Organization – WTO (2019), o único dos três maiores importadores que aplica taxas de importação é o Brasil com 20%.

Diante deste contexto, o problema de pesquisa deste trabalho é responder à seguinte questão: existe diferença entre o grau de pass-through para os preços de exportação brasileiros do etanol hidratado e anidro, no período compreendido entre 05/2005 a 02/2019?

A partir do desenvolvimento deste estudo, têm-se elementos que auxiliem na compreensão da magnitude com que se dá a transmissão de preços para o mercado do etanol, bem como entender

mais de como a política econômica e cambial pode impactar sobre a competitividade do exportador brasileiro.

Bittencourt e Fontes (2010) analisaram o mercado exportador de etanol no Brasil utilizando o Índice de Vantagens Comparativas Reveladas – IVCR, no período de 1994 a 2008. Como resultados, as exportações de etanol foram competitivas no mercado internacional durante todo período de análise. Ainda nesta perspectiva, o trabalho de Bittencourt, Fontes e Campos (2012) indicou que as exportações brasileiras de etanol apresentaram competitividade de 1999 a 2008, e o crescimento do comércio internacional do etanol foi o principal responsável pelo desempenho brasileiro.

Franck et al. (2018) analisaram a competitividade do etanol produzido no Brasil em comparação com a produção dos Estados Unidos, da França e da Holanda, utilizando o Indicador de Desempenho das Exportações (DES), o Índice de competição (IC) e o IVCR, identificando competitividade brasileira no período de 1999 a 2016. Por outro lado, percebe-se uma lacuna de estudos envolvendo a competitividade do etanol brasileiro e o coeficiente de pass-through, para o que a presente pesquisa vem a contribuir. Por fim, os resultados desta pesquisa poderão servir de subsídios para políticas de comércio exterior visando aumentar a competitividade e maior inserção do setor.

O presente trabalho está estruturado em três seções, além desta introdução. Na segunda seção, são apresentados os estudos empíricos realizados sobre a transmissão de preços e o coeficiente de pass-through no mercado brasileiro; na terceira seção, os procedimentos metodológicos são esboçados; na seção seguinte, os resultados são analisados e discutidos; e por fim, na última seção, são apresentadas as principais conclusões do trabalho.

## 2 TRANSMISSÃO DE PREÇOS E COEFICIENTE DE PASS-THROUGH NO MERCADO BRASILEIRO

Cruz Jr. & Silva (2004) estudaram o coeficiente de pass-through para a exportação trimestral dos produtos agropecuários brasileiros no período compreendido do 3º trimestre de 1994 ao 2º trimestre 2003. Foram utilizadas as seguintes séries para a estimação do modelo: o índice de preços de exportação para produtos agropecuários do Brasil, o índice de preços de atacado para lavouras de exportação (IPA-OG), como proxy para o custo de produção, a taxa de câmbio nominal (real/dólar) fim do período, e, para o preço internacional, foi utilizada série de preços de importação de commodities dos Estados Unidos. Os autores utilizaram-se de econometria de séries temporais e do modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC. Como resultado, os autores estimaram um coeficiente de pass-through

de -0,53, indicando que as variações da taxa de câmbio afetam parcialmente o preço de exportação dos produtos agropecuários brasileiros.

Tejada e Silva (2008) analisaram a relação entre as variações da taxa de câmbio e os preços das exportações dos principais produtos exportados pelo Brasil, com dados trimestrais, de janeiro de 1980 a janeiro de 2004. Os setores pesquisados e as respectivas participações no ano de 2004, foram peças e outros veículos (10,29%), siderurgia (7,11%), extrativa mineral (8,41%), máquinas e tratores - MAQ (5,33%), veículos automotores (5,05%), óleos vegetais (4,96%), refino de petróleo (4,55%), madeira e mobiliário (4,14%), beneficiamento de produtos vegetais (3,22%), metalurgia de não ferrosos (3,16%), celulose papel e gráfica (3,06%), material elétrico (2,34%), elementos químicos (2,15%), e equipamentos eletrônicos (2,10%). Para estimar o coeficiente de pass-through, os autores utilizaram-se o filtro de Kalman, gerando um coeficiente variável ao longo do tempo. Como resultados da pesquisa, os setores pesquisados apresentaram um coeficiente de pass-through oscilando entre zero e -1 (menos um), indicando pass-through incompleto, ou seja, a variação da taxa de câmbio afeta parcialmente os preços de exportação.

Fraga et al. (2008) investigaram o repasse da variação da taxa de câmbio para os preços mensais de exportação da soja em grão do Brasil, no período de julho de 1994 a dezembro de 2004. Para tanto, os autores utilizaram testes de raiz unitária (ADF), de co-integração de Johansen e Modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC). Como resultados, estimaram um coeficiente de pass-through no valor de -0,34, representando um pass-through incompleto, ou seja, que a política cambial adotada pelo país reflete-se nos lucros do exportador: se o câmbio é apreciado, o exportador é obrigado a cumprir seus lucros; do contrário, quando o câmbio é depreciado, o exportador expande seus lucros.

Correa (2012) analisou o impacto das variações cambiais sobre as exportações de 26 setores da economia brasileira, no período de 1995 a 2005. Os setores pesquisados foram extrativa mineral, extração de petróleo e gás, minerais não metálicos, siderurgia, metalurgia dos não ferrosos, outros produtos metalúrgicos, fabricação de máquinas e tratores, material elétrico, equipamentos eletrônicos, automóveis, outros veículos e peças, madeira e mobiliário, papel e gráfica, indústria da borracha, elementos químicos não petroquímicos, refino de petróleo e petroquímica, fabricação de produtos químicos diversos, indústria têxtil, fabricação de artigos de couro e calçados, indústria do café, beneficiamento de produtos vegetais, abate de animais, indústria do açúcar, fabricação de gorduras e óleos vegetais, outros produtos alimentares e bebidas, e indústrias diversas. As variáveis utilizadas no modelo econométrico foram o preço das exportações brasileiras de 26 setores

classificados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE, a taxa de câmbio nominal, o custo doméstico utilizando uma metodologia para custo setorial, o preço das exportações concorrentes internacionais correspondendo ao índice de preços das importações norte-americanas e o grau de utilização da capacidade instalada calculada pela Fundação Getúlio Vargas – FGV. Como resultados, o autor apresentou coeficientes de pass-through incompletos para os diversos setores pesquisados.

Copetti, Vieira & Coronel (2012) realizaram pesquisa sobre a transmissão da variação da taxa de câmbio aos preços de exportação do grão de soja no Brasil e na Argentina, no período de 03/1999 a 02/2011. Para tanto, utilizam-se de econometria de séries temporais e do Modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC. Os resultados revelaram um coeficiente de pass-through incompleto para o Brasil (-0,11) e nulo para Argentina. No mercado brasileiro, a estimativa do coeficiente indicou que a variação da taxa de câmbio exerce influência parcial sobre os preços médios de exportação do grão de soja, ou seja, a variação de 1% na taxa de câmbio é repassada em 0,11% no mesmo sentido para o preço médio de exportação do grão de soja no Brasil. Já para o mercado argentino, as variações da taxa de câmbio não exercem influência sobre os preços médios de exportação do grão de soja.

Souza (2018) buscou avaliar a influência das variações cambiais no desempenho exportador do milho e do algodão considerando dados mensais de janeiro de 2002 a dezembro de 2016. Para estimar o pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportação do milho e do algodão, o autor empregou o Modelo Vetorial de Correção de Erros. Os resultados mostraram que o pass-through da taxa de câmbio para o preço de exportação do milho foi incompleto, implicando que as variações cambiais afetaram a competitividade do exportador dessa cultura. No caso do algodão, o pass-through para o preço de exportação do algodão foi nulo, indicando que as variações cambiais agiram impactando apenas o mark-up do exportador dessa commodity.

Souza, Raniero e Rosa (2018) avaliaram o pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportações, em dólares e em reais, do açúcar brasileiro de janeiro de 2012 a dezembro de 2016. Utilizaram as ferramentas econométricas de séries temporais multivariadas, com destaque para o Modelo Vetorial de Correção de Erro. Os resultados apontaram um pass-through incompleto da taxa de câmbio para os preços de exportações do açúcar, em dólares e em reais, tendo baixo coeficiente (-0,03) de pass-through cambial para o preço em dólares e alto coeficiente (0,97) para o preço em reais.

No Quadro 1, faz-se uma síntese dos estudos acerca dos estudos sobre transmissão de preços e coeficiente de pass-through nas exportações brasileiras.

<b>Autores</b>	<b>País / países</b>	<b>Período</b>	<b>Produtos</b>	<b>Metodologia/ objetivo do estudo</b>	<b>Resultados</b>
Cruz Jr. & Silva (2004)	Brasil	3° trim./ 1994-2° trim./ 2003	produtos agropecuários	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (-0,53)
Tejada e Silva (2008)	Brasil	01/1980-01/2004	exportações setoriais	filtro de Kalman/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto
Fraga <i>et al.</i> (2008)	Brasil	07/1994-12/2004	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto
Correa (2012)	Brasil	1995-2005	exportações setoriais	Econometria de series temporais/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompletos para os setores pesquisados
Copetti, Vieira & Coronel (2012)	Brasil e Argentina	03/1999-02/2011	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto
Souza (2018)	Brasil	01/2002-12/2016	milho e algodão	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ Modelo Estrutural Vetorial de Correção de Erro/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto para o milho e nulo para o algodão
Souza, Raniero e Rosa (2018)	Brasil	01/2012-12/2016	açúcar	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	baixo coeficiente (-0,03) de <i>pass-through</i> cambial para os preços em dólares e alto coeficiente (0,97) para o preço em reais

Quadro 1 - Síntese dos estudos empíricos

Fonte: Organização dos autores.

Nesta subseção, foram reunidos estudos realizados sobre transmissão de preços e coeficiente de pass-through nas exportações brasileiras a fim de analisar a relação entre a taxa de câmbio e os preços de exportação do Brasil, bem como a transmissão de preços internacionais aos preços domésticos e de exportação brasileiros.

Os estudos supracitados revelaram que o Brasil apresentou um coeficiente de pass-through incompleto nas exportações e nulo e que a transmissão de preços internacionais aos preços domésticos se comportou de forma elástica, ou seja, os preços internacionais são transmitidos integralmente aos preços domésticos. A presente pesquisa difere dos estudos citados pelo comparativo do coeficiente de pass-through nas exportações do etanol hidratado e anidro.

## 3 METODOLOGIA

### 3.1 MODELO ANALÍTICO

O modelo econométrico pass-through, de acordo com Menon (1995), usado em sua forma mais simples, parte de um modelo de mark-up que pode ser representado da seguinte forma:

$$P^*X = (1 + \lambda)(CP/E) \quad (1)$$

em que;  $P^*X$  é o preço de exportação em moeda estrangeira;  $CP$  é custo de produção, medido em moeda doméstica;  $E$  é a taxa de câmbio nominal; e  $\lambda$  é mark-up. Partindo-se do pressuposto de que o mark-up pode variar de acordo com a pressão competitiva no mercado mundial, tem-se que:

$$(1 + \lambda) = \left[ \frac{PW}{CP/E} \right]^\alpha \quad (2)$$

com  $[PW / (CP / E)]$  correspondendo à diferença entre o preço das exportações mundiais e o custo de produção do exportador medido em moeda estrangeira.

Substituindo a Equação (2) em (1) e aplicando-se o logaritmo neperiano no resultado dessa substituição, chega-se à seguinte equação de preço de exportação em moeda estrangeira:

$$\ln P^*X = (1 + \alpha)\ln(CP/E) + \alpha \ln PW \quad (3)$$

Considerando-se a versão não restrita da Equação (3), na qual não se exige que a soma dos coeficientes relativos a  $\ln(CP/E)$  e  $\ln(PW)$  seja igual a 1 e na qual se admite que os coeficientes relativos a  $\ln(CP)$  e  $\ln(E)$  difiram em sinal e magnitude, conforme Menon (1995), tem-se:

$$\ln P^*X = \phi_0 + \phi_1 \ln CP + \phi_2 \ln E + \phi_3 \ln PW \quad (4)$$



em que o coeficiente de *pass-through* é representado por  $\phi_2$ .

A análise do resultado deste coeficiente pode ser expressa da seguinte forma:

1.  $\phi_2 = 0$ ; significa que a taxa de câmbio não exerce influência sobre o preço em moeda estrangeira dos bens exportados;
2.  $\phi_2 = -1$  e  $\phi_2 = 1$ ; significa que a mudança na taxa de câmbio afeta integralmente o preço em moeda estrangeira dos bens exportados; e
3.  $\phi_2 - 1 < 0$  e  $0 < \phi_2 < 1$ ;  $\phi_2$  significa que a mudança na taxa de câmbio afeta parcialmente o preço em moeda estrangeira dos bens exportados.

## 3.2 PROCEDIMENTOS ECONOMETRÍCOS

### 3.2.1 TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

Para determinar a ordem de integração das séries de interesse, este trabalho utilizou os testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (DICKEY; FULLER, 1979, 1981) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS, 1992). Esses testes permitem verificar a existência ou não de raízes unitárias nas séries temporais, ou seja, se as variáveis são ou não estacionárias<sup>2</sup>.

O teste ADF consiste na estimação da seguinte equação por Mínimos Quadrados Ordinários e pode ser expresso, conforme Enders (1995), da seguinte forma:

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

com:  $\gamma = -\left(1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i\right)$  e  $\beta_i = \sum_{j=i}^p \alpha_j$ ,

em que:  $\alpha_0$  é o intercepto;  $\gamma$  descreve o comportamento da série temporal;  $y$  representa a variável dependente;  $\Delta$  é a representação do operador de diferença e  $\varepsilon_t$  denota o erro que se assume ser idêntica e independentemente distribuída. A fim de determinar o número de defasagens utilizadas no teste para eliminar a autocorrelação residual, utilizou-se o menor valor do critério de Schwarz (SBC). O parâmetro de interesse nas regressões (sem intercepto e sem tendência; com intercepto; com intercepto e tendência) é  $\gamma$ , sendo que, se  $\gamma = 0$ , a série contém uma raiz unitária. Nesse teste, compara-se o resultado da estatística  $\tau$  com os valores apropriados reportados por Dickey-Fuller para determinar se aceita ou se rejeita a hipótese nula  $\gamma = 0$ . A hipótese nula será rejeitada se o valor calculado da estatística  $\tau$  for maior do que o valor crítico de Dickey-Fuller, indicando que a série é estacionária; caso contrário, a série é não estacionária.

O KPSS é um teste alternativo ao ADF, sendo definido pelo procedimento de um teste de não estacionariedade contra a hipótese nula de estacionariedade, conforme Greene (2008). Formalmente, é expresso pela seguinte expressão:

$$y_t = \alpha + \beta t + \gamma \sum_{i=1}^t z_i + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$y_t = \alpha + \beta_t + \gamma Z_t + \varepsilon_t$$

tendo as seguintes hipóteses:

$H_0$ :  $\gamma = 0$ , série é estacionária;

$H_a$ :  $\gamma \neq 0$ , série é não estacionária.

### 3.2.2 ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO

Mesmo que variáveis individuais não sejam estacionárias, mas exista pelo menos uma combinação linear estacionária entre elas, então se pode afirmar que essas variáveis são cointegradas (GREENE, 2008), ou seja, é possível verificar uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas, que pode ser estimada e analisada<sup>3</sup>. Dessa forma, para identificar o possível relacionamento de longo prazo entre as séries, utilizou-se o teste de cointegração elaborado por Johansen (1988).

O procedimento de Johansen (1988) considera que todas as variáveis são endógenas e sua utilização não é limitada pela existência de endogeneidade do regressor (relação causal no sentido da variável dependente para a variável explicativa). Esse procedimento utiliza Máxima Verossimilhança para estimar os vetores de cointegração e permite testar e estimar a presença de vários vetores e não só de um único vetor de cointegração.

De acordo com Harris (1995), definido um vetor  $z_t$  de  $n$  variáveis potencialmente endógenas, é possível especificar o seguinte processo gerador, e modelar  $z_t$  como um Vetor Auto-regressivo (VAR) irrestrito com  $k$  defasagens de  $z_t$ :

$$z_t = A_1 z_{t-1} + \dots + A_k z_{t-k} + u_t \quad (7)$$

em que:  $z_t$  é um vetor ( $nx1$ ),  $A_i$  é uma matriz de parâmetros ( $nxn$ ) e  $u_t \sim IID(\mu, \sigma^2)$ .

Ainda conforme Harris (1995), a Equação (7) pode ser reparametrizada em termos de um modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) esboçado como:

$$\Delta z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta z_{t-k+1} + \Pi z_{t-k} + \varepsilon_t \quad (8)$$

em que:  $\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i)$ , ( $i = 1, \dots, k-1$ ) e  $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$ . Da forma como especificado, o sistema contém informações de curto e longo prazo a mudanças de  $z_t$ , via estimativas de  $\hat{\Gamma}_i$  e  $\hat{\Pi}$ , respectivamente, onde  $\Pi = \alpha\beta'$ , com  $\alpha$  representando a velocidade de ajustamento ao desequilíbrio e  $\beta$  a matriz de coeficientes de longo prazo.

A importância do modelo de correção de erro reside no fato de permitir a ligação entre aspectos relacionados à dinâmica de curto prazo com os de longo prazo (HAMILTON, 1994). Dessa forma, os mecanismos de correção de erro pretendem fornecer um caminho para combinar as vantagens de se modelar tanto em nível quanto nas diferenças. Nesse modelo, não apenas a dinâmica do processo de ajustamento de curto prazo como também a do processo de longo prazo são modeladas simultaneamente.

O número de vetores de cointegração depende do posto ou rank ( $r$ ) da matriz  $\Pi$ . Em termos de vetores de cointegração, têm-se três possibilidades, conforme Enders (1995): se o posto de  $\Pi$  é completo, então as variáveis  $Y_t$  são  $I(0)$ , ou seja, significa que qualquer combinação linear entre as variáveis é estacionária e o ajuste do modelo deve ser efetuado com as variáveis em nível; se o posto de  $\Pi$  é zero, então não há relacionamento de cointegração e o modelo deve ser ajustado com as variáveis em diferença e, quando  $\Pi$  tem posto reduzido, há  $r$  vetores de cointegração.

Para Enders (1995), o rank de uma matriz é igual ao número de raízes características estritamente diferentes de zero, que pode ser identificado por meio de dois testes estatísticos. O primeiro deles é o teste do traço, que testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração distintos é menor ou igual a  $r$  contra a hipótese alternativa de que o número desses vetores é maior do que  $r$ , que pode ser definido por:

$$\lambda_{\text{traço}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda'_i) \quad (9)$$

em que  $\lambda'_i$  = valores estimados das raízes características obtidos da matriz  $\Pi$ ;  $T$  = número de observações.

O segundo teste é o do máximo autovalor, que testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração é  $r$  contra a hipótese alternativa de existência de  $r + 1$  vetores de cointegração, podendo ser expresso da seguinte forma:

$$\lambda_{\text{max}}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \lambda'_{r+1}) \quad (10)$$

Verificada a cointegração entre as séries analisadas, estima-se o modelo VEC, conforme definido na Expressão (8).

## 3.2.3 FONTE DOS DADOS

Os dados para estimação do modelo apresentado na Equação (4) foram coletados nos seguintes sites: Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada - CEPEA (2019), para a variável preço de exportação do etanol (indicador semanal do etanol hidratado combustível, média mensal, em dólar por litro – US\$/L, e indicador semanal do etanol anidro combustível, média mensal, em dólar por litro – US\$/L); no Instituto de Economia Aplicada – IPEA (2019), para as variáveis custo de produção, utilizado como *proxy* o Índice de Preços ao Atacado – Disponibilidade Interna – origem produtos industriais - IPA- origem prod. industriais, a taxa de câmbio nominal (em real/ dólar - R\$/US\$); e no *Agriculture and Horticulture Development Board* – AHDB (2019) para a variável preço internacional do etanol (contrato futuro etanol da *Chicago Board of Trade* – CBOT, primeiro vencimento, em dólar por galão – US\$/GL, convertido em dólar por litro – US\$/L).

O período analisado foi o de março de 2005 a fevereiro de 2019, com cotações mensais, totalizando 168 observações. Na Tabela 1, encontra-se um resumo das variáveis estimadas no modelo.

**Tabela 1** -Variáveis estimadas no modelo e as respectivas siglas

Variável	Sigla
Log preço de exportação do etanol hidratado	LBRA_EH
Log preço de exportação do etanol anidro	LBRA_EA
Log custo de produção no Brasil	LBRA_CP
Log taxa de câmbio real/ dólar	LTX_D
Log preço internacional do etanol - CBOT	LINT_CBOT

Fonte: Organização dos autores

Além disso, o período de análise teve seu início em março de 2005 em função da série de preços do preço internacional do etanol, correspondendo ao marco inicial que os contratos futuros passaram a ser comercializados na CBOT. Já a data final está relacionada ao período de coleta dos dados e estimação dos modelos.

## 4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Como forma de indicar a ordem de integração das séries de análise, foram aplicados dois testes de estacionariedade: ADF – *Dickey- Fuller* Aumentado; e KPSS - *Kwiatkowski, Philips, Schmidt e Shin*. Os resultados estão expostos nas Tabelas 2 e 3.

**Tabela 2-** Testes de raiz unitária em nível aplicados nas séries mensais de preços de exportação do etanol hidratado e anidro (em US\$/L), custo de produção, taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) e preço internacional do etanol (US\$/L) no período de março de 2005 a fevereiro de 2019

Séries	Teste ADF			Teste KPSS		
	Modelo	Estatística de teste		Modelo	Estatística de teste	
LBRA_EH	constante	-3.454112	**	constante	0.501184	**
LBRA_EA	constante	-3.234578	**	constante	0.447696	*
LBRA_CP	constante	0.061728	ns	constante	1.621490	***
LTX_D	constante	-0.788434	ns	constante	1.053762	***
LINT_CBOT	constante	-3.239116	**	constante	0.627468	**

Nota 1: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%; \* significativo a 10%; ns não significativo

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Pela análise da Tabela 2, observa-se que as séries preço de exportação do etanol hidratado e anidro e o preço internacional do etanol foram estacionárias em nível para o teste ADF, e a série preço de exportação etanol anidro foi estacionária em nível para o teste KPSS, com 5% de significância. Por outro lado, os resultados da Tabela 3 indicam concordância em ambos os testes, efetuada a primeira diferença, entre as séries foram estacionárias, com 1% de significância.

**Tabela 3-** Testes de raiz unitária em primeira aplicados nas séries mensais de preços de exportação do etanol hidratado e anidro (em US\$/L), custo de produção, taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) e preço internacional do etanol (US\$/L) no período de março de 2005 a fevereiro de 2019.

Séries	Teste ADF			Teste KPSS		
	Modelo	Estatística de teste		Modelo	Estatística de teste	
LBRA_EH	constante	-10.30953	***	constante	0.067893	ns
LBRA_EA	constante	-10.41633	***	constante	0.071846	ns
LBRA_CP	constante	-5.197929	***	constante	0.082401	ns
LTX_D	constante	-8.482764	***	constante	0.328430	ns
LINT_CBOT	constante	-10.06487	***	constante	0.149480	ns

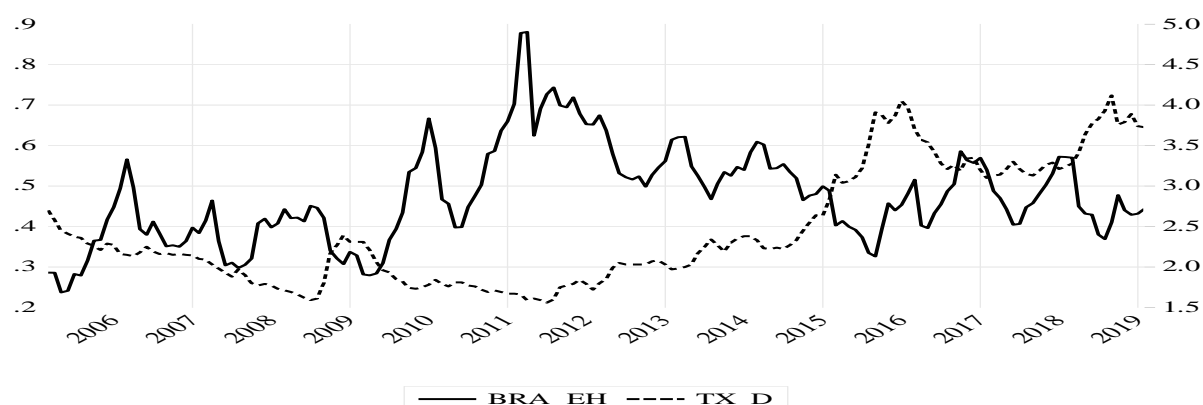
Nota 1: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%; \* significativo a 10%; ns não significativo

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Efetuosos os testes de estacionariedade das séries e identificada a ordem de integração, a próxima etapa consistiu em analisar individualmente a dinâmica do repasse cambial nos preços de exportação do etanol.

## 4.1 ETANOL HIDRATADO

Na Figura 1, é possível identificar a evolução do preço de exportação do etanol hidratado (em US\$/L) e a taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) de março de 2005 até fevereiro de 2019.



**Figura 1-** Relação entre preço de exportação do etanol hidratado (em US\$/L) e a taxa de câmbio nominal (R\$/US\$), no período de março de 2005 a fevereiro de 2019

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de CEPEA (2019) e IPEA (2019) .

A partir da Figura 1, identificou-se que as séries apresentam uma tendência estocástica, ou seja, um padrão aleatório ao longo do tempo. Contudo, é possível que os dados apresentem um relacionamento de longo prazo a ser confirmado pelo teste de cointegração.

Para realização do teste de cointegração, é necessário verificar o número de defasagens para inserir do modelo (Tabela 4).

**Tabela 4** - Critério de defasagem do VAR auxiliar para o etanol hidratado

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
0	233.3137	NA	7.17e-07	-2.796508	-2.720902	-2.765815
1	1257.989	1986.870	3.26e-12	-15.09743	-14.71939	-14.94396
			<b>1.82e-</b>		-	
<b>2</b>	1321.657	<b>120.3473*</b>	<b>12*</b>	<b>-15.67874*</b>	<b>14.99828*</b>	<b>-15.40250*</b>
3	1335.211	24.95926	1.88e-12	-15.64891	-14.66603	-15.24990
4	1349.452	25.52965	1.93e-12	-15.62746	-14.34215	-15.10567

Nota 1: valor da verossimilhança (LogL); p-valor do teste de razão de verossimilhança (LR); Erro de Predição Final (FPE); Critério de Informação de Akaike (AIC); Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (BIC); e o Critério de Informação de Hannan & Quinn (HQC).

Nota 2: \*indica a defasagem ótima (n) definida pelo critério.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Com base nos dados da Tabela 4, foi possível indicar que o número de defasagens é de 2 (duas) a serem incluídas no VAR, visto que, dos cinco critérios considerados, todos indicaram o mesmo número de defasagens do VAR auxiliar.

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 1% para a estatística do traço e para a estatística do máximo autovalor (de acordo com os dados da Tabela 5). Além disso, o modelo da equação de cointegração que mais se ajustou ao teste foi o modelo 3 do sumário do teste, com as variáveis em nível com tendência linear e as equações de cointegração com interceptos.

**Tabela 5** – Teste de cointegração de Johansen para o etanol hidratado.

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
<b>R=0</b>	<b>55.32338***</b>	<b>0.0085</b>	<b>34.66178***</b>	<b>0.0052</b>
R≤1	20.66161	0.3791	16.38396	0.2032
R≤2	4.277653	0.8799	4.276966	0.8290
R≤3	0.000687	0.9803	0.000687	0.9803

Nota: \*\* significativo a 5% e \*\*\* significativo a 1%.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

De acordo com a Tabela 6, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), todos os coeficientes estimados foram significativos ao nível de 5%.

**Tabela 6-** Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o etanol hidratado.

LBRA_EH (-1)	LBRA_CP (-1)	LTX_D (-1)	LINT_CBOT (-1)	C
1,0000	-1.497009***	0.358327**	-1.141131***	8.827672
	(0.18873)	(0.17951)	(0.17227)	-
	[-7.93193]	[ 1.99617]	[-6.62392]	-

Nota 1: LBRA\_EH = logaritmo neperiano do preço de exportação do etanol hidratado (US\$/L); LBRA\_CP = logaritmo neperiano do custo de produção; LTX\_D = logaritmo neperiano da taxa de câmbio (R\$/US\$); LINT\_CBOT = logaritmo neperiano do preço internacional do etanol (US\$/L); C = constante. Nota

2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t. Nota 3: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%, ns não significativo.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Na Equação (11), é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

$$LBRA_{EH_t} = + 1,50 LBRA_{CP} - 0,36 LTX_{D_t} + 1,14 LINT_{CBOT_t} - 8,83 \quad (11)$$

De acordo com a Equação (11), verifica-se que o coeficiente de *pass-through* foi incompleto, indicando que a variação da taxa de câmbio (R\$/ US\$) influencia parcialmente o preço de exportação do etanol hidratado brasileiro, ou seja, o aumento de 1% na taxa de câmbio ocasiona uma diminuição de 0,36% no preço de exportação do etanol hidratado.

O resultado de *pass-through* incompleto também foi encontrado em diversos estudos sobre as exportações brasileiras, corroborando com a presente pesquisa (CRUZ JR. ; SILVA, 2004 ; TEJADA ; SILVA, 2008; FRAGA *et al.*, 2008; CORREA, 2012; COPETTI, VIEIRA ; CORONEL, 2012; SOUZA, RANIRO ; ROSA, 2018; E SOUZA, 2018).

Ainda, de acordo com a Equação (11), o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona um aumento de 1,50% no preço de exportação do etanol hidratado.

Também foi possível inferir, com base na Equação (11), que o aumento de 1% no preço internacional do etanol determina um aumento de 1,14% no preço de exportação do etanol. Este resultado sugere um coeficiente elástico na transmissão de preços e valida a Lei do Preço Único, que, de acordo com Mundlack e Larson (1992), diz que bens idênticos, em regiões distintas, em livre concorrência de mercado, devem ser vendidos pelo mesmo preço.

Com a finalidade de diagnóstico do modelo, foram estimados dois testes de correlação serial para os resíduos, cujos resultados encontram-se na Tabela 7.



**Tabela 7-** Testes de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o etanol hidratado.

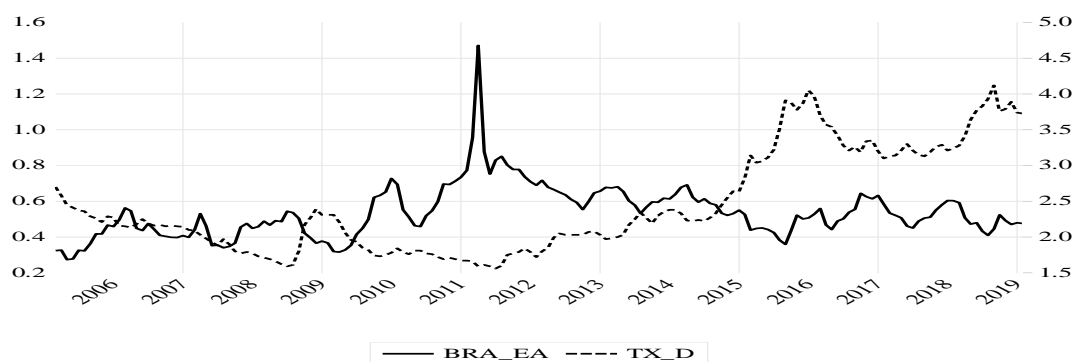
Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	1.015229	---	1.021420	---	20.46785	0.1999
2	5.922155	---	5.988553	---	23.49651	0.1011
3	19.78559	0.8722	20.10872	0.8605	18.82422	0.2779
4	30.42931	0.9402	31.01687	0.9301	11.19585	0.7972
5	51.28034	0.7813	52.51951	0.7428	21.92023	0.1458
6	70.32816	0.6619	72.28611	0.5995	21.73845	0.1518
7	87.56645	0.6114	90.28812	0.5310	18.26274	0.3087
8	100.7344	0.6773	104.1270	0.5875	14.99963	0.5247
9	118.2060	0.6298	122.6066	0.5185	17.51751	0.3529
10	131.8338	0.6765	137.1137	0.5532	14.77924	0.5409
11	146.6139	0.6930	152.9494	0.5541	17.03988	0.3830
12	167.7911	0.5764	175.7876	0.4057	22.00793	0.1429

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 7, até doze defasagens o teste indicou a rejeição da hipótese nula de que a correlação serial é diferente de zero, com 1% de significância. Desta forma, os resultados de diagnóstico do modelo estimado são válidos e apresentam um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

## 4.2 ETANOL ANIDRO

Na Figura 2, é possível identificar a evolução do preço de exportação do etanol anidro (em US\$ /L) e a taxa de câmbio nominal (R\$/US\$) de março de 2005 até fevereiro de 2019.



**Figura 2** – Relação entre o preço de exportação do etanol anidro (em US\$/L) e a taxa de câmbio nominal (Real/ Dólar - R\$/US\$), no período de março de 2005 até fevereiro de 2019

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de CEPEA (2019) e IPEA (2019)

A partir da Figura 2, identificou-se que as séries apresentaram uma tendência estocástica, ou seja, um padrão aleatório ao longo do tempo. Contudo, é possível que os dados apresentem um relacionamento de longo prazo a ser confirmado pelo teste de cointegração.

Para realização do teste de cointegração, é necessário verificar o número de defasagens para inserir do modelo (Tabela 8).

**Tabela 8** - Critério de defasagem do VAR auxiliar para o etanol anidro

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
0	239.6225	NA	6.64e-07	-2.873445	-2.797838	-2.842751
1	1249.448	1958.077	3.62e-12	-14.99327	-14.61524	-14.83980
<b>2</b>	<b>1311.569</b>	<b>117.4229*</b>	<b>2.06e-12*</b>	<b>-15.55572*</b>	<b>-14.87526*</b>	<b>-15.27948*</b>
3	1324.577	23.95510	2.14e-12	-15.51924	-14.53635	-15.12022
4	1334.861	18.43446	2.30e-12	-15.44952	-14.16421	-14.92773

Nota 1: valor da verossimilhança (LogL); p-valor do teste de razão de verossimilhança (LR); Erro de Predição Final (FPE); Critério de Informação de Akaike (AIC); Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (BIC); e o Critério de Informação de Hannan & Quinn (HQC).

Nota 2: \*indica a defasagem ótima (n) definida pelo critério.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base nos dados da Tabela 8, foi possível indicar que o número de defasagens é de 2 (duas) a serem incluídas no VAR, visto que, dos cinco critérios considerados, todos indicaram o mesmo número de defasagens do VAR auxiliar.

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 5% (de acordo com os dados da Tabela 9). Além disso, o modelo da equação de cointegração que mais se ajustou ao teste foi o modelo 3 do sumário do teste, com as variáveis em nível com tendência linear e as equações de cointegração com interceptos.

**Tabela 9** – Teste de cointegração de Johansen para o etanol anidro

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
<b>R=0</b>	<b>51.98027**</b>	<b>0.0195</b>	<b>31.86710**</b>	<b>0.0132</b>
R≤1	20.11317	0.4152	15.76555	0.2388
R≤2	4.347623	0.8736	4.347211	0.8210
R≤3	0.000412	0.9857	0.000412	0.9857

Nota: \*\* significativo a 5% e \*\*\* significativo a 1%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

De acordo com a Tabela 10, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), todos os coeficientes estimados foram significativos ao nível de 5%.

**Tabela 10**- Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o etanol anidro.

LBRA_EA (-1)	LBRA_CP (-1)	LTX_D (-1)	LINT_CBOT (-1)	C
1,0000	-1.568369*** (0.20216) [-7.75796]	0.438641** (0.19221) [ 2.28209]	-1.190992*** (0.18439) [-6.45920]	9.040026 - -

Nota 1: LBRA\_EA = logaritmo neperiano do preço de exportação do etanol anidro (em US\$/L); LBRA\_CP = logaritmo neperiano do custo de produção; LTX\_D = logaritmo neperiano da taxa de câmbio (R\$/US\$); LINT\_CBOT = logaritmo neperiano do preço internacional do etanol (US\$/L); C = constante. Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t. Nota 3: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%, ns não significativo.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Na Equação (12), é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

$$LBRA_{EA_t} = + 1,57 LBRA_{CP} - 0,44 LTX_{D_t} + 1,19 LINT_{CBOT_t} - 9,04 \quad (12)$$

De acordo com a Equação (12), verifica-se que o coeficiente de *pass-through* foi incompleto, indicando que a variação da taxa de câmbio influencia parcialmente o preço de exportação do etanol anidro, ou seja, o aumento de 1% na taxa de câmbio (R\$/US\$) ocasiona uma diminuição de 0,44% no preço de exportação do etanol anidro. O resultado de *pass-through* incompleto também foi encontrado em diversos estudos sobre as exportações brasileiras já citados anteriormente, corroborando com a

presente pesquisa (CRUZ JR. ; SILVA, 2004 ; TEJADA ; SILVA, 2008; FRAGA *et al.*, 2008; CORREA, 2012; COPETTI, VIEIRA ; CORONEL,2012; SOUZA, RANIRO ; ROSA, 2018; E SOUZA, 2018).

Ainda, de acordo com a Equação (12), o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona um aumento de 1,57% no preço de exportação do etanol anidro.

Também foi possível inferir, com base na Equação (12), que o aumento de 1% no preço internacional do etanol determina um aumento de 1,19% no preço de exportação do etanol anidro brasileiro.

Com a finalidade de diagnóstico do modelo, foram estimados testes de correção serial para os resíduos, cujos resultados se encontram na Tabela 11.

**Tabela 11**-Teste de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o etanol anidro.

Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	0.738501	---	0.743004	---	11.38706	0.7850
2	4.967545	---	5.023938	---	18.79915	0.2792
3	14.30748	0.9849	14.53684	0.9829	12.40376	0.7157
4	25.35089	0.9891	25.85462	0.9867	11.65474	0.7674
5	47.98025	0.8683	49.19114	0.8392	24.51477	0.0788
6	60.95551	0.8955	62.65603	0.8639	14.45435	0.5649
7	73.49253	0.9220	75.74849	0.8901	13.03867	0.6699
8	85.25603	0.9480	88.11140	0.9193	13.05132	0.6690
9	102.5783	0.9199	106.4331	0.8708	17.52047	0.3527
10	117.7101	0.9146	122.5411	0.8531	15.74809	0.4707
11	138.9099	0.8333	145.2552	0.7207	25.19638	0.0664
12	153.0616	0.8473	160.5168	0.7249	15.05496	0.5206

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 11, até doze defasa-gens o teste indicou a rejeição da hipótese nula de que a correlação serial é diferente de zero, com 5% de significância. Desta forma, com os resultados de diagnóstico do modelo estimado é válido e apresenta um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

## 4 CONCLUSÕES

O trabalho realizou uma investigação da influência da variação da taxa de câmbio aos preços de exportação do etanol hidratado e anidro. Nesse tocante, os resultados encontrados forneceram indicações

de que o grau de *pass-through* da taxa de câmbio (em R\$/US\$) para os preços de exportação foi incompleto com os coeficientes para o etanol hidratado e anidro de, respectivamente, 0,36 e 0,44.

A partir disso, pode-se inferir que o coeficiente de *pass-through* encontrado determina que depreciações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, dado que não reduzem expressivamente os preços de exportação.

Desse modo, como as variações cambiais determinaram reduzidos efeitos sobre a competitividade do etanol, cabe um enfoque sobre aspectos como o grau de concorrência na formação de preços desse mercado (*pricing to market*) e a elasticidade-preço da demanda. Logo, as características do mercado do etanol como a elevada concentração, porém com reduzido poder de mercado dos exportadores devido ao crescimento da renda mundial, tem possivelmente minimizado o ajuste dos preços decorrentes de depreciações cambiais.

Entre as limitações do presente trabalho, está o fato de o coeficiente de *pass-through* estimado ser estático, ou seja, permitiu a análise geral de um período específico de tempo, não compreendendo o dinamismo da taxa de câmbio e sua influência período a período sobre os preços do mercado doméstico e de exportação. Neste sentido, recomenda-se, para estudos posteriores, o comparativo em sub-períodos, bem como a aplicação do filtro de *Kalman*, como forma de captar a dinâmica do repasse cambial.

## REFERÊNCIAS

- AHDB - Agriculture and Horticulture Development Board. Market Data Centre. Disponível em: <https://cereals.ahdb.org.uk>. Acesso em: 22 mar. 2019.
- ANP – Agência Nacional de Petróleo, Gás Natural e Biocombustível. Disponível em: <http://legislacao.anp.gov.br/?path=legislacao-anp/resol-anp/2013/fevereiro&item=ramp-7--2013>. Acesso em: 17 out. 2019.
- BITTENCOURT, G. M.; FONTES, R. M. O. Competitividade das exportações brasileiras de etanol. In: Anais do 48º Congresso brasileiro de economia e sociologia rural (SOBER), 2010, Campo Grande - MS.
- BITTENCOURT, G. M.; FONTES, R. M. O.; CAMPOS, A. C. Determinantes das exportações brasileiras de etanol. Revista de Política Agrícola, v. 21, n. 4, p. 4-19, 2012.
- BOX, G. E. P.; PIERCE, D. A. Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Time Series Models. Journal of the American Statistical Association, v. 65, n. 332, p. 1509-1526, 1970.
- BREUSCH, T. S. Testing for autocorrelation in dynamic linear models. Australian Economic Papers, 17, 1978.
- BUENO, R. D. L. D. Econometria de séries temporais. São Paulo: Cengage Learning, 2008.
- CEPEA - Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. Preços Agropecuários. Etanol. Disponível em: <https://www.cepea.esalq.usp.br/br/indicador/etanol.aspx>. Acesso em: 28 mar. 2019.
- COPETTI, L. S.; VIEIRA, K. M.; CORONEL, D. A. Transmissão das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação da soja no Brasil e na Argentina. Custos e Agronegócios Online, Recife, v. 8, n. 3, p.113-132, jul./ set. 2012.
- CORREA, A. L. Taxa de câmbio e preços de exportação no Brasil: avaliação empírica dos coeficientes de pass-through setoriais. Economia e Sociedade, Campinas, v. 21, n.1 (44), p.61-91, abr. 2012.
- CRUZ JR., J. C.; SILVA, O. M. Pass-through da taxa de câmbio nos preços de exportação dos produtos agropecuários brasileiros: 1994-2003. In: Anais do XLII Congresso brasileiro de economia e sociologia rural (SOBER), 2004, Cuiabá-MT.
- 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.366, p.427-431, 1979.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. Econometrica, v.49, p.1057-1073, 1981.
- ENDERS, W. Applied Econometric Time Series. Nova York: John Wiley & Sons, 1995.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. Econometrica, Chicago, v.55, n.2, p. 251-276, 1987

FERREIRA, A.; SANZO, A. Exchange rate pass-through: the case of Brazilian exports of manufactures. In: World Congress Of The International Economic Association, 2, Buenos Aires, ago. 1999.

FRAGA, G. J. et al. O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação de soja. *Revista Análise Econômica*, Porto Alegre, n. 49, p. 193-210, 2008.

FRANCK, A. G. S. et al. Análise empírica da competitividade do etanol brasileiro (1999-2016). *Revista de Administração e Negócios da Amazônia*, V.10, n.3, set/dez, 2018.

GODFREY, L. G. Testing for higher order serial correlation in regression equations when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica*, 1978.

GREENE, W. H. *Econometrics Analysis*. 6.ed. New Jersey: Pearson Education, 2008.

HAMILTON, J. D. *Time series analysis*. New Jersey: Princeton University Press, 1994.

HARRIS, R.I.D. *Using cointegration analysis in econometric modelling*. London: Prentice-Hall-Harvester Wheatsheaf, 1995.

IPEA - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/>. Acesso em: 14 jan. 2019.

ITC - International Trade Centre. Trade Map. Disponível em: <https://www.trademap.org>. Acesso em: 15 abr. 2019.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamic and Control*, v.12, p.231-254, 1988.

KWIAKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the alternative of stationary against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root?. *Journal of Econometrics*. p. 159-178, 1992.

MDIC - Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. Balança Comercial. Disponível em: <http://www.mdic.gov.br/index.php/balanca-comercial>. Acesso em: 29 mar. 2019.

MENON, J. Exchange rate and import prices for a small open economy. *Applied Economics*, v. 27, n. 3, p. 297-301, 1995.

MUNDLACK, Y.; LARSON, D. F. On the transmission of world agricultural prices. *The World Bank Review*, v.6, n.1, p.399-422, 1992.

SOUZA, D. K. F. O impacto das variações cambiais nas exportações do milho e do algodão. 2018. 95 f. Dissertação (Mestrado em Economia). Universidade Federal de São Carlos, Sorocaba, 2018.

SOUZA, D. K. F.; RANIRO, L. R.; ROSA, M. B. Análise do pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportação do açúcar. In: *Anais do 56° Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural – SOBER*, Campinas - SP, 2018.

TEJADA, C. A. O.; SILVA, A. G. O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços dos principais produtos exportados pelo Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v.46, n.01, p.171-205, jan-mar/2008

WTO – World Trade Organization. Tariff Analysis Online. Disponível em: <http://tao.wto.org>. Acesso em: 07 out. 2019.

## NOTAS

<sup>1</sup> Este artigo faz parte de uma pesquisa a qual visa estudar a relação entre variações cambiais e os preços de exportação brasileiros do etanol, composto por dois artigos com os comparativos entre o dólar e o euro e entre o etanol hidratado e anidro, e conta com o apoio do CNPq, através da chamada Universal-2018.

<sup>2</sup> Um processo estocástico é estacionário quando a sua média e a sua variância são constantes ao longo do tempo e quando o valor da covariância entre dois períodos de tempo depende apenas da distância, do intervalo ou da defasagem entre os períodos de tempo, e não do próprio tempo em que a covariância é calculada. Em notação matemática, as propriedades do processo estocástico estacionário podem ser representadas por: (Média)  $E(Y_t) = \mu$ , (Variância)  $\text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$  e (Covariância)  $\gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)]$ . Um processo estocástico com as propriedades descritas anteriormente é conhecido, na literatura de séries temporais, como processo fracamente estacionário, ou estacionário em covariância, ou estacionário de segunda ordem, ou estacionário em sentido amplo. Um processo estocástico é fortemente estacionário quando todos os momentos de sua distribuição não variam ao longo do tempo (BUENO, 2008).

<sup>3</sup> Engle e Granger (1987) mostram que, se todas as séries de interesse possuem a mesma ordem de integração  $I(d)$  e existir um vetor  $\alpha$ , com  $\alpha \neq 0$ , em que a combinação linear dessas variáveis seja de ordem  $d - b$ ,  $Z_t = \alpha' X_t \sim I(d - b)$ ,  $b > 0$ , pode-se afirmar que  $X_t$  é um vetor de variáveis cointegradas denotadas por  $X_t \sim CI(d, b)$ .



# Capítulo 9

## TRANSMISSÃO DA VARIAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PREÇOS DE EXPORTAÇÃO DO COMPLEXO DA SOJA: ANÁLISE DOS MERCADOS DOS ESTADOS UNIDOS, DO BRASIL E DA ARGENTINA

[DOI: 10.37423/200500987](https://doi.org/10.37423/200500987)

*Leonardo Sangoi Copetti, UFSM (Mestre em Administração pela Universidade Federal de Santa Maria - UFSM). E-mail: leonardocopetti@hotmail.com*

*Kelmara Mendes Vieira, UFSM (Docente Adjunta do Programa de Pós-Graduação em Administração da Universidade Federal de Santa Maria - UFSM e Bolsista de Produtividade do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). E-mail: kelmara@terra.com.br*

*Daniel Arruda Coronel, Universidade Federal de Viçosa (UFV) (Doutorando em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV) Mestre em Agronegócios pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS) Economista pela Universidade Federal de Santa Maria (UFSM).*



**Resumo:** O objetivo deste trabalho consistiu no exame da relação entre variações cambiais e preços de exportação da soja em grão, dos Estados Unidos, do Brasil e da Argentina, relação definida como o pass-through da taxa de câmbio, tendo como referência o período de janeiro de 2003 a janeiro de 2012. Para isso, fez-se uso dos instrumentais de séries temporais, especialmente do Modelo Vetor de Correção de Erros. Os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportação da soja em grão ocorreu de forma incompleta para os Estados Unidos e para o Brasil, e para a Argentina não foi estatisticamente significativo.

## 1 INTRODUÇÃO

A produção mundial do grão de soja, segundo a *United States Departamento of Agriculture (USDA, 2012)* na safra 2011/2012 foi de 257 milhões de toneladas, sendo que a produção dos Estados Unidos foi de 83,17 milhões de toneladas, a do Brasil de 74 milhões de toneladas e a da Argentina de 50,5 milhões de toneladas, juntos estes países foram responsáveis por aproximadamente 81% da produção mundial.

No quesito exportação, cada um destes países destinou parte de sua produção do grão da soja ao mercado externo. Estados Unidos, por exemplo, canalizou nesta última safra cerca de 41,72% da produção ao mercado externo, já o Brasil destinou aproximadamente 52,70% no mesmo período. A exportação Argentina totalizou 19,41% de sua produção (USDA, 2012).

O farelo de soja também teve sua representatividade de produção nestes três países na safra 2011/2012. Estados Unidos com cerca de 35,09, Argentina, 30,79, e Brasil, 28,29 milhões de toneladas. Somados Estados Unidos, Brasil e Argentina correspondem a mais da metade da produção mundial do farelo de soja.

Da mesma forma, parte da produção de cada país do farelo de soja foi destinada ao mercado externo. Estados Unidos destinou 22,74% à exportação, já o Brasil e a Argentina exportaram, respectivamente, 52,14% e 96,65% da produção do farelo de soja.

Em relação ao óleo de soja, a produção atual foi de 8,44 milhões de toneladas para Estados Unidos, 7,03 milhões de toneladas para o Brasil, e 7,55 milhões de toneladas para Argentina. Estados Unidos exportara aproximadamente 6,40% de sua produção de óleo de soja, Brasil 23,47%, e Argentina 63,97%. Os três países representam também mais da metade da produção global do óleo de soja.

O preço da soja é composto por custos de produção e o sistema de precificação. Por custos de produção entende-se todo o material e mão-de-obra necessários para a atividade agrícola na fazenda (custo das sementes, fertilizantes, adubos, herbicidas, maquinário, combustíveis, trabalho braçal, trabalho de operador de máquinas, assistência técnica, armazenamento, etc) (ORTEGA, 2006).

Segundo Tavares (2004), a soja brasileira perde em competitividade para Estados Unidos e Argentina no quesito logística para a exportação. Enquanto Estados Unidos tem boa parte de sua logística por hidrovias e a Argentina que se utiliza de rodovias, porém com distâncias curtas até o porto que leva ao mercado internacional. O Brasil, por outro lado, é o país com maior custo de transporte até os portos, com distâncias de mais de mil quilômetros.

Além disso, a cultura da soja perpassa por um sistema de precificação. Dentre as variáveis que influenciam no preço, o presente trabalho utilizar-se-á da variação da taxa de câmbio enfocando três

principais abordagens: a da elasticidade da oferta e demanda, a estrutura do mercado e características dos produtos, e *mark-up*, por ser a abordagem mais completa e atual, o *mark-up* será utilizado para a estimação do modelo proposto.

Para a análise do efeito da taxa de câmbio, um dos aspectos relevantes é o entendimento do funcionamento da política cambial dos países envolvidos. Estados Unidos segue uma política cambial livre flutuante, ou seja, a oferta e demanda pela moeda é que define o preço pago por ela nas transações. É o *Federal Reserve* que intervém na economia americana de forma a regular os interesses e bom andamento da política econômica e cambial (NEW YORK FED, 2012).

Na década de 1990 houve um movimento pela abertura comercial no Brasil e na Argentina. Por um lado, o Brasil passava por eliminação de barreiras não-tarifárias e redução de alíquotas de importação, ainda sob governo do Presidente Fernando Collor de Mello (1990-92). Neste sentido, houve a exposição da produção e indústria brasileira à competitividade mundial. Para Rufato & Medeiros (2004), a abertura comercial brasileira iniciada na década de 1990 contribuiu para o incremento da produção do complexo da soja, pois o setor teve que buscar eficiência em seus processos e obter ganhos em escala para competir nos mercados internos e externos. Além disso, com a abertura comercial, verificou-se uma substituição na participação dos Estados Unidos e Argentina, com a Argentina desempenhando uma maior influência na formação dos preços brasileiros (CORONEL *et al.*, 2010).

Em 1995, já com o Plano Real, o governo brasileiro adotou o regime de Bandas Cambiais com limites de flutuação. Segundo Silva (2002), o Regime de Bandas Cambiais são limites de flutuação da taxa de câmbio que do governo propõe para o câmbio, se a taxa extrapolar os limites definidos o governo intervém na economia comprando ou vendendo moeda estrangeira de forma a manter as metas.

Já a partir de 1999 o Brasil adota o Regime de Câmbio Flutuante, ou seja, a taxa de câmbio é definida somente pela demanda e oferta de moeda estrangeira no país. Este regime cambial vigora até os dias de hoje.

A Argentina, por sua vez, adotou o modelo *currency board* para a taxa de câmbio a partir 1991, ou seja, o regime de câmbio fixo. Através deste modelo a moeda Argentina ficou por 10 anos atrelada ao dólar na paridade de 1 para 1. O modelo é aplicado em países que estão passando ou passaram por crises prolongadas na economia e tem como objetivo evitar a excessiva desvalorização do câmbio e crescimento exagerado na inflação (BATISTA, 2002).

Foi a partir de fevereiro de 2002 que o governo Argentino trocou o regime de câmbio fixo pelo livre flutuante. Esta mudança se deu principalmente como forma de ajustar a economia aos contínuos déficits na balança comercial (KOSACOFF, 2007).

Os trabalhos que enfocam a transmissão de preços através da variação da taxa de câmbio sugerem um coeficiente de *pass-through* incompleto. Dentre os estudos, cita-se o de Cruz Jr. & Silva (2004) que analisaram a transmissão da variação da taxa de câmbio sobre os produtos agropecuários brasileiros. Também o de Fraga *et al.* (2008) que estimou o *pass-through* da variação da taxa de câmbio para o grão da soja, bem como o de Tejada e Silva (2008) que aplicaram o mesmo modelo para os principais produtos de exportações brasileiros.

Diante deste contexto, o problema de pesquisa deste trabalho é: Existe diferença entre o grau de *pass-through* para os preços de exportação do complexo da soja (grão, farelo e azeite) entre os mercados americano, brasileiro e argentino, no período compreendido entre 01/2003 a 01/2012?

O presente trabalho investiga a influência da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação do complexo da soja. Este tema é relevante na medida em que é controverso nos círculos de pesquisa em economia e finanças. Para Nakaschi *et al.* (2008), por exemplo, a taxa de câmbio exerce pouca ou nenhuma participação no crescimento e na competitividade das exportações, na medida em que há outras variáveis que possuem maior influência tais como os juros e o crescimento mundial.

Em contraposição a este argumento, Gala (2007) diz que a taxa de câmbio tem grande influência sobre o aumento de produtividade, investimentos e, conseqüentemente, sobre o crescimento e competitividade das exportações. Além disso, convém destacar a participação do agronegócio e do complexo da soja para a receita de exportação dos três países em estudo.

Estados Unidos obteve uma receita de exportação no ano de 2011 de 1.354,10 bilhões de dólares, dos quais 124,57 bilhões corresponderam ao agronegócio e 15,68 bilhões de dólares do complexo da soja. Este teve uma participação de 12,59% sobre o total do agronegócio e 1,16% sobre o total geral das exportações.

Brasil teve uma exportação total de 256,04 bilhões de dólares, dos quais 63 bilhões foram do agronegócio e 24,11 bilhões do complexo da soja. A participação do complexo da soja sobre o total geral das exportações foi de 9,42% e sobre o total do agronegócio foi de 38%.

Argentina, por sua vez, teve um total de 84,27 bilhões de dólares exportados. Destes mais de oitenta e quatro bilhões, 47,03 bilhões foram às exportações do agronegócio, representando mais da metade do total exportado. O complexo da soja exportou 20,05 bilhões de dólares. Este teve uma participação sobre o total exportado de 23,79% e sobre o total do agronegócio de 42,63%.

Neste contexto, ilustrando a importância do estudo da taxa de câmbio, do agronegócio e do complexo da soja para a economia dos países em estudo, principalmente no Brasil e na Argentina, o presente estudo insere-se na medida em que analisa a transmissão de preços de exportação diante da variação da taxa de câmbio.

## 2 REFERENCIAL TEÓRICO

Este capítulo será dividido em três partes. A primeira apresenta a Lei do Preço Único. A segunda trata do panorama geral do complexo da soja nos três países foco do estudo. E a terceira apresenta estudos empíricos sobre transmissão de preços no complexo da soja.

### 2.1 LEI DO PREÇO ÚNICO (LPU)

Para Krugman & Obstfeld (2005), os mercados em concorrência tendem a equiparar-se no preço do mesmo produto vendido, cotados na mesma moeda, no longo prazo, e na inexistência de custos de transporte e barreiras oficiais ao comércio.

Além disso, a Lei do Preço Único (LPU) relaciona-se ao processo de arbitragem internacional que tende a igualar os preços no mercado interno de cada país com o externo. O preço mais baixo do mesmo produto de um país tende a elevar-se em função da quantidade demandada, por outro lado, a arbitragem induz a queda do preço mais alto de outro país pelo excesso de oferta. Ou seja, havendo diferença de preços do mesmo produto, cotados na mesma moeda, os arbitradores comprarão o produto no mercado de preço mais baixo e o venderão onde for mais caro, até que a diferença máxima seja o custo de transporte, de acordo com a Equação 1:

$$P_i - P_j \leq T_{ji} \quad (1)$$

onde:  $P_i$  e  $P_j$  representam, respectivamente, o preço do bem nas regiões  $i$  e  $j$ ; e  $T_{ji}$ , os custos de transação, incluindo os custos de transporte entre as regiões  $i$  e  $j$ .

A LPU assume que os mercados funcionam de maneira eficiente, conforme as características de competição e arbitragem perfeitas. De acordo com Richardson (1978), a Lei do Preço Único pode ser mais bem entendida pela Equação 2:

$$P_{it} = \beta_0 P_{jt}^{*\beta_1} \pi_t^{\beta_2} T_t^{\beta_3} R_t^{\beta_4} \quad (2)$$

onde:  $P_{it}$  é o preço do bem no país  $i$ , no período  $t$ ;  $P_{jt}^*$ , o preço no país  $j$  no período  $t$ ;  $\pi_t$ , a taxa de câmbio;  $T_t$ , os custos de transporte do bem entre os países;  $R_t$ , outros fatores que podem causar diferenciais de preços entre as duas localidades; e  $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_4$  são parâmetros, sendo  $\beta_1$  a elasticidade de transmissão de preços.

A LPU é confirmada se o preço doméstico de um bem, realizados os ajustamentos de câmbio, custos de transferência ou de qualquer diferença em qualidade, seja igual ao seu preço no mercado externo. Se  $\beta_0 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 1$  e  $\beta_4 = 0$ , a LPU será garantida e, dessa forma, as variações no preço internacional serão inteiramente transmitidas ao preço doméstico.

A LPU recebe várias críticas quanto a sua utilização. Para Fackler & Goodwin (2001) e Miljkovic (1999) a LPU é muito restritiva, pois não inclui variáveis como custos de transação e volume negociado entre mercados. Estas variáveis são importantes para o estudo da cointegração e transmissão de preços. Além disso, o próprio pressuposto da arbitragem sofre críticas, pois existem diversos impedimentos para que seja eficiente, como as barreiras comerciais, informação imperfeita e aversão ao risco (RAVALLION, 1986).

Outra questão é que na maioria dos mercados não há competição perfeita, o que possivelmente dá às firmas poder de mercado e de discriminação de preços (STIGLER; SHERWIN, 1985; RAVALLION, 1986). Também a LPU requer que um dos preços seja exógeno; esta é uma pressuposição forte, já que os preços em duas regiões podem ser determinados simultaneamente, pois os agentes trabalham em vários mercados, ou devido às informações que fluem entre eles.

Apesar das críticas, a LPU ainda é muito utilizada em trabalhos científicos para análise da transmissão de preços. Desta forma, considerando a validade da LPU, os preços domésticos de determinado produto deverão ser iguais àqueles que prevalecem no mercado internacional. Ou seja, as variações de preços no mercado externo são transmitidas proporcionalmente aos preços praticados no mercado doméstico no longo prazo, e a elasticidade de transmissão de preços será igual a um.

## 2.2 PANORAMA DO COMPLEXO DA SOJA

Com a finalidade de uma melhor compreensão do mercado da soja nos Estados Unidos, no Brasil e na Argentina, apresentar-se-á alguns dados nas Tabelas de 1 a 3.

Tabela 1 - Volume das exportações americanas do complexo da soja de 2003 até 2011.

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Grão da soja (milhão de toneladas)	24,128	29,860	25,579	30,428	31,538	34,817	40,798	40,859	35,380
Farelo da soja (milhão de toneladas)	4,690	6,659	7,301	7,971	8,384	7,708	10,124	8,259	7,983
Óleo de soja (milhão de toneladas)	0,425	0,600	0,523	0,856	1,320	0,995	1,524	1,466	0,635

% do Grão da soja em relação ao total exportado	82,51%	80,44%	76,58%	77,51%	76,47%	80,00%	77,79%	80,77%	80,41%
% do Farelo de soja em relação ao total exportado	16,04%	17,94%	21,86%	20,31%	20,33%	17,71%	19,30%	16,33%	18,14%
% do Óleo de soja em relação ao total exportado	1,45%	1,62%	1,57%	2,18%	3,20%	2,29%	2,91%	2,90%	1,44%

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do *United States Departamento of Agriculture (USDA)*. Segundo a Tabela 1 é possível perceber o crescimento das exportações do complexo da soja nos Estados Unidos na maior parte dos anos observados. Além disso, a participação do grão da soja no total exportado é a maior em relação ao complexo da soja, oscila de um máximo de 82,51% no ano de 2003 e um mínimo 76,47% registrada no ano de 2007.

Tabela 2 - Volume das exportações brasileiras do complexo da soja de 2003 até 2011.

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Grão da soja (milhão de toneladas)	20,417	20,137	25,911	23,485	25,364	28,578	29,987	29,951	38,500
Farelo da soja (milhão de toneladas)	14,792	14,256	12,895	12,715	12,138	13,109	12,985	13,987	14,750
Óleo de soja (milhão de toneladas)	2,718	2,414	2,466	2,462	2,388	1,909	1,449	1,668	1,675
% do Grão da soja em relação ao total exportado	53,83%	54,71%	62,78%	60,74%	63,58%	65,55%	67,51%	65,67%	70,10%
% do Farelo de soja em relação ao total exportado	39,00%	38,73%	31,24%	32,89%	30,43%	30,07%	29,23%	30,67%	26,85%
% do Óleo de soja em relação ao total exportado	7,17%	6,56%	5,97%	6,37%	5,99%	4,38%	3,26%	3,66%	3,05%

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do *United States Departamento of Agriculture (USDA)*.

A Tabela 2 refere-se ao volume de exportações brasileiras do ano de 2003 até 2011. É possível perceber uma semelhança na composição de exportações do complexo da soja em relação aos Estados Unidos. Ambos os países apresentaram predominância do grão da soja no total do volume exportado,



apesar de que no Brasil a participação do grão em relação ao total do volume exportado do complexo da soja seja menor, oscilou de um mínimo 53,83% no ano de 2003 ao máximo de 70,10% no ano de 2011. Este fato indica uma mudança visível na composição de exportação de soja. Além disso, a grande representatividade do grão na pauta de exportações pode ser parcialmente explicada por uma carga tributária do Brasil que privilegia *commodities* ao invés de produtos manufaturados.

A Lei Complementar n.º 87, de 13 de setembro de 1996, mais conhecida como Lei Kandir, expandiu a desoneração das exportações do Imposto sobre Circulação de Mercadorias (ICMS) antes concedida somente aos produtos industrializados também para os produtos primários (*in natura*) e semi-industrializados. Segundo Soares (2007), a Lei Kandir ganhou força com o advento do Plano Real e os conseqüentes déficits da balança comercial brasileira nos anos seguintes à implementação da política monetária.

Tabela 3 - Volume das exportações Argentinas do complexo da soja de 2003 até 2011.

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Grão da soja (milhões de toneladas)	6,741	9,568	7,249	9,513	13,839	5,590	13,088	9,205	10,800
Farelo da soja (milhões de toneladas)	19,221	20,650	24,197	25,593	26,816	24,025	24,914	27,615	29,760
Óleo de soja (milhões de toneladas)	4,238	4,757	5,597	5,954	5,789	4,704	4,453	4,561	4,830
% do Grão da soja em relação ao total exportado	22,32%	27,36%	19,57%	23,17%	29,80%	16,29%	30,83%	22,24%	23,79%
% do Farelo de soja em relação ao total exportado	63,65%	59,04%	65,32%	62,33%	57,74%	70,00%	58,68%	66,73%	65,57%
% do Óleo de soja em relação ao total exportado	14,03%	13,60%	15,11%	14,50%	12,46%	13,71%	10,49%	11,02%	10,64%

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do *United States Departamento of Agriculture (USDA)*.

Pela análise da Tabela 3 é possível identificar a grande representatividade do farelo de soja no total exportado pela Argentina, chegando a um máximo de 70% do total exportado em 2008. Além disso, observa-se uma participação do óleo de soja no total exportado maior, de um máximo de 14,50% em 2006 a um mínimo 10,49% em 2009. Na comparação da participação do óleo de soja no total exportado por Estados Unidos e Brasil, que atingiu um máximo de, respectivamente, 3,09% e 7,17%.

Um dado importante na análise do crescimento do volume exportado é a taxa geométrica de crescimento. Esta parte da hipótese que o crescimento se deu de forma constante, semelhante a um cálculo de juros compostos. A única diferença é o acréscimo de um termo de erro, pois a fórmula dos juros compostos não funciona de maneira precisa (GUJARATI, 2011). Na Tabela 4 podemos identificar as taxas geométricas de crescimento para Estados Unidos, Brasil e Argentina.

Tabela 1 - Taxas geométricas de crescimento com base no volume exportado do complexo da soja de 2003 até 2011 para Estados Unidos, Brasil e Argentina.

Produto	EUA	Brasil	Argentina
Grão	3,53%	8,56%	5,68%
Farelo	3,29%	1,88%	6,58%
Óleo	4,47%	0,62%	3,54%
Complexo da soja	5,51%	5,80%	5,99%

Fonte: Elaboração do autor com a utilização do software Eviews.

É possível perceber com a análise da Tabela 4 o maior crescimento do grão de soja para Brasil, num total de 8,56%. Este fato pode ser parcialmente explicado por uma política brasileira que privilegia exportações de *commodities* a produtos manufaturados.

Além disso, como principais importadores de soja estão a União Européia e países como Holanda, Alemanha e Espanha, bem como China e Japão. Um dos grandes desafios que os exportadores de soja enfrentam são as barreiras tarifárias e não-tarifárias impostas pelos importadores. A União Européia, por exemplo, exige que a soja atenda determinados padrões de cultivo orgânico, que por vezes são mecanismos protecionistas disfarçados (CORONEL; MACHADO e CARVALHO, 2009).

## 2.3 TRANSMISSÃO DE PREÇOS: ESTUDOS EMPÍRICOS

Machado & Margarido (2001) analisaram o comportamento sazonal e a transmissão de preços do grão da soja entre a *Chicago Board of Trade* (CBOT), preços CIF do Porto de Rotterdam, e preços FOB no Brasil e Argentina. A análise foi realizada no período de janeiro de 1991 à setembro de 1999, com cotações mensais, totalizando 105 observações. O modelo utilizado foi o X-11 ARIMA. Este modelo decompõe a série original em: sazonal (*Seasonal – St*), tendência do ciclo (*Cycle Tendency – Ct*), troca do dia (*Trading-Day – Dt*) e o residual (*residual - It*). O componente *St* captura as modificações que se repetem constantemente durante um ano. Já o componente *Ct* inclui a tendência do ciclo do negócio. *Dt* refere-se às variações relacionadas com a composição do calendário. Por último, o *It* está

relacionado às informações não explicadas pelos componentes anteriores. Além da aplicação deste modelo, os autores realizaram o teste de causalidade de Granger.

A apresentação dos resultados partiu de uma análise gráfica e da análise do índice sazonal apresentado por cada mercado. Foi observado que Rotterdam apresenta uma variação de menor amplitude se comparado à CBOT. Como explicação os autores sugeriram que a estabilidade de preços na União Européia está relacionada ao contínuo fornecimento de soja tanto pelos EUA quanto pelo Brasil e Argentina (quando estes estão no período de entressafra àquele está no período de colheita e assim sucessivamente).

Além disso, com a aplicação do modelo X-11ARIMA, obtiveram o resultado que todas as séries foram automaticamente ajustadas, com a exceção dos preços FOB do Brasil que foi necessário a introdução de 2 parâmetros auto-regressivos. Além disso, o X-11 ARIMA obteve a predominância do parâmetro média móvel de ordem 12 para as quatro séries de preços, indicando o ciclo de produção da soja até a chegada no mercado.

Por fim, os autores concluíram pela análise do teste de causalidade de Granger que os preços da soja de Rotterdam causam os preços no Brasil e na Argentina. O inverso não ocorreu. Já os preços da CBOT são independentes, ou seja, não causam nem são causados por nenhuma outra série de preços.

Outra análise comparativa para os mercados exportadores de soja foi a de Margarido; Fernandes & Turolla (2002) que utilizaram o modelo de Mundlack e Larson (1992), baseado na Lei do Preço Único, com a finalidade de calcular a elasticidade da transmissão de preços entre os mercados do Brasil (preço FOB) e o Porto de Rotterdam (preço CIF). O período de análise pelos foi de julho de 1994 a setembro de 2001. Foram realizados os seguintes testes: estacionariedade das séries (teste ADF), de causalidade de Granger, de co-integração de Johansen, o modelo vetorial de correção de erros, à estimação de uma função impulso-resposta, bem como, testes de exogeneidade das séries.

Como resultado, acusaram presença de raiz unitária nas séries de preços, ou seja, as séries não apresentaram-se estacionárias em nível. Após a diferenciação logarítmica, as séries apresentaram-se estacionárias e integradas de ordem 1. O teste de co-integração revelou que estes dois mercados são co-integrados e, com isso, apresentam relação de equilíbrio de longo prazo. Além disso, foi possível concluir que no longo prazo as variações no mercado externo são transmitidas integralmente para os preços FOB do grão da soja no mercado brasileiro.

Os dois estudos descritos nos parágrafos acima apresentam convergência de resultados, tanto Machado & Margarido (2001) quanto de Margarido; Fernandes & Turolla (2002) concluíram que há causalidade entre o mercado europeu e o brasileiro e que os preços CIF de Rotterdam precedem os

preços cotados no mercado brasileiro, ou seja, os preços europeus são transmitidos para o mercado brasileiro.

Margarido; Turolla; Bueno (2007) utilizando-se também o modelo de Mundlack e Larson (1992) chegaram a conclusões semelhantes. O estudo analisou a transmissão de preços do grão da soja entre os mercados europeus, brasileiros, argentinos e americanos. O período analisado pelos autores foi de outubro de 1995 até outubro de 2003. Foram utilizadas cotações mensais. Os preços coletados no mercado europeu correspondem aos preços CIF (*Cost, Insurance and Freight*) do Porto de Rotterdam na Holanda, considerado a porta de entrada das importações de *commodities* agrícolas na Europa. Para analisar o mercado americano os autores utilizaram os preços da *Chicago Board Trade* (CBOT). Já para os mercados brasileiros e argentinos foram utilizados preços FOB (*Free on Board*). Além disso, foram realizados testes de estacionariedade das séries (teste ADF), de causalidade de Granger, de cointegração de Johansen, um modelo de correção de erros, à estimação de uma função impulso-resposta, bem como, testes de exoneidade da séries.

Os autores confirmaram os postulados da Lei do Preço Único no longo prazo, ou seja, de que todos preços de mercados locais tendem a igualar-se no longo prazo. Outra importante conclusão deste estudo foi a de que Brasil e Argentina apresentaram-se como mercados tomadores de preços. Já o Porto de Rotterdam e a *Chicago Board Trade* foram apontados como formadores de preços.

Cruz Jr. & Silva (2004) estudaram o coeficiente de *pass-through* para os produtos agropecuários brasileiros no período compreendido de 1994 a 2003. Foram utilizadas as seguintes séries para a estimação do modelo: o índice de preços de exportação para produtos agropecuários do Brasil, para o custo de produção foi utilizado como *proxy* o índice de preços de atacado para lavouras de exportação (IPA-OG), a taxa de câmbio utilizada foi a nominal real/dólar para compra no fim do período, e para o preço internacional foi utilizado série de preços de importação de *commodities* dos Estados Unidos.

Como resultado do estudo foi encontrado um coeficiente de *pass-through* -0,53, isto que dizer que as variações da taxa de câmbio afetam parcialmente o preço de exportação dos produtos agropecuários brasileiros.

Já o trabalho de Fraga *et al.* (2008) que também utilizou o coeficiente *pass-through* da taxa de câmbio para os preços mensais de exportação da soja em grão do Brasil no período de julho de 1994 a dezembro de 2004. Os autores utilizaram testes de raiz unitária (ADF), de co-integração de Johansen e modelo vetorial de correção de erros (VEC). Como constatação do trabalho, verificou-se que a transmissão dos preços internacionais para o mercado exportador brasileiro se dá como um

coeficiente de *pass-through* de -0,34 , ou seja, que há influência das políticas cambiais sobre o preço do exportador. A política cambial adotada reflete nos lucros do exportador: se o câmbio é apreciado, o exportador é obrigado a cumprir seus lucros; do contrário, quando o câmbio é depreciado, o exportador aumenta rendimento e margem de lucro.

Em consonância com os estudos de Cruz Jr. & Silva (2004) e Fraga *et al.* (2008), Tejada e Silva (2008) analisaram o coeficiente de *pass-through* dos principais produtos exportados pelo Brasil. Os autores calcularam o *pass-through* dos seguintes setores: peças e outros veículos, siderurgia, extrativa mineral, máquinas e tratores, veículos automotores, óleos vegetais, refino de petróleo, madeira e mobiliário, beneficiamento de produtos vegetais, metalurgia de não-ferrosos, celulose papel e gráfica, material elétrico, elementos químicos e equipamentos eletrônicos. Segundo eles, estes setores foram responsáveis por 65,86% das exportações totais brasileiras no ano de 2004. A diferença deste estudo é que obteve um coeficiente de *pass-through* variável no período de tempo estudado. Contudo, o grau de transmissão de preços também oscilou entre o zero e o menos um, indicando que a variação da taxa de câmbio afeta parcialmente o preço das exportações brasileiras.

### 3 MÉTODO

Este capítulo é dedicado ao método de estudo aplicado neste trabalho. O presente é caracterizado como quantitativo descritivo, pois investiga a transmissão de preços de exportação através da variação da taxa de câmbio dos Estados Unidos, Brasil e Argentina.

#### 3.1 MODELOS DE TRANSMISSÃO DE PREÇOS

O presente estudo visa estudar a transmissão de preços de exportação do complexo da soja diante das variações cambiais. A literatura especializada trata deste tema utilizando três abordagens diferentes: (1) A abordagem das elasticidades; e a (2) A abordagem da estrutura do mercado e características dos produtos; e (3) A abordagem *Mark-up*.

A abordagem das elasticidades considera a elasticidade-preço relativa à oferta e demanda por um determinado produto. No caso de exportação, o grau de *pass-through* aumentará quanto maior for à elasticidade preço de demanda e menor for à elasticidade preço de oferta, de acordo com as seguintes equações:

$$n_x = \frac{q_x}{p^*_x} \quad (3)$$

$$\tau_x = \frac{q_x}{p_x} \quad (4)$$

onde:  $x$  são as exportações;  $q$  é a taxa de variação na quantidade;  $p$  é taxa de variação no preço doméstico;  $p^*$  é taxa de variação do preço no resto do mundo;  $n_x$  representa a elasticidade-preço da demanda por exportações; e  $\tau_x$  a elasticidade-preço da oferta de exportações.

Sendo que:

$$p_x = e + p^* x \quad (5)$$

onde:  $e$  = variação na taxa de câmbio (nº de unidades de moeda doméstica que podem ser trocadas por uma unidade de moeda estrangeira);

De outra forma:

$$q_x = -n_x(p^* x) \quad (6)$$

Reescrevendo e substituindo as Equações 5 e 6 na equação 3:

$$\tau_x = \frac{-n_x(p^* x)}{e + p^* x} \quad (7)$$

Ou:

$$p^* x = \left[ \frac{-\tau_x}{n_x + \tau_x} \right] e \quad (8)$$

A Equação 8 mede a taxa de variação no preço das exportações em moeda estrangeira e a expressão entre colchetes mede o impacto das variações na taxa de câmbio sobre o preço das exportações, ou seja, o coeficiente de *pass-through* (MENON, 1995).

O coeficiente de *pass-through* pode enquadrar-se em três situações possíveis:

- 1º) pode ser completo, quando  $p^* x = -1$ ;
- 2º) pode ser incompleto, quando  $-1 < \left[ \frac{-\tau_x}{n_x + \tau_x} \right] < 0$ ;
- 3º) pode ser nulo, quando  $p^* x = 0$ .

Segundo Tejada & Silva (2008), a limitação dessa abordagem está em não fornecer qualquer informação sobre o *timing* da resposta dos preços às mudanças na taxa de câmbio.

A abordagem da estrutura do mercado e características dos produtos apresenta dois tipos de pressuposições que afetam o grau de competitividade do exportador. Em primeiro lugar, a fixação de preços dependerá do quanto o bem importado é substituto para o bem comercializado no próprio país. Segundo, a integração ou separação dos mercados também afetam a fixação dos preços. Quanto

menor for o grau de substituição entre esses bens e quanto menor for o grau de integração de mercado, maior será o poder de mercado dos vendedores (TEJADA & SILVA, 2008).

A abordagem *mark-up* apresentada por Ferreira (2000) a partir de algumas adaptações no modelo original de Menon (1995) considera que o preço de exportação em moeda estrangeira representa um *mark-up* que excede o custo de produção em moeda estrangeira. Este modelo pode ser melhor representado pelas equações que seguem:

$$P^*X = \pi(CP/E) \quad (9)$$

onde:  $P^*X$  é o preço de exportação em moeda estrangeira;  $\pi$  é o *mark-up*, que é expresso da seguinte forma  $(1 + \lambda)$ , onde  $\lambda$  é a margem de lucro; e  $(CP/E)$  é o custo de exportação em moeda estrangeira, onde  $CP$  é o custo de produção e  $E$  é a taxa de câmbio nominal.

A Equação 9 pode ser reescrita da seguinte forma:

$$P^*X = (1 + \lambda)(CP/E) \quad (10)$$

A pressão competitiva do mercado é medida através da Equação 11:

$$(1 + \lambda) = \left[ \frac{PW}{(CP/E)} \right]^\alpha \quad (11)$$

onde:  $PW$  é o preço das exportações mundiais.

Juntando as Equações 10 e 11:

$$\ln P^*X = (1 - \alpha) \ln(CP/E) + \alpha \ln PW \quad (12)$$

Ampliando-se a Equação 12 e considerando que o somatório dos coeficientes dos termos dependentes não seja igual a 1:

$$\ln P^*X = \phi_0 + \phi_1 \ln CP + \phi_2 \ln E + \phi_3 \ln PW + \varepsilon \quad (13)$$

onde:  $\ln P^*X$  representa o logaritmo natural do preço de exportação do complexo da soja (grão-farelo-óleo) medido em Euro de cada país;  $\ln CP$  é o custo de produção do país exportador;  $\ln E$  é a taxa de câmbio do país em relação ao Euro;  $\ln PW$  é o preço internacional do complexo da soja cotado em Euro; e  $\varepsilon$  é um erro aleatório.

O coeficiente de *pass-through* é representado por  $\phi_2$ . A análise do resultado deste coeficiente deverá ser feita da seguinte forma:

1º)  $\phi_2 = 0$ , significa que a taxa de câmbio não exerce influência sobre preços de exportação;

2º)  $\phi_2 = -1$ , significa que a mudança na taxa de câmbio afeta integralmente os preços de exportação;  
 3º)  $-1 < \phi_2 < 0$ , significa que a mudança na taxa de câmbio afeta parcialmente os preços de exportação.  
 Esta última abordagem (*mark-up*) de transmissão de preços será adotada no presente trabalho por ser considerada a mais completa e atual.

### 3.1.1 ESTACIONARIEDADE DOS DADOS

O processo de verificação da estacionariedade das séries temporais tem o objetivo de identificar se os dados mantêm suas médias e variâncias constantes ao longo do período estudado (GUJARATI, 2011). Para isso, pode ser usada a função de correlação, definida pela equação 14:

$$\hat{\rho}_k = \frac{\hat{\gamma}_k}{\hat{\gamma}_0} \quad (14)$$

onde:  $\hat{\rho}_k$  é a função de correlação da amostra;  $\hat{\gamma}_k$  é a covariância com defasagem k da amostra; e  $\hat{\gamma}_0$  é a variância da amostra.

Sendo que:

$$\hat{\gamma}_k = \frac{\sum(Y_t - \bar{Y})(Y_{t+k} - \bar{Y})}{n} \quad (15)$$

$$\hat{\gamma}_0 = \frac{\sum(Y_t - \bar{Y})^2}{n} \quad (16)$$

onde:  $\hat{\gamma}_k$  é a variância da amostra;  $\bar{Y}$  é a média da amostra; e n é o tamanho da amostra.

Desta forma, para que uma série seja estacionária a função de correlação deverá assemelhar-se ao correlograma de uma série ruído branco, ou seja, com média zero, variância constante e sem correlação serial (GUJARATI, 2011).

Além da função de correlação, utiliza-se também o teste de raiz unitária como forma de diagnosticar a estacionariedade das séries temporais. Para o presente trabalho foram utilizados os testes *Augmented Dickey Fuller* (ADF) e *Kwiatkowski, Philips, Schmidt e Shin* (KPSS).

O teste ADF é um teste robusto para resíduos que não apresentam normalidade e com presença de heterocedasticidade, contudo, os dados não podem estar autocorrelacionados (DICKEY & FULLER, 1979). Ele pode ser mais bem compreendido através da equação 17:

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \beta_{1t} + \gamma Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{\rho-1} \rho_{j+1} \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (17)$$

onde:  $\Delta Y_t$  é o operador de diferenças;  $\alpha_1$  é a constante;  $\beta_{1t}$  é o componente de tendência do modelo;  $\gamma Y_{t-1}$  é o  $\rho-1$  que testará a estacionariedade ou não da série ao se regredir a variável  $Y_{t-1}$ ;  $\sum_{j=1}^{\rho-1} \rho_{j+1} \Delta Y_{t-j}$



são as defasagens incluídas no modelo ADF para garantir a não autocorrelação nos resíduos;  $\varepsilon_t$  é o termo de erro.

Como hipótese nula, o ADF testa a presença de raiz unitária ( $\rho=1$ ) contra a hipótese alternativa de que a série é estacionária ( $\rho>1$ ), considerando também a presença ou não da constante e/ou da tendência.

Já o Teste KPSS segue a Equação 18:

$$Y_t = \delta X_t + u_t \quad (18)$$

onde:  $Y_t$  é a variável para a qual será analisada a estacionariedade e  $X_t$  é a variável exógena. O teste estatístico é baseado nos resíduos oriundos da Equação 18, pelo teste de LM (Maximo verossimilhança), identificado na Equação 19:

$$LM = \frac{\sum_t S(t)^2}{T^2 f_0} \quad (19)$$

onde:  $f_0$  é o estimador espectral de frequência zero (*frequency zero spectrum estimator*) dos resíduos; e  $S(t)$  é a função de resíduos cumulativa denotada por:

$$S(t) = \sum_{r=1}^t \hat{u}_r \quad (20)$$

O teste KPSS tem como hipótese nula a estacionariedade da série. Este teste tem sido utilizado pela literatura como uma contraposição aos testes em que a hipótese nula de existência de raiz unitária é testada (MADDALA & KIM, 1998).

### 3.1.2 COINTEGRAÇÃO

Duas ou mais séries são ditas cointegradas quando em conjunto apresentam um comportamento não espúrio, significativo e com resíduos estacionários. Individualmente estas séries costumam ser não estacionárias em nível e estacionárias em primeira diferença. Cointegração é a presença de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis (GUJARATI, 2011). Para tanto, será utilizado o teste de Johansen (1988), identificado na Equação 21:

$$Y_t = \delta + \Theta_1 Y_{t-1} + \dots + \Theta_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (21)$$

onde:  $\Theta$  é uma matriz de parâmetros  $k \times k$ ; e  $\varepsilon_t$  é um vetor  $k$ -dimensional de termos ruído branco com matriz de covariância  $\Sigma$ .

A Equação 19 pode ser reparametrizada em termos de um modelo vetorial de correção de erro (VEC), identificado na Equação 22:

$$\Delta Y_t = \delta + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \Pi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (22)$$

onde:  $\Pi = \gamma\beta$  e as combinações lineares  $\beta'Y_{t-1}$  representam as relações de cointegração.

De acordo com Harris (1995), a principal vantagem de escrever o sistema em termos do modelo de correção de erro refere-se à inclusão de informações tanto de curto quanto de longo prazo, via ajustes no  $\Delta Y_t$ , as quais são dadas pelas estimativas dos parâmetros  $\Gamma_i$  e  $\Pi$ .

A determinação do número de vetores de cointegração requer conhecimento sobre o posto ou rank ( $r$ ) da matriz  $\Pi$ . Conforme Enders (1995), existem três possibilidades:

- i) o posto de  $\Pi$  ser completo. Nessa situação, qualquer combinação linear entre as variáveis é estacionária e o ajuste do modelo deve ser efetuado com as variáveis em nível;
- ii) o posto de  $\Pi$  ser nulo, logo não há relacionamento de cointegração e o modelo deve ser ajustado com as variáveis em diferença; e
- iii) a matriz  $\Pi$  ter posto reduzido. Nesse caso, há  $r$  vetores de cointegração, em que  $0 < r < n$ .

Para a identificação da presença de vetores de cointegração utilizou-se os testes do traço e do máximo autovalor. Para Enders (1995), o teste do traço busca testar a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração distintos seja inferior ou igual a  $r$  contra a hipótese alternativa de que o número desses vetores seja maior do que  $r$ , podendo ser expresso por:

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (23)$$

onde:  $\hat{\lambda}_i$  são os valores estimados das raízes características obtidos da matriz  $\Pi$ ; e  $T$  é o número de observações.

Já o teste do máximo autovalor pretende testar a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração seja  $r$  contra a hipótese alternativa de existência de  $r+1$  vetores de cointegração, podendo ser representado pela Equação 24:

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (24)$$

### 3.1.3 MODELO VETORIAL DE CORREÇÃO DE ERROS

O equilíbrio de longo prazo na regressão de cointegração pode não se refletir no curto prazo, desta forma, o *Vector Error Correction Model* (VEC) – Modelo vetorial de correção de erros – tem a finalidade de estabilizar o comportamento de curto e longo prazo entre as variáveis (GUJARATI, 2011).

O mecanismo de correção de erros consiste na inclusão do resíduo da equação de co-integração (com uma defasagem) na estimação do modelo econométrico especificado nas diferenças, originando o Modelo com Correção de Erro, conforme Equação 25 (GUJARATI, 2011):

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta X_t + \alpha_2 \mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (25)$$

onde:  $\Delta$  indica primeira diferença;  $\mu_{t-1}$  é o valor defasado em um período do resíduo da regressão de co-integração; e  $\varepsilon_t$  o termo de erro.

Conforme Gujarati (2011),  $\Delta X_t$  captura as perturbações a curto prazo em  $X_t$ , enquanto que  $\mu_{t-1}$  (também chamado de termo de correção de erro) captura o ajustamento para o equilíbrio a longo prazo, sendo que se  $\alpha_2$  for estatisticamente significativo, nos diz qual a proporção do desequilíbrio em  $Y_t$  em um período é corrigida no período seguinte.

## 3.2 FONTE DOS DADOS

Os dados para estimação do modelo apresentado na equação 11 foram coletados nas seguintes fontes: *United States Departamento of Agriculture (USDA)*, IPEADATA, Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC) e *Secretaría de Agricultura, Ganadería, Pesca Y Alimentación (SAGPYA)*. O período analisado foi o de Janeiro/2003 a Janeiro/2012, com cotações mensais, totalizando 109 observações. O período inicial selecionado foi para evitar o efeito da crise cambial na Argentina (FILHO, 2008). Já o período final foi a data em que os modelos foram rodados no *software*. O preço de exportação do grão da soja para o mercado americano utilizado foi o do *Yellow Cash Central Illinois*, já para o farelo e óleo de soja americano foi utilizado os preços da região de Decatur, IL.

Para os mercados brasileiro e argentino foram utilizados, respectivamente, preços FOB de Paranaguá e preços FOB de Buenos Aires. Os valores do custo de produção para o mercado americano foi utilizado como *proxy* o *Production Index*, índice dos custos de produção para o agricultores. Já para o farelo e óleo de soja americano foi utilizado os preços da região de Decatur, IL. Para os mercados brasileiro e argentino foram utilizados, respectivamente, preços FOB de Paranaguá e preços FOB de Buenos Aires. Os valores do custo de produção para o mercado americano foi utilizado como *proxy* o *Production Index*, índice dos custos de produção para o agricultores. Já para o mercado brasileiro foi utilizado o Índice de Preços ao Produtor Amplo<sup>1</sup> (IPA), e no mercado argentino o *Indice de precios básicos del productor* (IPP). A variável CÂMBIO foi, respectivamente, para os mercados americanos, brasileiros e argentinos a taxa nominal de câmbio para compra no fim do período calculada em Dólar/Euro, Real/Euro e Peso/Euro. O preço internacional do complexo da soja foi utilizado os preços CIF do Porto de Rotterdam na Holanda, entrada de produtos na Europa.

Além disso, para a estimação dos modelos foi utilizado o *software Eviews*®.

## 4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Como forma de indicar a ordem de integração das séries de análise foram aplicados dois testes de estacionariedade: ADF – *Dickey- Fuller* Aumentado; e KPSS – *Kwiatkowski, Philips, Schmidt e Shin*. Os resultados estão listados nas Tabelas 5 e 6.

Tabela 2 - Testes de raiz unitária em nível aplicados nas séries mensais de preços médios de exportação dos produtos do complexo soja (€/tonelada) para Estados Unidos, Brasil e Argentina, Índices de Custo de Produção para os três países, e Taxa de Câmbio nominal (US\$/€, R\$/€, e \$/€), no período janeiro de 2003 a janeiro de 2012.

Séries	Teste ADF			Teste KPSS		
	Modelo	Estatística de teste		Modelo	Estatística de teste	
LEUA_G	intercepto	-1,984286	ns	intercepto	1,012225	***
LBRA_G	intercepto	-1,955679	ns	intercepto	1,048862	***
LARG_G	intercepto	-1,777950	ns	intercepto	1,072270	***
LEUA_F	intercepto	-2,026565	ns	intercepto	0,948799	***
LBRA_F	intercepto	-1,565186	ns	intercepto	0,908759	***
LARG_F	intercepto	-1,166256	ns	intercepto	0,902790	***
LEUA_O	intercepto	-2,071385	ns	intercepto	0,998132	***
LBRA_O	intercepto	-1,843669	ns	intercepto	1,035906	***
LARG_O	intercepto	-1,317622	ns	intercepto	1,032214	***
LEUA_CP	intercepto	0,039358	ns	intercepto	1,289061	***
LBRA_CP	intercepto	-3,050533	**	intercepto	1,210319	***
LARG_CP	intercepto	-0,560657	ns	intercepto	1,330010	***
LEUA_E	intercepto	-3,197383	**	intercepto	0,948914	***
LBRA_E	intercepto	-1,529251	ns	intercepto	0,719923	**
LARG_E	intercepto	-2,384810	ns	intercepto	1,283861	***
LINT_G	intercepto	-1,892280	ns	intercepto	1,081951	***
LINT_F	intercepto	-1,924338	ns	intercepto	1,042842	***
LINT_O	intercepto	-1,944449	ns	intercepto	1,071465	***

Nota 1: \*\*\* significativo a 1%, \*\* significativo a 5%, \* significativo a 10%, <sup>ns</sup> não significativo

Nota 2: LEUA\_G, LBRA\_G e LARG\_G = logaritmos *neperianos* do preço médio de exportação do grão de soja (€/tonelada) nos Estados Unidos, no Brasil e na Argentina; LEUA\_F, LBRA\_F e LARG\_F = logaritmos *neperianos* do preço médio de exportação do farelo de soja (€/tonelada) nos Estados Unidos, no Brasil e na Argentina; LEUA\_O, LBRA\_O e LARG\_O = logaritmos *neperianos* do preço médio de exportação do óleo de soja (€/tonelada) nos Estados Unidos, no Brasil e na Argentina; LEUA\_CP, LBRA\_CP e LARG\_CP = logaritmos *neperianos* do custo de produção nos Estados Unidos, no Brasil e na Argentina; LEUA\_E, LBRA\_E e LARG\_E = logaritmos *neperianos* da taxa de câmbio nominal (US\$/€, R\$/€, e \$/€) para Estados Unidos, Brasil e Argentina; LINT\_G, LINT\_F e LINT\_O = logaritmos *neperianos* do preço médio internacional (€/tonelada) para o grão, farelo e óleo de soja.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Pela análise da Tabela 5 observa-se que todas as séries são não estacionárias em nível com 5% de significância. Já os resultados da Tabela 6 indicam que efetuada a primeira diferença as séries tornam-se estacionárias.

Tabela 6 - Testes de raiz unitária em primeira diferença aplicados nas séries mensais de preços médios de exportação dos produtos do complexo soja (€/tonelada) para Estados Unidos, Brasil e Argentina, Índices de Custo de Produção para os três países, e Taxa de Câmbio nominal (US\$/€, R\$/€, e \$/€), no período janeiro de 2003 a janeiro de 2012.

Séries	Modelo	Teste ADF		Modelo	Teste KPSS	
		Estatística de teste			Estatística de teste	
LEUA_G	intercepto	-7,146968	***	intercepto	0,050118	ns
LBRA_G	intercepto	-8,717324	***	intercepto	0,061459	ns
LARG_G	intercepto	-8,145964	***	intercepto	0,057975	ns
LEUA_F	intercepto	-8,726837	***	intercepto	0,050786	ns
LBRA_F	intercepto	-8,774313	***	intercepto	0,046981	ns
LARG_F	intercepto	-9,499170	***	intercepto	0,049496	ns
LEUA_O	intercepto	-7,625274	***	intercepto	0,054493	ns
LBRA_O	intercepto	-7,922255	***	intercepto	0,045584	ns
LARG_O	intercepto	-10,898690	***	intercepto	0,042760	ns
LEUA_CP	intercepto	-7,134033	***	intercepto	0,067872	ns
LBRA_CP	intercepto	-4,113490	***	intercepto	0,386338	*
LARG_CP	intercepto	-4,900022	***	intercepto	0,271578	ns
LEUA_E	intercepto	-7,767806	***	intercepto	0,312624	ns
LBRA_E	intercepto	-8,350207	***	intercepto	0,226573	ns
LARG_E	intercepto	-9,442226	***	intercepto	0,312127	ns

LINT_G	intercepto	-7,631788	***	intercepto	0,062590	ns
LINT_F	intercepto	-6,680348	***	intercepto	0,072451	ns
LINT_O	intercepto	-7,141231	***	intercepto	0,049295	ns

Nota 1: \*\*\* significativo a 1%, \*\* significativo a 5%, \* significativo a 10%, ns não significativo

Nota 2: LEUA\_G, LBRA\_G e LARG\_G = logaritmos neperianos do preço médio de exportação do grão de soja (€/tonelada) nos Estados Unidos, no Brasil e na Argentina; LEUA\_F, LBRA\_F e LARG\_F = logaritmos neperianos do preço médio de exportação do farelo de soja (€/tonelada) nos Estados Unidos, no Brasil e na Argentina; LEUA\_O, LBRA\_O e LARG\_O = logaritmos neperianos do preço médio de exportação do óleo de soja (€/tonelada) nos Estados Unidos, no Brasil e na Argentina; LEUA\_CP, LBRA\_CP e LARG\_CP =

logaritmos neperianos do custo de produção nos Estados Unidos, no Brasil e na Argentina; LEUA\_E, LBRA\_E e LARG\_E = logaritmos neperianos da taxa de câmbio nominal (US\$/€, R\$/€, e \$/€) para Estados Unidos, Brasil e Argentina; LINT\_G, LINT\_F e LINT\_O = logaritmos neperianos do preço médio internacional (€/tonelada) para o grão, farelo e óleo de soja.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Efetuada os testes de estacionariedade das séries e identificada a ordem de integração, a próxima etapa consiste em analisar individualmente a dinâmica do repasse cambial nos três países.

## 4.1 ESTADOS UNIDOS

O crescimento do volume exportado pelos Estados Unidos tem significativa importância no contexto mundial. Em 2003, por exemplo, o volume exportado do complexo da soja chegou a 29.243 milhões de toneladas, já no final de 2011 passou para 43.998 milhões de toneladas, representando um aumento de 150% (USDA, 2012).

Nas Figuras 1, 2 e 3 é possível identificar a evolução do preço médio de exportação do grão, farelo e óleo de soja nos Estados Unidos e a taxa de câmbio nominal (US\$/€) de janeiro de 2003 até janeiro de 2012. A linha tracejada refere-se à média do preço do grão, farelo e óleo de soja, respectivamente.

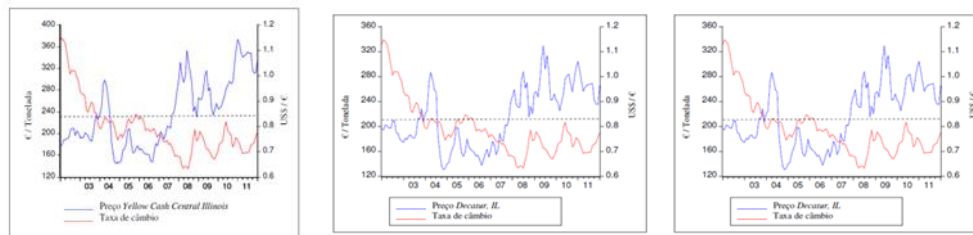


Figura1- OBS: A linha tracejada refere-se ao preço médio de exportação do grão, farelo e óleo de soja (€ / tonelada), respectivamente, 238,10 €, 215,62 €, e 557,22 €.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Para a realização do teste de cointegração foi verificado o número de defasagens para acrescentar no modelo. Os critérios para a seleção de defasagem do VAR auxiliar identificaram o total de 2 (duas) defasagens para as três equações estimadas. A análise do teste de cointegração de Johansen revelou a existência de uma equação de cointegração em cada modelo. Desta forma, a estimativa do Vetor de cointegração para o grão, farelo e óleo de soja dos EUA pode ser observada nas Equações 26, 27 e 28, indicando as elasticidades das variáveis. Foram efetuados testes diagnósticos de correlação serial dos modelos que revelaram a validade dos mesmos.

$$LEUA\_G_t = - 1,3151 + 0,6497LEUA\_E_t + 1,4454LINT\_G_t \quad (26)$$

$$LEUA\_F_t = - 0,6377 + 1,1097LEUA\_E_t + 1,3117LINT\_F_t \quad (27)$$

$$LEUA\_O_t = 6,9539 - 1,8421LEUA\_CP_t + 1,3183 LINT\_O_t + 0,0058TEND \quad (28)$$

## 4.2 BRASIL

O crescimento do volume exportado do complexo da soja pelo Brasil de 2003 a 2011 passou de 37.927 para 54.925 milhões de toneladas, aumento de 145% (USDA, 2012). Paralelamente ao crescimento do volume exportado observou-se o acréscimo na demanda mundial do produto como indicado nas Figuras 4, 5 e 6, mostrando a elevação mais que proporcional do preço médio de exportação no Brasil.

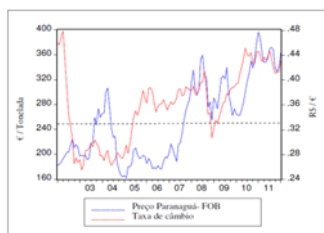


Figura 4



Figura 5

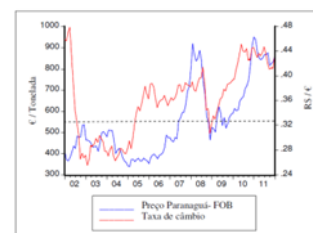


Figura 6

OBS: A linha tracejada refere-se ao preço médio de exportação do grão, farelo e óleo de soja no Porto de Paranaguá - FOB (€/ tonelada), respectivamente, 254,90 €, 202,11 €, e 556,53 €.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Para a realização do teste de cointegração foi verificado o número de defasagens para acrescentar no modelo. Os critérios para a seleção de defasagem do VAR auxiliar identificaram o total de 2 (duas) defasagens nas equações do grão e do farelo de soja. Já a equação do óleo de soja houve a necessidade de acrescentar mais duas defasagens com a finalidade de corrigir o problema da correção serial do modelo. A análise do teste de cointegração de Johansen revelou a existência de uma equação de cointegração em cada modelo. Desta forma, a estimativa do Vetor de cointegração para o grão, farelo e óleo de soja dos Brasil pode ser observada nas Equações 29, 30 e 31, indicando as elasticidades das variáveis. Foram efetuados testes diagnósticos de correlação serial dos modelos que revelaram a validade dos mesmos.

$$LBRA\_G_t = 2,2127 - 0,8783LBRA\_CP_t + 1,5358LINT\_G_t \quad (29)$$

$$LBRA\_F_t = 2,4193 - 0,5116LBRA\_CP_t + 0,3686LBRA\_E_t + 1,1487 LINT\_F_t \quad (30)$$

$$LBRA\_O_t = 3,8735 - 0,8957LBRA\_CP_t - 0,2103LBRA\_E_t + 1,1241LINT\_O_t + 0,0045TEND \quad (31)$$

## 4.3 ARGENTINA



Figura 7



Figura 8



Figura 9

Para a realização do teste de cointegração foi verificado o número de defasagens para acrescentar no modelo. Os critérios para a seleção de defasagem do VAR auxiliar identificaram o total de 2 (duas)



defasagens para as três equações estimadas. A análise do teste de cointegração de Johansen revelou a existência de uma equação de cointegração em cada modelo. A estimativa do Vetor de cointegração do farelo de soja apresentou as variáveis não significativas ao nível de 5% de significância. As Equações 32 e 33 identificam as estimativas do VEC para o grão e óleo de soja, indicando as elasticidades. Foram efetuados testes diagnósticos de correlação serial dos modelos que revelaram a validade dos mesmos.

$$\text{LARG}_{G_t} = + 1,0233\text{LINT}_{G_t} \quad (32)$$

$$\text{LARG}_{O_t} = - 6,5368 + 1,1211\text{LARG}_{CP_t} - 0,7828\text{LARG}_{E_t} + 0,9302\text{LINT}_{O_t} + 0,0135\text{TEND} \quad (33)$$

## 4.1 SÍNTESE DOS RESULTADOS

A Tabela 43 apresenta uma síntese dos resultados obtidos para todos os modelos estimados para o grão de soja, o farelo de soja e o óleo de soja dos três países (EUA, Brasil e Argentina) no período de janeiro de 2003 a janeiro de 2012.

Tabela 7 - síntese dos resultados obtidos para todos os modelos estimados para o grão de soja, o farelo de soja e o óleo de soja dos três países (EUA, Brasil e Argentina) no período de janeiro de 2003 a janeiro de 2012.

Produto	País	Variáveis		
		Custo de produção	Taxa de câmbio	Preço internacional
Grão	EUA	∅	+0,6497	+1,4454
	Brasil	-0,8783	∅	+1,5358
	Argentina	∅	∅	+1,0233
Farelo	EUA	∅	+1,1097	+1,3117
	Brasil	-0,5116	+0,3686	+1,1487
	Argentina	∅	∅	∅
Óleo	EUA	-1,8421	∅	+1,3183
	Brasil	-0,8957	-0,2103	+1,1241
	Argentina	+1,1211	-0,7828	+0,9302

Obs.: ∅ significa coeficiente não significativo.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

A análise da Tabela 43 revela um comparativo da transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação. Em relação ao grão de soja é possível evidenciar que o grau de repasse (*pass-through*) foi nulo tanto para o Brasil quanto para a Argentina. Este fato indica que a depreciação na

taxa câmbio não produz ganho em competitividade no preço de exportação do grão de soja em moeda estrangeira (euro). Por outro lado, o grau de repasse cambial para preço de exportação do grão de soja dos Estados Unidos foi incompleto (65%), indicando que a depreciação cambial irá repercutir no ganho em competitividade no preço de exportação em euro.

Sobre o farelo de soja, observam-se as três situações possíveis do repasse cambial para os preços de exportação:  $\phi_2 = 0$  na Argentina (significa que a taxa de câmbio não exerce influência sobre preços de exportação);  $\phi_2 = [-1]$  nos Estados Unidos (significa que a mudança na taxa de câmbio afeta integralmente os preços de exportação); e  $-1 < \phi_2 < 0$  no Brasil (significa que a mudança na taxa de câmbio afeta parcialmente os preços de exportação).

Já na análise do óleo de soja, Estados Unidos apresentou um coeficiente de *pass-through* nulo, enquanto Brasil e Argentina coeficientes incompletos. Ainda, o grau de repasse cambial da Argentina para o preço de exportação foi quase quatro vezes maior do que o Brasil. Este fato indica uma maior sensibilidade do preço de exportação do óleo de soja na Argentina cotado em euro mediante a variação cambial.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Na análise da exportação do complexo da soja de Estados Unidos, Brasil e Argentina no período de janeiro de 2003 a janeiro de 2012 ficou evidente o crescimento expressivo destes países na exportação mundial. No entanto, há diferenças entre cada um dos três países quanto ao produto exportado no complexo da soja. Estados Unidos, por exemplo, teve sua maior participação na exportação do grão em relação ao total exportado, a exportação da soja *in natura* oscilou de 76 a 83% do total. O Brasil também teve a maior parte da exportação do complexo da soja pelo grão, 54% a 70%, e alguma participação do farelo de soja, oscilando entre 29-39% do total exportado. Já a configuração das exportações Argentinas diferencia-se de Estados Unidos e Brasil, pois a maior parte da produção canalizada ao mercado externo é de farelo de soja (58-70%). Uma das possíveis explicações é a política tributária Argentina que incentiva a exportação de produtos industrializados (ABIOVE, 2012).

Sobre os resultados encontrados nas equações do modelo vetorial de correção de erros, observou-se que nos Estados Unidos o custo de produção: ou não tem impacto sobre o preço de exportação (grão e farelo) ou o impacto é negativo (óleo de soja), ou seja, um relacionamento contrário ao esperado na teoria econômica que observa uma relação positiva entre estas variáveis. Outro fato observado diz respeito ao coeficiente da variável taxa de câmbio (LEUA\_E), este é denominado o coeficiente de *pass-through*, que representa o quanto a variação da taxa de câmbio causa impacto sobre o preço de

exportação. Estados Unidos foi o único país que apresentou as três situações possíveis para o coeficiente de repasse: foi incompleto ( $-1 < \phi_2 < 0$ ) na equação do grão de soja, foi completo ( $\phi_2 = [-1]$ ) na equação do farelo de soja, e foi nulo ( $\phi_2 = 0$ ) na equação do óleo de soja. Ainda, sobre o preço internacional, corroborou-se com o esperado pela literatura empírica – um relacionamento positivo entre as variáveis preço internacional e preço de exportação.

O relacionamento de longo prazo das variáveis preço de exportação, custo de produção, taxa de câmbio e preço internacional foi demonstrado também no mercado brasileiro. Os resultados apontam para uma relação inversa ao esperado pela teoria econômica na variável custo de produção. Esta variável teve o sinal negativo nas três equações do Brasil, significando que acréscimos no custo de produção diminuiriam o preço de exportação. Já o coeficiente da taxa de câmbio apresentou-se nulo para o grão da soja e incompleto para o farelo e óleo de soja. Sobre o preço internacional nas equações do mercado brasileiro, este apresentou-se positivo corroborando com a teoria econômica.

Já o mercado Argentino apresentou um coeficiente para o custo de produção nulo para o grão e farelo de soja e positivo para o óleo de soja. O coeficiente de *pass-through* foi nulo tanto para o grão quanto para o farelo de soja, indicando ausência de repasse cambial para o preço de exportação. Na equação do óleo de soja o coeficiente de *pass-through* foi incompleto. A variável preço internacional foi positiva tanto para o grão quanto para o óleo de soja e nula para o farelo de soja.

Ao retornar ao problema de pesquisa proposto no trabalho (“Existe diferença entre o grau de *pass-through* para os preços de exportação do complexo da soja (grão, farelo e azeite) entre os mercados americanos, brasileiros e argentinos, no período compreendido entre 01/2003 a 01/2012?”), observa-se que o mesmo foi respondido afirmativamente e há diferenças significativas no grau de *pass-through* do complexo da soja para os três países foco do estudo. Conforme ficou evidenciado na seção 4.4, Estados Unidos é o mais competitivo no repasse cambial para os preços de exportação no grão e no farelo de soja cotados em moeda estrangeira (euro). Já para o subproduto óleo de soja, o país mais competitivo no repasse cambial é a Argentina.

Vale destacar que os resultados encontrados nesta pesquisa fornecem informações parciais sobre a formação de preços no complexo da soja. Outras características como a grande concentração e o reduzido poder de mercado dos exportadores deverão ser levados em conta em pesquisas futuras para um maior aprofundamento do tema. Além disso, a moeda de referência utilizada neste trabalho (euro) diferencia-se de outros, bem como o período de análise, o que pode ter impactado sobre os resultados encontrados.

## 6 REFERÊNCIAS

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS DE ÓLEOS VEGETAIS (ABIOVE). São Paulo, 2012. Disponível em: <www.abiove.com.br>. Acesso em: 03/set/2011.

BATISTA JR., P. N. Argentina: uma crise paradigmática. *Estudos Avançados*, São Paulo, v.16, n.44, p.83-96, 2002.

BROWN, R.L; DURBIN, J.; EVANS, J.M. Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society*, [S.l.], v.37, n.2, p.149-163, 1975.

COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A.; VIEIRA, K. M. Transmissão das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação da soja no Brasil e na Argentina. *Custos e Agronegócios Online*, Recife, v. 8, n. 3, p.113-132, jul./ set. 2012.

CORONEL, D. A.; MACHADO, J. A. D.; CARVALHO, F. M. A. D. Análise da competitividade das exportações do complexo soja brasileiro de 1995 a 2006: uma abordagem de market-share. *Revista de Economia Contemporânea*, Rio de Janeiro, v. 13, p. 281-308, 2009.

CORONEL, D. A. et al. Efeitos da abertura econômica na formação de preços no mercado internacional de soja em grãos. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 48., 2010, Campo Grande, MS. Anais... Brasília, DF: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER), 2010.

CORONEL, D. A. et al. Relação entre a taxa de câmbio e os preços de exportação dos produtos do complexo soja. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 50., 2012, Vitória, ES. Anais... Brasília, DF: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER), 2012.

CRUZ JR., J. C.; SILVA, O. M. Pass-through da taxa de câmbio nos preços de exportação dos produtos agropecuários brasileiros: 1994-2003. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 47., 2004, Cuiabá-MT. Anais... Brasília, DF: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER), 2004.

DICKEY, D.A.; FULLER, W. A distribution of the estimators for autoregressive times series with unit root. *Journal of the American Statistical Association*, [S.l.], v.74, n.366, p.427-431, jun. 1979.

ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*. Nova York: John Wiley & Sons, 1995. 433p.

FACKLER, P.L; GOODWIN, B. K. Spatial price transmission. In: GARDNER, B.; RAUSSER, G. (Org.). *Handbook of agricultural economics*. Amsterdam: Elsevier, 2001.

FILHO, Regime cambial para países emergentes: uma proposição a partir de Keynes. *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 17, n. 2, p.1-16, ago. 2008.

FRAGA, G.J. et al. O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação de soja. *Revista Análise Econômica*, Porto Alegre, ano 26, n. 49, p. 193-210, 2008.

GALA, P. Dois padrões de política cambial: América Latina e Sudeste Asiático. *Economia e Sociedade*. Campinas, v. 16, n.1, p.65-91, abr. 2007.

- GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. *Econometria Básica*. Porto Alegre: AMGH Editora Ltda., 2011.
- HARRIS, R. I. D. *Using cointegration analysis in econometric modeling*. London: Prentice Hall/Harvester Wheatsheaf, 1995.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). Disponível em <[www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br)>. Acesso em: 03/set/2011.
- JOHANSEN, S. *Statistical analysis of cointegration vector*. *Journal of Econometric Dynamic and Control*. [S.l.], v.12, p.231-254, 1988.
- KIM, I.; MADDALA, G. S. *Unit root, cointegration and structural change*. *Themes in Modern Econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press, 1998.
- KOSACOFF, B. *Crisis, recuperación y nuevos dilemas: La economía argentina 2002–2007*. Santiago do Chile: CEPAL, 2007.
- KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. *Economia Internacional: teoria e política*. São Paulo: Pearson Addison Wesley, 2005. 558p.
- MACHADO, E.L.; MARGARIDO, M.A. *Seasonal Price Transmission in Soybean International Market: The case of Brazil and Argentina*. *Pesquisa e Debate*, São Paulo, v. 12, n.1, p.92-106, 2001.
- MACKINNON, J.M.; HAUG, A.A.; MICHELIS, L. *Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration*. *Journal of Applied Econometrics*. [S.l.], v.14, n.5, p.563-577, 1999.
- MARGARIDO, M. A.; TUROLLA, F. A.; BUENO, C. R. F. *The world market for soybeans: price transmission into Brazil and effects from the timing of crop and trade*. *Nova Economia*, Belo Horizonte, v.17, n.2, p.241-270, 2007.
- MARGARIDO, M. A.; FERNANDES, J. M.; TUROLLA, F. A. *Análise da formação de preços no mercado internacional de soja: o caso do Brasil*. *Agricultura em São Paulo*. São Paulo, v. 49, p.71-85, 2002.
- MENON, J. *Exchange rate and import prices for a small open economy*. *Applied Economics*, v. 27, 1995.
- MENON, J. *Exchange rate pass-through*. *Journal of Economic Surveys*, v. 9, n. 2, 1995.
- MILJKOVIC, D. *The law of one price in international trade: a critical review*. *Review of Agricultural Economics*, Washington, v.21, n.1, p.126-139, spring/summer. 1999.
- MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR (MDIC). Disponível em <[www.mdic.gov.br](http://www.mdic.gov.br)>. Acesso em: 03/set/2011.
- MORAES, M.; ALMEIDA, A. N. *Formação do preço doméstico da soja: Considerações do 1º, 2º e 3º vencimento da CBTO sobre o mercado físico brasileiro*. In: *CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL*, 38., 2001, Recife. *Anais...* Brasília, DF: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER), 2004.
- MUNDLACK, Y.; LARSON, D.F. *On the transmission of world agricultural prices*. *The World Bank Economic Review*, [S.l.], v. 6, n. 1, p.399-422, 1992.

NAKABASHI, L.; CRUZ, M.J.V.; SCATOLIN, F.D. Efeitos do câmbio e juros sobre as exportações da indústria brasileira. *R. Econ. contemp.*, Rio de Janeiro, v. 12, n. 3, p. 433-461, set./dez. 2008.

NEW YORK FED. Federal Reserve Bank Of New York. Disponível em: <<http://www.ny.frb.org/aboutthefed/fedpoint/fed44.html>>. Acesso em: 02/fev/2012.

ORTEGA, E. A soja no Brasil: modelos de produção, custos, lucros, externalidades, sustentabilidade e políticas públicas. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE AGROECOLOGIA, 1., 2006, Campinas. Anais... Camaragibe: Associação Brasileira de Agroecologia, 2006.

PHILLIPS, P. C.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, [S.l.], v.75, p.335-346, 1988.

RAVALLION, M. Testing market integration. *American Journal of Agricultural Economics*. [S.l.], v. 68, n.1, p. 102-109, 1986.

RICHARDSON, J.D. Some empirical evidence on commodity arbitrage and the law of one price. *Journal of International Economics*. [S.l.], v. 8, n. 2, p. 341–351, 1978.

RUFATO, D. A.; MEDEIROS, N. H. Abertura comercial brasileira: análise de impactos nos agronegócios da soja. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 42., 2004, Cuiabá. Anais... Brasília, DF: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER), 2004.

SAMPAIO, L. M. B.; SAMPAIO, Y.; BERTRAND, J-P. Fatores determinantes da competitividade dos principais países Exportadores do complexo soja no mercado internacional. *Organizações Rurais & Agroindustriais*. Lavras, v. 14, n. 2, p. 227-242, 2012.

SECRETARÍA DE AGRICULTURA, GANADERÍA, PESCA Y ALIMENTACIÓN (SAGPYA). Disponível em: <[www.minagri.gob.ar](http://www.minagri.gob.ar)>. Acesso em: 03/set/2011.

SILVA, M.L.F. Plano Real e âncora cambial. *Revista de Economia Política*. São Paulo, v.22, n.3, jul./set. 2002.

SOARES, M.R.C. Lei Kandir: Breve Histórico. Biblioteca Digital da Câmara dos Deputados. Brasília, nov. 2007. Disponível em: [http://bd.camara.gov.br/bd/bitstream/handle/bdcamara/1441/lei\\_kandir\\_soares.pdf?sequence=1](http://bd.camara.gov.br/bd/bitstream/handle/bdcamara/1441/lei_kandir_soares.pdf?sequence=1)

SOUZA, R. G.; ALVES, A. F. Relação entre câmbio e preços no Brasil: aspectos teóricos e Evidências empíricas. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 38., 2010, Salvador/BA. Anais... Niterói, RJ: Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia (ANPEC), 2010.

STIGLER, G. J.; SHERWIN, R. A. The extent of the market. *Journal of Law and Economics*. Chicago, v. 28, n. 3, p. 555-585, 1985.

TEJADA, C. A. O.; SILVA, A. G. O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços dos principais produtos exportados pelo Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v.46, n.01, p.171-205, jan-mar/2008.

UNITED STATES DEPARTAMENTO OF AGRICULTURE (USDA). Disponível em: <[www.usda.gov](http://www.usda.gov)>. Acesso em: 03/jan/2012.

RICHARDSON, J.D. Some empirical evidence on commodity arbitrage and the law of one price. *Journal of International Economics*, v. 8, n. 2, p. 341–351, 1978.

## NOTA

<sup>1</sup>Em dezembro de 2009 a Fundação Getúlio Vargas publicou um comunicado sobre alteração da metodologia de cálculo do Índice de Preços ao Produtor Amplo. Para efeito de cálculo do índice foi excluído o Imposto sobre Produtos Industriais e a cobrança de frete. Esta modificação passou a vigorar em abril de 2010.

# Capítulo 10

## TRANSMISSÃO DA VARIAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PREÇOS DE EXPORTAÇÃO BRASILEIROS DO GRÃO DE SOJA: UM ESTUDO COMPARATIVO DO DÓLAR E DO EURO<sup>1</sup>

[DOI: 10.37423/200500988](https://doi.org/10.37423/200500988)

*Leonardo Sangoi Copetti (Mestre em Administração pela Universidade Federal de Santa Maria (UFSM)).*

*Daniel Arruda Coronel (Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV), Professor Associado do Departamento de Economia e Relações Internacionais (UFSM) e Bolsista de Produtividade do CNPq).*





**Resumo:** O objetivo deste trabalho consistiu no exame da relação entre variações cambiais e os preços de exportação brasileiros do grão de soja, relação definida como o pass-through da taxa de câmbio, tendo como referência o período de janeiro de 2000 a dezembro de 2018. Para tanto, estimaram-se dois modelos: em dólar e em euro. Os dados foram coletados nos sites do Instituto de Economia Aplicada – IPEA e no WORLD BANK. Neste sentido, fez-se uso dos instrumentais de séries temporais, especialmente do Modelo Vetor de Correção de Erros. Os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportação do grão de soja ocorreu de forma incompleta, com os coeficientes para dólar e euro de, respectivamente, -0,29 e -0,33, representando que depreciações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, dado que não reduzem expressivamente os preços de exportação.

**Palavras-chave:** Grão de soja. Preços de Exportação. Pass-Through.

## 1 INTRODUÇÃO

Segundo o *United States Department of Agriculture – USDA* (2019), o Brasil é o maior exportador mundial do grão de soja, visto que, na safra 2018/ 2019, o total exportado foi de 79,5 milhões de toneladas, o que representou 51,62% das exportações mundiais, que foram de 154 milhões de toneladas.

Além disso, para o Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC, 2019), o total do grão de soja exportado pelo Brasil em 2018 foi de US\$ 33,19 bilhões, o que representou 13,84% das exportações totais do país. Em comparação com o ano de 2000, houve um incremento de 1.416% do faturamento das exportações desta *commodity*, sendo que as exportações neste ano foram de US\$ 2,19 bilhões.

Segundo Ferreira & Sanso (1999), países que fizeram tardiamente seu processo de industrialização como o Brasil são geralmente considerados com pouco controle sobre os preços que vendem nos mercados internacionais. Desta forma, as variações na taxa câmbio podem ter pouca relevância na determinação dos preços de exportação, ou seja, o coeficiente de *pass-through* tende a ser nulo.

Diante deste contexto, o problema de pesquisa deste trabalho é responder à seguinte questão: existe diferença entre o grau de *pass-through* para os preços de exportação brasileiros do grão de soja entre as taxas de câmbio Real/ Dólar e Real/ Euro, no período compreendido entre 01/2000 a 12/2018?

A partir do desenvolvimento deste estudo, têm-se elementos que auxiliem na compreensão da magnitude com que se dá a transmissão de preços para o mercado do grão da soja, bem como entender mais de como a política econômica e cambial pode impactar sobre a competitividade do exportador brasileiro.

O presente trabalho está estruturado em três seções, além desta introdução. Na segunda seção, são apresentados os estudos empíricos realizados sobre a transmissão de preços e o coeficiente de *pass-through* no mercado brasileiro; na terceira seção, os procedimentos metodológicos são esboçados; na seção seguinte, os resultados são analisados e discutidos; e por fim, na última seção, são apresentadas as principais conclusões do trabalho.

## 2 TRANSMISSÃO DE PREÇOS E COEFICIENTE DE PASS-THROUGH NO MERCADO BRASILEIRO

Margarido, Turolla & Fernandes (2001) analisaram a elasticidade da transmissão de preços no mercado de grão de soja entre o Porto de Rotterdam e o Brasil, no período de julho de 1994 e setembro de 2000. Para tanto, utilizaram-se de econometria de séries temporais e do modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC. Como resultados, os autores estimaram um coeficiente de longo prazo

para o Porto de Rotterdam de -1,19311, indicando uma relação elástica e a transferência, mais que proporcionalmente, em torno de 119,31% , das variações nos preços da soja em Rotterdam para os preços domésticos no Brasil. Além disso, o coeficiente da taxa de câmbio nominal foi de -1,03867, representando que as variações na taxa de câmbio nominal são transferidas em aproximadamente 103,87% para os preços domésticos no Brasil.

Margarido, Fernandes & Turolla (2002) utilizaram o modelo de Mundlack e Larson (1992), baseado na Lei do Preço Único, com a finalidade de estimar a elasticidade de transmissão de preços entre os mercados do Brasil (preço FOB) e o Porto de Rotterdam (preço CIF), no período de julho de 1994 a setembro de 2001. Para tanto, utilizam-se de econometria de séries temporais (estacionariedade - teste ADF, causalidade de Granger, cointegração de Johansen, e modelo vetorial de correção de erros – VEC). Como resultado, os autores estimaram um coeficiente de longo prazo de -0,98148 para o Porto de Rotterdam, indicando que as variações no mercado externo são transmitidas integralmente para os preços FOB do grão da soja no mercado brasileiro.

Cruz Jr. & Silva (2004) estudaram o coeficiente de *pass-through* para a exportação trimestral dos produtos agropecuários brasileiros no período compreendido do 3º trimestre de 1994 ao 2º trimestre 2003. Foram utilizadas as seguintes séries para a estimação do modelo: o índice de preços de exportação para produtos agropecuários do Brasil, o índice de preços de atacado para lavouras de exportação (IPA-OG) como *proxy* para o custo de produção, a taxa de câmbio nominal (real/dólar) fim do período, e, para o preço internacional, foi utilizada série de preços de importação de *commodities* dos Estados Unidos. Os autores utilizaram-se de econometria de séries temporais e do modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC. Como resultado, os autores estimaram um coeficiente de *pass-through* de -0,53, representando que as variações da taxa de câmbio afetam parcialmente o preço de exportação dos produtos agropecuários brasileiros.

Margarido, Turolla & Bueno (2007) analisaram a transmissão de preços do grão da soja entre os mercados europeus, brasileiros, argentinos e americanos, no período de outubro de 1995 até outubro de 2003. Neste sentido, utilizaram-se de econometria de séries temporais e do modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC. Como resultados, encontraram que as variações no mercado internacional preço da soja tendem a ser totalmente transmitidas aos preços no Brasil, no longo prazo, de modo que a elasticidade do preço de transmissão é a unidade. Outra importante conclusão do estudo foi a de que Brasil e Argentina apresentaram-se como mercados tomadores de preços, já o Porto de Rotterdam e os Estados Unidos foram apontados como formadores de preços.

Tejada e Silva (2008) analisaram a relação entre as variações da taxa de câmbio e os preços das exportações dos principais produtos exportados pelo Brasil, com dados trimestrais, de janeiro de 1980 a janeiro de 2004. Os setores pesquisados e as respectivas participações no ano de 2004, foram Peças e Outros Veículos (10,29%), Siderurgia (7,11%), Extrativa Mineral (8,41%), Máquinas e Tratores - MAQ (5,33%), Veículos Automotores (5,05%), Óleos Vegetais (4,96%), Refino de Petróleo (4,55%), Madeira e Mobiliário (4,14%), Beneficiamento de Produtos Vegetais (3,22%), Metalurgia de Não-ferrosos (3,16%), Celulose Papel e Gráfica (3,06%), Material Elétrico (2,34%), Elementos Químicos (2,15%), e Equipamentos Eletrônicos (2,10%). Para estimar o coeficiente de *pass-through*, os autores utilizaram-se o filtro de *Kalman*, gerando um coeficiente variável ao longo do tempo. Como resultados da pesquisa, os setores pesquisados apresentaram um coeficiente de *pass-through* oscilando entre zero e -1 (menos um), indicando *pass-through* incompleto, ou seja, a variação da taxa de câmbio afeta parcialmente os preços de exportação.

Fraga *et al.* (2008) investigaram o repasse da variação da taxa de câmbio para os preços mensais de exportação da soja em grão do Brasil no período de julho de 1994 a dezembro de 2004. Para tanto, os autores utilizaram testes de raiz unitária (ADF), de co-integração de Johansen e modelo vetorial de correção de erros (VEC). Como resultados, estimaram um coeficiente de *pass-through* no valor de -0,34, representando um *pass-through* incompleto, ou seja, que a política cambial adotada pelo país reflete-se nos lucros do exportador: se o câmbio é apreciado, o exportador é obrigado a cumprir seus lucros; do contrário, quando o câmbio é depreciado, o exportador expande seus lucros.

Correa (2012) analisou o impacto das variações cambiais sobre as exportações de 26 setores da economia brasileira, no período de 1995 a 2005. Os setores pesquisados foram extrativa mineral, extração de petróleo e gás, minerais não metálicos, siderurgia, metalurgia dos não ferrosos, outros produtos metalúrgicos, fabricação de máquinas e tratores, material elétrico, equipamentos eletrônicos, automóveis, outros veículos e peças, madeira e mobiliário, papel e gráfica, indústria da borracha, elementos químicos não petroquímicos, refino de petróleo e petroquímica, fabricação de produtos químicos diversos, indústria têxtil, fabricação de artigos de couro e calçados, indústria do café, beneficiamento de produtos vegetais, abate de animais, indústria do açúcar, fabricação de gorduras e óleos vegetais, outros produtos alimentares e bebidas, e Indústrias diversas. As variáveis utilizadas no modelo econométrico foram o preço das exportações brasileiras de 26 setores classificados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE, a taxa de câmbio nominal, o custo doméstico utilizando uma metodologia para custo setorial, o preço das exportações concorrentes internacionais correspondendo ao índice de preços das importações norte-americanas

e o grau de utilização da capacidade instalada calculada pela Fundação Getúlio Vargas – FGV. Como resultados, o autor apresentou coeficientes de *pass-through* incompletos para os diversos setores pesquisados.

Margarido (2012) investigou a transmissão espacial de preços no mercado internacional do grão da soja de Brasil, Argentina e Rotterdam, no período de outubro de 1998 a dezembro de 2009. Para tanto, utilizou-se de econometria de séries temporais e do modelo Vetorial de Correção de Erros - VEC, empregando o modelo de transmissão espacial de preços desenvolvido por Ravallion (1986). Como resultados, o autor identificou que as variações dos preços internacionais do grão de soja (Rotterdam) são transmitidas integralmente ao mercado brasileiro.

Copetti, Vieira & Coronel (2012) realizaram pesquisa sobre a transmissão da variação da taxa de câmbio aos preços de exportação do grão de soja no Brasil e na Argentina, no período de 03/1999 a 02/2011. Para tanto, utilizam-se de econometria de séries temporais e do modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC. Os resultados revelaram um coeficiente de *pass-through* incompleto para o Brasil (-0,11) e nulo para Argentina. No mercado brasileiro, a estimativa do coeficiente indicou que a variação da taxa de câmbio exerce influência parcial sobre os preços médios de exportação do grão de soja, ou seja, a variação de 1% na taxa de câmbio é repassada 0,11% no mesmo sentido para o preço médio de exportação do grão de soja no Brasil. Já para o mercado argentino, as variações da taxa de câmbio não exercem influência sobre os preços médios de exportação do grão de soja.

Outro estudo desenvolvido pelos autores Copetti, Vieira & Coronel (2013) analisou o relacionamento da taxa de câmbio (Real/ Euro - R\$/€) e os preços de exportação do grão de soja entre Estados Unidos, Brasil e Argentina (em Euro/ toneladas - €/ toneladas), no período de janeiro de 2003 a janeiro de 2012. Para tanto, os autores usaram testes de estacionariedade das séries (ADF e KPSS), o teste de cointegração de Johansen e o modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC. Como resultados, foram identificados um coeficiente de *pass-through* incompleto para os Estados Unidos e coeficientes nulos para o Brasil e Argentina. No mercado norte-americano, o coeficiente de -0,65 indica influência parcial da variação na taxa de câmbio (dólar/ euro - US\$/€) sobre o preço de exportação do grão de soja (€/ toneladas), e uma variação de 0,65% no mesmo sentido do preço de exportação do grão de soja produzida pela variação de 1% na taxa de câmbio. Já nos mercados brasileiros e argentinos a variação da taxa de câmbio não exerce influência sobre os preços de exportação do grão de soja.

Souza (2018) buscou avaliar a influência das variações cambiais no desempenho exportador do milho e do algodão considerando dados mensais de janeiro de 2002 a dezembro de 2016. Para estimar o *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação do milho e do algodão, o autor

empregou o Modelo Vetorial de Correção de Erro e o Modelo Estrutural Vetorial de Correção de Erro. Os resultados mostraram que o *pass-through* da taxa de câmbio para o preço de exportação do milho foi incompleto, implicando que as variações cambiais afetaram a competitividade do exportador dessa cultura. No caso do algodão, o *pass-through* para o preço de exportação do algodão foi nulo, indicando que as variações cambiais agiram impactando apenas o *mark-up* do exportador dessa *commodity*.

Souza, Raniro e Rosa (2018) avaliaram o *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportações, em dólares e em reais, do açúcar brasileiro de janeiro de 2012 a dezembro de 2016. Utilizaram as ferramentas econométricas de séries temporais multivariadas, com destaque para o Modelo Vetorial de Correção de Erro. Os resultados apontaram um *pass-through* incompleto da taxa de câmbio para os preços de exportações do açúcar, em dólares e em reais, tendo baixo coeficiente (-0,03) de *pass-through* cambial para o preço em dólares e alto coeficiente (0,97) para o preço em reais.

No Quadro 1, faz-se uma síntese dos estudos acerca dos estudos sobre transmissão de preços e coeficiente de *pass-through* nas exportações brasileiras.

<b>Autores</b>	<b>País / países</b>	<b>Período</b>	<b>Produtos</b>	<b>Metodologia/ objetivo do estudo</b>	<b>Resultados</b>
Margarido, Turolla & Fernandes (2001)	Brasil	07/1994-09/2000	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ elasticidade de transmissão de preços internacional	coeficiente elástico (-1,19311)
Margarido, Fernandes & Turolla (2002)	Brasil	07/1994-09/2001	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ elasticidade de transmissão de preços internacional	coeficiente elástico (-0,98148)
Cruz Jr. & Silva (2004)	Brasil	3° trim./ 1994-2° trim./ 2003	produtos agropecuários	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (-0,53)
Margarido, Turolla & Bueno (2007)	Brasil, Argentina e Estados Unidos	10/1995-10-2003	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ elasticidade de transmissão de preços internacional	coeficiente elástico (unidade)
Tejada e Silva (2008)	Brasil	01/1980-01/2004	exportações setoriais	filtro de Kalman/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (entre -1 e zero)

Fraga <i>et al.</i> (2008)	Brasil	07/1994-12/2004	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (-0,34)
Margarido (2012)	Brasil e Argentina	10/1998-10/2009	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ elasticidade de transmissão espacial de preços internacional	transmissão integral da variação dos preços internacionais do grão de soja ao mercado brasileiro
Correa (2012)	Brasil	1995-2005	exportações setoriais	Econometria de series temporais/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompletos para os setores pesquisados
Copetti, Vieira & Coronel (2012)	Brasil e Argentina	03/1999-02/2011	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (-0,11)
Copetti, Vieira & Coronel (2013)	Estados Unidos, Brasil e Argentina	01/2003-01/2012	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> nulo
Souza (2018)	Brasil	01/2002-12/2016	milho e algodão	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ Modelo Estrutural Vetorial de Correção de Erro/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto para o milho e nulo para o algodão
Souza, Raniro e Rosa (2018)	Brasil	01/2012-12/2016	açúcar	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	baixo coeficiente (-0,03) de <i>pass-through</i> cambial para os preços em dólares e alto coeficiente (0,97) para o preço em reais

**Quadro 1** - Síntese dos estudos empíricos

Fonte: Organização dos autores.

Nesta subseção, foram reunidos estudos realizados sobre transmissão de preços e coeficiente de *pass-through* nas exportações brasileiras a fim de analisar a relação entre a taxa de câmbio e os preços de

exportação do Brasil, bem como a transmissão de preços internacionais aos preços domésticos e de exportação brasileiros do grão de soja.

Os estudos supracitados revelaram que o Brasil apresentou um coeficiente de *pass-through* incompleto nas exportações (entre zero e -1) e nulo e que a transmissão de preços internacionais do açúcar aos preços domésticos se comportou de forma elástica, ou seja, os preços internacionais são transmitidos integralmente aos preços domésticos. A presente pesquisa difere dos estudos citados pelo comparativo do coeficiente de *pass-through* nas exportações do grão de soja em dólar e em euro.

## 3 METODOLOGIA

### 3.1 MODELO ANALÍTICO

O modelo econométrico *pass-through*, de acordo com Menon (1995), usado em sua forma mais simples, parte de um modelo de *mark-up* que pode ser representado da seguinte forma:

$$P^*X = (1 + \lambda)(CP/E) \quad (1)$$

em que;  $P^*X$  é o preço de exportação em moeda estrangeira;  $(CP/E)$  é custo de produção, medido em moeda estrangeira;  $E$  é a taxa de câmbio nominal; e  $\lambda$  é *mark-up*.

Partindo-se do pressuposto que o *mark-up* pode variar de acordo com a pressão competitiva no mercado mundial, tem-se que:

$$(1 + \lambda) = \left[ \frac{PW}{CP/E} \right]^\alpha \quad (2)$$

com correspondendo à diferença entre o preço das exportações mundiais e o custo de produção do exportador medido em moeda estrangeira.

Substituindo a Equação (2) em (1) e aplicando-se o logaritmo neperiano no resultado dessa substituição, chega-se à seguinte equação de preço de exportação em moeda estrangeira:

$$\ln P^*X = (1 + \alpha)\ln(CP/E) + \alpha \ln PW \quad (3)$$

Considerando-se a versão não restrita da Equação (3), na qual não se exige que a soma dos coeficientes relativos a  $\ln(CP/E)$  e  $\ln(PW)$  seja igual a 1 e na qual se admite que os coeficientes relativos a  $\ln(CP)$  e  $\ln(E)$  difiram em sinal e magnitude, conforme Menon (1995), tem-se:



$$\ln P^*X = \phi_0 + \phi_1 \ln CP + \phi_2 \ln E + \phi_3 \ln PW \quad (4)$$

em que o coeficiente de *pass-through* é representado  $\phi_2$  por .

A análise do resultado deste coeficiente pode ser expressa da seguinte forma:

1.  $\phi_2 = 0$ ; significa que a taxa de câmbio não exerce influência sobre o preço em moeda estrangeira dos bens exportados;
2.  $\phi_2 = -1$ ; significa que a mudança na taxa de câmbio afeta integralmente o preço em moeda estrangeira dos bens exportados; e
3.  $-1 < \phi_2 < 0$ ; significa que a mudança na taxa de câmbio afeta parcialmente o preço em moeda estrangeira dos bens exportados.

## 3.2 PROCEDIMENTOS ECONOMÉTRICOS

### 3.2.1 TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

Para determinar a ordem de integração das séries de interesse, este trabalho utilizou os testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (DICKEY; FULLER, 1979, 1981) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS, 1992). Esses testes permitem verificar a existência ou não de raízes unitárias nas séries temporais, ou seja, se as variáveis são ou não estacionárias<sup>2</sup>.

O teste ADF consiste na estimação da seguinte equação por Mínimos Quadrados Ordinários e pode ser expresso, conforme Enders (1995), da seguinte forma:

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

com:  $\gamma = -(1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i)$  e  $\beta_i = \sum_{j=i}^p \alpha_j$ ,

em que:  $\alpha_0$  é o intercepto;  $\gamma$  descreve o comportamento da série temporal;  $y$  representa a variável dependente;  $\Delta$  é a representação do operador de diferença e  $\varepsilon_t$  denota o erro que se assume ser idêntica e independentemente distribuída. A fim de determinar o número de defasagens utilizadas no teste para eliminar a autocorrelação residual, utilizou-se o menor valor do critério de Schwarz (SBC).

O parâmetro de interesse nas regressões (sem intercepto e sem tendência; com intercepto; com intercepto e tendência) é  $\gamma$ , sendo que, se  $\gamma = 0$ , a série contém uma raiz unitária. Nesse teste, compara-se o resultado da estatística  $\tau$  com os valores apropriados reportados por Dickey-Fuller para

determinar se aceita ou se rejeita a hipótese nula  $\gamma = 0$ . A hipótese nula será rejeitada se o valor calculado da estatística  $\tau$  for maior do que o valor crítico de Dickey-Fuller, indicando que a série é estacionária; caso contrário, a série é não estacionária.

O KPSS é um teste alternativo ao ADF, sendo definido pelo procedimento de um teste de não estacionariedade contra a hipótese nula de estacionariedade, conforme Greene (2008). Formalmente é expresso pela seguinte expressão:

$$\begin{aligned} y_t &= \alpha + \beta t + \gamma \sum_{i=1}^t z_i + \varepsilon_t \\ y_t &= \alpha + \beta_t + \gamma Z_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (6)$$

tendo as seguintes hipóteses:

$H_0$ :  $\gamma = 0$ , série é estacionária

$H_a$ :  $\gamma \neq 0$ , série é não estacionária

### 3.2.2 ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO

Mesmo que variáveis individuais não sejam estacionárias, mas exista pelo menos uma combinação linear estacionária entre elas, então se pode afirmar que essas variáveis são cointegradas (GREENE, 2008), ou seja, é possível verificar uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas, que pode ser estimada e analisada<sup>3</sup>. Dessa forma, para identificar o possível relacionamento de longo prazo entre as séries, utilizou-se o teste de cointegração elaborado por Johansen (1988).

O procedimento de Johansen (1988) considera que todas as variáveis são endógenas e sua utilização não é limitada pela existência de endogeneidade do regressor (relação causal no sentido da variável dependente para a variável explicativa). Esse procedimento utiliza Máxima Verossimilhança para estimar os vetores de cointegração e permite testar e estimar a presença de vários vetores e não só de um único vetor de cointegração.

De acordo com Harris (1995), definido um vetor  $z_t$  de  $n$  variáveis potencialmente endógenas, é possível especificar o seguinte processo gerador, e modelar  $z_t$  como um Vetor Auto-regressivo (VAR) irrestrito com  $k$  defasagens de  $z_t$ :

$$z_t = A_1 z_{t-1} + \dots + A_k z_{t-k} + u_t \quad (7)$$

em que:  $z_t$  é um vetor  $(n \times 1)$ ,  $A_i$  é uma matriz de parâmetros  $(n \times n)$  e  $u_t \sim IID(\mu, \sigma^2)$ .

Ainda conforme Harris (1995), a Equação (7) pode ser reparametrizada em termos de um modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) esboçado como:

$$\Delta z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta z_{t-k+1} + \Pi z_{t-k} + \varepsilon_t \quad (8)$$

em que:  $\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i)$ , ( $i = 1, \dots, k-1$ ) e  $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$ . Da forma como especificado, o sistema contém informações de curto e longo prazo a mudanças de  $z_t$ , via estimativas de  $\hat{\Gamma}_i$  e  $\hat{\Pi}$ , respectivamente, onde  $\Pi = \alpha\beta'$ , com  $\alpha$  representando a velocidade de ajustamento ao desequilíbrio e  $\beta$  a matriz de coeficientes de longo prazo.

A importância do modelo de correção de erro reside no fato de permitir a ligação entre aspectos relacionados à dinâmica de curto prazo com os de longo prazo (HAMILTON, 1994). Dessa forma, os mecanismos de correção de erro pretendem fornecer um caminho para combinar as vantagens de se modelar tanto em nível quanto nas diferenças. Nesse modelo, não apenas a dinâmica do processo de ajustamento de curto prazo como também a do processo de longo prazo são modeladas simultaneamente.

O número de vetores de cointegração depende do posto ou rank ( $r$ ) da matriz  $\Pi$ . Em termos de vetores de cointegração, têm-se três possibilidades, conforme Enders (1995): se o posto de  $\Pi$  é completo, então as variáveis  $Y_t$  são  $I(0)$ , ou seja, significa que qualquer combinação linear entre as variáveis é estacionária e o ajuste do modelo deve ser efetuado com as variáveis em nível; se o posto de  $\Pi$  é zero, então não há relacionamento de cointegração e o modelo deve ser ajustado com as variáveis em diferença e, quando  $\Pi$  tem posto reduzido, há  $r$  vetores de cointegração.

Para Enders (1995), o rank de uma matriz é igual ao número de raízes características estritamente diferentes de zero, que pode ser identificado por meio de dois testes estatísticos. O primeiro deles é o teste do traço, que testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração distintos é menor ou igual a  $r$  contra a hipótese alternativa de que o número desses vetores é maior do que  $r$ , que pode ser definido por:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (9)$$

em que  $\lambda_i$  = valores estimados das raízes características obtidos da matriz  $\Pi$ ;  $T$  = número de observações.

O segundo teste é o do máximo autovalor, que testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração é  $r$  contra a hipótese alternativa de existência de  $r + 1$  vetores de cointegração, podendo ser expresso da seguinte forma:

$$\lambda_{\max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}^i) \quad (10)$$

Verificada a cointegração entre as séries analisadas, estima-se o modelo VEC, conforme definido na Expressão (8).

### 3.2.3 TESTES DE AUTO-CORRELAÇÃO

O teste de Portmanteau calcula as estatísticas *Box-Pierce* / *Ljung-Box* multivariadas para correlação serial residual até a defasagem especificada.

Box-Pierce (1970) desenvolveu uma estatística  $Q$  baseada na soma dos quadrados das autocorrelações. A estatística de Box-Pierce,  $Q = T * \sum_{k=1}^q \rho_k^2$  comparada à distribuição qui-quadrado com “ $q$ ” graus de liberdade. Caso o resíduo seja um ruído branco, a estatística  $Q$  definida segue uma distribuição qui-quadrado com “ $q$ ” graus de liberdade.

Ljung-Box (1978), também conhecido como teste de Box-Pierce modificado, é utilizado para verificar se há falha de ajuste em um modelo temporal. O teste examina as “ $n$ ” primeiras autocorrelações dos resíduos e, caso estas sejam pequenas, há indício de que não há falha no ajuste. A hipótese nula desse teste considera que as autocorrelações até o lag “ $n$ ” é igual a zero e a estatística do teste é definida pela Equação (11):

$$Q^* = T * (T - 2) \sum_k^n \frac{\hat{\rho}_k^2}{T - k} \quad (11)$$

onde  $\hat{\rho}_k$  a autocorrelação estimada dos resíduos na defasagem “ $k$ ” e “ $n$ ” o número de lags testado. O teste irá rejeitar a hipótese nula caso  $Q^* > \chi_{1-\alpha; q}^2$  sendo  $\chi_{1-\alpha; q}^2$  uma distribuição qui-quadrado com “ $q$ ” graus de liberdade e nível de significância  $\alpha$ .

#### 3.2.3.2 TESTE LM

O teste de Breusch (1978) - Godfrey (1978), também conhecido como teste LM (*Lagrange Multiplier*) para autocorrelação, testa a hipótese nula de ausência de autocorrelação até a defasagem  $p$ . Após definir o modelo e estimar seus coeficientes, o teste consiste em efetuar uma regressão do resíduo contra o próprio resíduo defasado no tempo e as variáveis explicativas, de acordo com a Equação (12):

$$\hat{u}_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \hat{\rho}_1 \hat{u}_{t-1} + \hat{\rho}_2 \hat{u}_{t-2} + \dots + \hat{\rho}_p \hat{u}_{t-p} + v_t \quad (12)$$

onde os últimos termos  $\hat{u}_{t-1}, \hat{u}_{t-2}, \dots, \hat{u}_{t-p}$  são os resíduos estimados pela equação do modelo adotado.

## 3.2.4 FONTE DOS DADOS

Os dados para estimação do modelo apresentado na Equação (4) foram coletados nos seguintes sites: no Instituto de Economia Aplicada – IPEA (2019), para as variáveis preço de exportação do grão de soja (preço médio recebido da soja em grão pelo agricultor do Paraná, em R\$ por saca 60 kg, transformado em dólar por toneladas- US\$/toneladas e em euro por toneladas - €/tonelada), custo de produção, utilizado como proxy o Índice de Preços ao Atacado – Disponibilidade Interna – IPA- DI, as taxas de câmbio nominal (em real/ dólar - R\$/US\$ e em real/ euro - R\$/€); e no WORLD BANK (2019) para a variável preço internacional do grão de soja (grão de soja, número 2, preço CIF em Roterdã). O período analisado foi o de janeiro/ 2000 a dezembro/2018, com cotações mensais, totalizando 228 observações. Na Tabela 1, encontra-se um resumo das variáveis estimadas no modelo.

**Tabela 1** -Variáveis estimadas no modelo e as respectivas siglas

Variável	Sigla
Log preço de exportação do grão de soja em dólar	LBRA_SGD
Log preço de exportação do grão de soja em euro	LBRA_SGE
Log custo de produção no Brasil	LBRA_CP
Log taxa de câmbio Real/ Dólar	LBRA_D
Log taxa de câmbio Real/ Euro	LBRA_E
Log preço internacional do grão de soja em dólar	LINT_SGD
Log preço internacional do grão de soja em euro	LINT_SGE

Fonte: Organização dos autores.

Na seção seguinte, será apresentada a análise e discussão dos resultados dos modelos para o grão de soja estimados em dólar e em euro.

## 4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Como forma de indicar a ordem de integração das séries de análise, foram aplicados dois testes de estacionariedade: ADF – *Dickey- Fuller* Aumentado; e KPSS - *Kwiatkowski, Philips, Schmidt e Shin*. Os resultados estão expostos nas Tabelas 2 e 3.

**Tabela 2-** Testes de raiz unitária em nível aplicados nas séries mensais de preços de exportação do grão de soja (em US\$/toneladas e em €/toneladas), custo de produção, taxas de câmbio nominal (R\$/ US\$ e R\$/ €) e preços internacionais do grão de soja (US\$/toneladas e €/toneladas) no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2018.

Séries	Teste ADF			Teste KPSS		
	Modelo	Estatística de teste		Modelo	Estatística de teste	
LBRA_SGD	constante	-1.921503	ns	constante	1.403577	***
LBRA_SGE	constante	-1.963875	ns	constante	1.510005	***
LBRA_CP	constante	-2.199909	ns	constante	1.901491	***
LBRA_D	constante	-1.348579	ns	constante	0.457308	*
LBRA_E	constante	-1.856183	ns	constante	0.681918	**
LINT_SGD	constante	-1.857404	ns	constante	1.306875	***
LINT_SGE	constante	-1.925059	ns	constante	1.472334	***

Nota 1: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%; \* significativo a 10%; ns não significativo

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Pela análise da Tabela 2, observa-se que todas as séries não foram estacionárias em nível, com 5% de significância, para o teste ADF, ou seja, sua média, a variância ou ambas variam com o tempo. Já para o teste KPSS, as séries da taxa de câmbio (R\$/ US\$ e R\$/ €) foram estacionárias em nível, respectivamente, com 10% e 5% de significância. Por outro lado, os resultados da Tabela 3 indicam concordância em ambos os testes, efetuada a primeira diferença, as séries foram estacionárias, com 1% de significância.

**Tabela 3-** Testes de raiz unitária em primeira diferença aplicados nas séries mensais de preços de exportação do grão de soja (em US\$/toneladas e em €/toneladas), custo de produção, taxas de câmbio nominal (R\$/ US\$ e R\$/ €) e preços internacionais do grão de soja (US\$/toneladas e €/toneladas) no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2018.

Séries	Teste ADF			Teste KPSS		
	Modelo	Estatística de teste		Modelo	Estatística de teste	
LBRA_SGD	constante	-10.13462	***	constante	0.107344	ns
LBRA_SGE	constante	-11.44475	***	constante	0.060418	ns
LBRA_CP	constante	-6.411110	***	constante	0.325420	ns
LBRA_D	constante	-9.965397	***	constante	0.134717	ns
LBRA_E	constante	-11.33721	***	constante	0.093503	ns
LINT_SGD	constante	-11.87678	***	constante	0.128123	ns
LINT_SGE	constante	-13.25732	***	constante	0.064572	ns

Nota 1: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%; \* significativo a 10%; ns não significativo

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Efetuada os testes de estacionariedade das séries e identificada a ordem de integração, a próxima etapa consistiu em analisar individualmente a dinâmica do repasse cambial nos preços de exportação do grão de soja.

## 4.1 GRÃO DE SOJA EM DÓLAR

Na Figura 1, é possível identificar a evolução do preço de exportação do grão de soja (em US\$/ toneladas) e a taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) de janeiro de 2000 até dezembro de 2018.

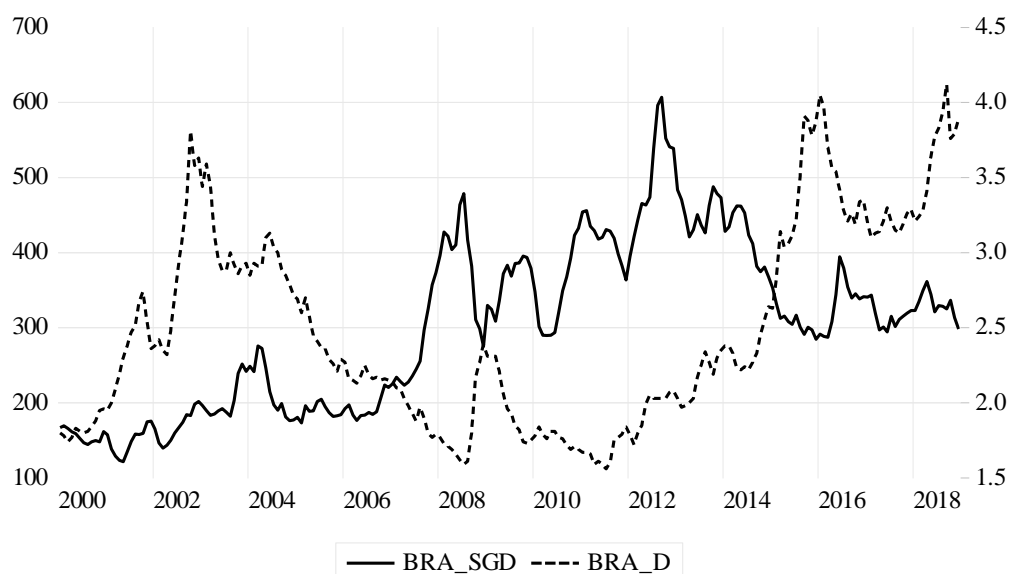


Figura 1- Relação entre preço de exportação do grão de soja (em US\$/ toneladas) e a taxa de câmbio nominal (R\$/US\$), no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2018

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de IPEA (2019).

A partir da Figura 1, identificou-se que as séries apresentam uma tendência estocástica, ou seja, um padrão aleatório ao longo do tempo. Contudo, é possível que os dados apresentem um relacionamento de longo prazo a ser confirmado pelo teste de cointegração.

Para realização do teste de cointegração, é necessário verificar o número de defasagens para inserir do modelo (Tabela 4).

Tabela 4 - Critério de defasagem do VAR auxiliar para o grão de soja em dólar

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
0	289.1284	NA	9.21e-07	-2.545790	-2.484867	-2.521198
1	1914.734	3178.640	5.28e-13	-16.91727	-16.61266	-16.79431
2	2023.485	208.7637	<b>2.31e-13*</b>	<b>-17.74541*</b>	<b>-17.19711*</b>	<b>-17.52408*</b>
3	2030.020	12.31097	2.51e-13	-17.66089	-16.86890	-17.34121
4	2045.725	<b>29.02557*</b>	2.52e-13	-17.65826	-16.62258	-17.24021

Nota 1: valor da verossimilhança (LogL); p-valor do teste de razão de verossimilhança (LR); Erro de Predição Final (FPE); Critério de Informação de Akaike (AIC); Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (BIC); e o Critério de Informação de Hannan & Quinn (HQC).

Nota 2: \*indica a defasagem ótima (n) definida pelo critério.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Com base nos dados da Tabela 4, foi possível identificar o número de defasagens ótimas a incluir no VAR. Selecionaram-se 4 (quatro) defasagens como forma de melhor ajuste no modelo, pois com 2 (duas) defasagens, o modelo apresentou autocorrelação nos resíduos, indicando não ajustamento, que, segundo Greene (2008, pode estar relacionado a variáveis que deveriam ser acrescentadas no modelo econométrico. Ainda nesta perspectiva, para Barros e Souza (1995), isso significa que devem ser incluídas defasagens adicionais nas variáveis já presentes no modelo.

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 5% para a estatística do traço e para a estatística do máximo autovalor (de acordo com os dados da Tabela 5). Além disso, o modelo da equação de cointegração que mais se ajustou ao teste foi o modelo 5 do sumário do teste, com as variáveis em nível com tendência quadrática e as equações de cointegração com tendência linear.



**Tabela 5** – Teste de cointegração de Johansen para o grão de soja em dólar

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
<b>R=0</b>	<b>56.83078**</b>	<b>0.0360</b>	<b>30.92724**</b>	<b>0.0485</b>
R≤1	25.90354	0.3324	14.16933	0.5720
R≤2	11.73420	0.3292	9.299422	0.4649
R≤3	2.434782	0.1187	2.434782	0.1187

Nota: \*\* significativo a 5% e \*\*\* significativo a 1%.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

De acordo com a Tabela 6, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), todos os coeficientes estimados foram significativos ao nível de 1%.

**Tabela 6-** Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o grão de soja em dólar.

LBRA_SGD (-1)	LBRA_CP (-1)	LBRA_D (-1)	LINT_SGD (-1)	@TREND(00M01)	C
1,0000	0.892629***	-0.293854***	-1.436282***	-0.003864	-1.878558
	(0.17474)	(0.08471)	(0.09607)	-	-
	[ 5.10841]	[-3.46879]	[-14.9497]	-	-

Nota 1: LBRA\_SGD = logaritmo neperiano do preço de exportação do grão de soja em dólar (US\$/toneladas); LBRA\_CP = logaritmo neperiano do custo de produção; LBRA\_E = logaritmo neperiano da taxa de câmbio (R\$/ US\$); LINT\_SGD = logaritmo neperiano do preço internacional do grão de soja (US\$/toneladas); @TREND(00M01)= tendência; C = constante. Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t. Nota 3: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%, ns não significativo.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Na Equação (13), é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

$$LBRA\_SGD_t = -0,89 LBRA\_CP + 0,29 LBRA\_D + 1,44 LINT\_SGD_t + 0,004@TREND(00M01) + 1,88 \quad (13)$$

De acordo com a Equação (13), verifica-se que o coeficiente de pass-through foi incompleto, indicando que a variação da taxa de câmbio (R\$/ US\$) influencia parcialmente o preço de exportação do grão de

soja brasileiro cotado em dólar, ou seja, o aumento de 1% na taxa de câmbio ocasiona um aumento de 0,29% no preço de exportação do grão de soja.

Os estudos remontados na literatura revisada, que também encontraram um pass-through incompleto em relação ao grão de soja e os coeficientes estimados, foram de Fraga et al.(2008), -0,34, e Copetti, Vieira e Coronel (2012), -0,11. Demais estudos revisados sobre o repasse das variações da taxa de câmbio aos preços de exportação brasileiros também corroboraram o resultado de um pass-through incompleto (CRUZ JR. ;

SILVA, 2004, TEJADA ; SILVA, 2008, CORREA, 2012; SOUZA; RANIRO; ROSA, 2018 e SOUZA, 2018).

Ainda, de acordo com a Equação (13), o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona uma diminuição de 0,89% no preço de exportação do grão de soja em dólar.

Também foi possível inferir, com base na Equação (13), que o aumento de 1% no preço internacional do grão de soja em dólar determina um aumento de 1,44% no preço de exportação do grão de soja em dólar.

O resultado encontrado na presente pesquisa sugere um coeficiente elástico na transmissão de preços e valida a Lei do Preço Único, que, de acordo com Mundlack e Larson (1992), diz que bens idênticos, em regiões distintas, em livre concorrência de mercado, devem ser vendidos pelo mesmo preço. Outros estudos revisados sobre elasticidade de transmissão de preço também corroboraram para este resultado de um coeficiente elástico na transmissão do preço internacional ao mercado brasileiro (MARGARIDO; TUROLLA ; FERNANDES, 2001; MARGARIDO; FERNANDES ; TUROLLA, 2002; MARGARIDO, TUROLLA; BUENO, 2007; E MARGARIDO, 2012).

Com a finalidade de diagnóstico do modelo, foram estimados dois testes de correlação serial para os resíduos, cujos resultados encontram-se na Tabela 7.

**Tabela 7-** Testes de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o grão de soja em dólar.

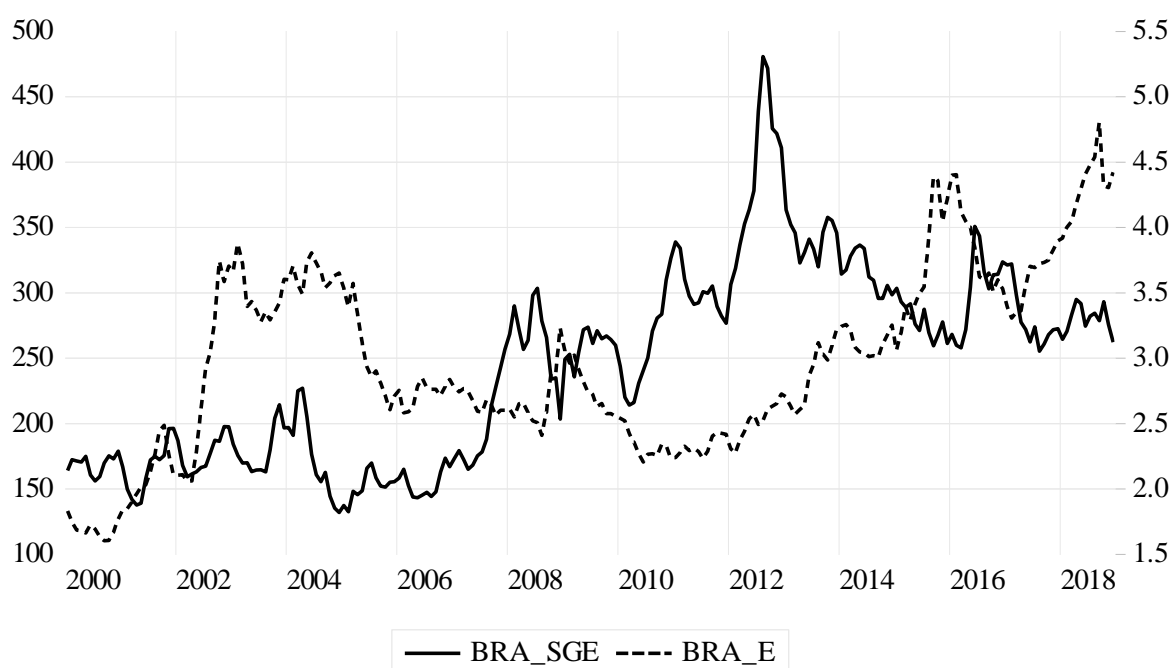
Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	0.24692					
	6	---	0.248039	---	8.466544	0.9337
2	0.90825					
	0	---	0.915348	---	12.66032	0.6974
3	2.29256					
	0	---	2.318534	---	17.53954	0.3515
4	6.90875					
	4	---	7.019042	---	15.69293	0.4746
5	15.6819					
	3	0.9703	15.99344	0.9659	11.84716	0.7544
6	20.5058					
	1	0.9990	20.95070	0.9988	5.858304	0.9896
7	39.1289					
	0	0.9831	40.17731	0.9770	19.52727	0.2423
8	59.7507					
	0	0.9147	61.56644	0.8848	22.77441	0.1199
9	73.5069					
	4	0.9218	75.90121	0.8877	14.86828	0.5343
10	95.5543					
	5	0.7984	98.98371	0.7210	22.71289	0.1216
11	114.871					
	6	0.7095	119.3032	0.6024	21.03467	0.1772
12	122.025					
	2	0.8607	126.8637	0.7796	7.937707	0.9507

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 7, até doze defasagens o teste indica a rejeição da hipótese nula de que a correlação serial é diferente de zero, com 5% de significância. Desta forma, os resultados de diagnóstico do modelo estimado são válidos e apresentam um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

## 4.2 GRÃO DE SOJA EM EURO

Na Figura 2, é possível identificar a evolução do preço de exportação do grão de soja (em € /toneladas) e a taxa de câmbio nominal (R\$/€) de janeiro de 2000 até dezembro de 2018.



**Figura 2** – Relação entre o preço de exportação do grão de soja (em € /toneladas) e a taxa de câmbio nominal (Real/ Euro - R\$/€), no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2018 .

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de IPEA (2019)

A partir da Figura 2, identifica-se que as séries apresentam uma tendência estocástica, ou seja, um padrão aleatório ao longo do tempo. Contudo, é possível que os dados apresentem um relacionamento de longo prazo a ser confirmado pelo teste de cointegração.

Para realização do teste de cointegração, é necessário verificar o número de defasagens para inserir do modelo (Tabela 8).

**Tabela 8** - Critério de defasagem do VAR auxiliar para o grão de soja em euro.

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
1	1910.010	NA	5.32e-13	-16.91081	-16.66712	-16.81244
2	2008.282	189.5249	<b>2.55e-13*</b>	<b>-17.64538*</b>	<b>17.15800*</b>	<b>17.44865*</b>
3	2013.417	9.718592	2.81e-13	-17.54836	-16.81730	-17.25327
4	2028.229	<b>27.50754*</b>	2.84e-13	-17.53775	-16.56300	-17.14430

Nota 1: valor da verossimilhança (LogL); p-valor do teste de razão de verossimilhança (LR); Erro de Predição Final (FPE); Critério de Informação de Akaike (AIC); Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (BIC); e o Critério de Informação de Hannan & Quinn (HQC).

Nota 2: \*indica a defasagem ótima (n) definida pelo critério.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Com base nos dados da Tabela 8, foi possível indicar que o número de defasagens é de 2 (duas) a ser incluída no VAR, visto que, dos cinco critérios considerados, quatro indicaram mesmo número de defasagens do VAR auxiliar.

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 1% (de acordo com os dados da Tabela 9). Além disso, o modelo da equação de cointegração que mais se ajustou ao teste foi o modelo 4 do sumário do teste, com as variáveis em nível e as equações de cointegração com tendência linear e as equações de cointegração com interceptos.

**Tabela 9** – Teste de cointegração de Johansen para o grão de soja em euro.

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
<b>R=0</b>	<b>73.03719***</b>	<b>0.0070</b>	<b>40.07260***</b>	<b>0.0043</b>
R≤1	32.96459	0.3382	17.37864	0.4264
R≤2	15.58595	0.5261	11.58048	0.4552
R≤3	4.005473	0.7413	4.005473	0.7413

Nota: \*\* significativo a 5% e \*\*\* significativo a 1%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

De acordo com a Tabela 10, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), todos os coeficientes estimados foram significativos ao nível de 1%.

**Tabela 10**- Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o grão de soja em euro.

LBRA_SGE (-1)	LBRA_CP (-1)	LBRA_E (-1)	LINT_SGE (-1)	@TREND(00M01)	C
1,0000	0.768381***	-0.326142***	-1.473076***	-0.002865***	-1.022804
	(0.15949)	(0.08603)	(0.09187)	(0.00077)	-
	[ 4.81763]	[-3.79102]	[-16.0341]	[-3.71995]	-

Nota 1: LBRA\_SGE = logaritmo *neperiano* do preço de exportação do grão de soja em euro (em €/toneladas); LBRA\_CP = logaritmo *neperiano* do custo de produção; LBRA\_E = logaritmo *neperiano* da taxa de câmbio (R\$/ €); LINT\_SGE = logaritmo *neperiano* do preço internacional do grão de soja em euro (€/toneladas); @TREND(00M01)= tendência; C = constante. Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t. Nota 3: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%, ns não significativo.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Na Equação (14), é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamentodelongo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

$$LBRA\_SGE_t = -0,77 LBRA\_CP + 0,33 LBRA\_E + 1,47 LINT\_SGE_t + 0,003@TREND(00M01) + 1,02 \quad (14)$$

De acordo com a Equação (14), verifica-se que o coeficiente de pass-through foi incompleto, indicando que a variação da taxa de câmbio influencia parcialmente o preço de exportação do grão de soja em euro, ou seja, o aumento de 1% na taxa de câmbio (R\$/ €) ocasiona um aumento de 0,33% no preço de exportação do grão de soja em euro. O resultado de pass-through incompleto também foi encontrado em diversos estudos sobre as exportações brasileiras já citados anteriormente tanto para o grão de soja quanto para outros produtos e setores, corroborando com a presente pesquisa (CRUZ JR. ; SILVA, 2004 ; TEJADA ; SILVA, 2008; FRAGA et al., 2008; CORREA, 2012; COPETTI, VIEIRA ; CORONEL,2012; SOUZA, RANIRO ; ROSA, 2018; E SOUZA, 2018). Por outro lado, este resultado difere do realizado por Copetti; Vieira & Coronel (2013), que também utilizaram as séries de preços cotadas em euro e a taxa de câmbio (R\$/ €), encontrando um coeficiente de pass-through nulo, indicando que a taxa de câmbio (R\$/ €) não exerce influência sobre os preços de exportação do grão de soja (em €/ toneladas), porém, destaca-se que o período de análise por estes autores foi distinto do adotado na presente pesquisa.

Ainda, o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona uma diminuição de 0,77% no preço de exportação do grão de soja em euro.

Também é possível inferir que o aumento de 1% no preço internacional do grão de soja em euro determina um aumento de 1,47% no preço de exportação do grão de soja em euro brasileiro.

Com a finalidade de diagnóstico do modelo, foram estimados testes de correção serial para os resíduos, cujos resultados encontram-se na Tabela 11.

**Tabela 11**-Teste de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o grão de soja em euro

Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	0.497907	---	0.500130	---	24.12967	0.0867
2	5.776659	---	5.826225	---	20.36285	0.2043
3	23.40222	0.7578	23.68997	0.7441	23.97872	0.0900
4	37.13286	0.7915	37.66913	0.7727	15.31508	0.5017
5	50.61208	0.8260	51.45470	0.8031	14.49369	0.5620
6	59.30625	0.9329	60.38706	0.9184	9.076653	0.9102
7	77.59528	0.8747	79.26335	0.8442	18.59788	0.2901
8	102.5695	0.6551	105.1583	0.5863	26.10405	0.0526
9	119.4844	0.6224	122.7780	0.5395	18.12824	0.3164
10	142.2521	0.4546	146.6046	0.3561	24.15499	0.0862
11	160.5846	0.4058	165.8795	0.2983	19.47728	0.2447
12	169.9696	0.5509	175.7932	0.4265	9.645519	0.8845

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 11, até doze defasagens o teste indica a rejeição da hipótese nula de que a correlação serial é diferente de zero, com 5% de significância. Desta forma, com os resultados de diagnóstico do modelo estimado é válido e apresenta um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

## 4 CONCLUSÕES

O trabalho realizou uma investigação da influência da variação da taxa de câmbio aos preços de exportação do grão de soja em dólar e em euro. Nesse tocante, os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de *pass-through* da taxa de câmbio (em R\$/US\$ e em R\$/€) para os preços de exportação do grão de soja foi incompleto com os coeficientes para dólar e euro de, respectivamente, -0,29 e -0,33.

A partir disso, pode-se inferir que o coeficiente de *pass-through* encontrado determina que depreciações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, dado que não reduzem expressivamente os preços de exportação.

Desse modo, como as variações cambiais determinaram reduzidos efeitos sobre a competitividade do grão de soja, cabe um enfoque sobre aspectos como o grau de concorrência na formação de preços desse mercado (*pricing to market*) e a elasticidade-preço da demanda. Logo, as características do mercado do grão de soja como a elevada concentração, porém com reduzido poder de mercado dos

exportadores, com o crescimento da renda mundial, tem possivelmente minimizado o ajuste dos preços decorrentes de depreciações cambiais.

Entre as limitações do presente trabalho, está o fato de o coeficiente de *pass-through* estimado ser estático, ou seja, permitiu a análise geral de um período específico de tempo, não compreendendo o dinamismo da taxa de câmbio e sua influência período a período sobre os preços do mercado doméstico e de exportação. Neste sentido, recomenda-se, para estudos posteriores, o comparativo em sub-períodos, bem como a aplicação do filtro de *Kalman*, como forma de captar a dinâmica do repasse cambial.

## REFERÊNCIAS

BARROS, M.; SOUZA, R.C. Regressão Dinâmica. Núcleo de Estatística Computacional. PUC-RJ. Rio de Janeiro, 1995.

BOX, G. E. P.; PIERCE, D. A. Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Time Series Models. *Journal of the American Statistical Association*, v. 65, n. 332, p. 1509-1526, 1970.

BREUSCH, T. S. Testing for autocorrelation in dynamic linear models. *Australian Economic Papers*, 17, 1978.

BUENO, R. D. L. D. *Econometria de séries temporais*. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

COPETTI, L. S.; VIEIRA, K. M.; CORONEL, D. A. Transmissão das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação da soja no Brasil e na Argentina. *Custos e Agronegócios Online, Recife*, v. 8, n. 3, p.113-132, jul./ set. 2012.

COPETTI, L. S.; VIEIRA, K. M.; CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação da soja em grão: análise dos mercados dos Estados Unidos, do Brasil e da Argentina. *Revista em Agronegócios e Meio Ambiente*, v. 6, n. 3, p. 435-461, set./dez. 2013

CORREA, A. L. Taxa de câmbio e preços de exportação no Brasil: avaliação empírica dos coeficientes de pass-through setoriais. *Economia e Sociedade, Campinas*, v. 21, n.1 (44), p.61-91, abr. 2012.

CRUZ JR., J. C.; SILVA, O. M. Pass-through da taxa de câmbio nos preços de exportação dos produtos agropecuários brasileiros: 1994-2003. In: *Anais do XLII Congresso brasileiro de economia e sociologia rural (SOBER)*, 2004, Cuiabá-MT.

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.366, p.427-431, 1979.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v.49, p.1057-1073, 1981.

ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*. Nova York: John Wiley & Sons, 1995.



ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, Chicago, v.55, n.2, p. 251-276, 1987

FERREIRA, A.; SANZO, A. Exchange rate pass-through: the case of Brazilian exports of manufactures. In: *World Congress Of The International Economic Association*, 2, Buenos Aires, ago. 1999.

FRAGA, G. J. et al. O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação de soja. *Revista Análise Econômica*, Porto Alegre, n. 49, p. 193-210, 2008.

GODFREY, L. G. Testing for higher order serial correlation in regression equations when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica*, 1978.

GREENE, W. H. *Econometrics Analysis*. 6.ed. New Jersey: Pearson Education, 2008.

HAMILTON, J. D. *Time series analysis*. New Jersey: Princeton University Press, 1994.

HARRIS, R.I.D. *Using cointegration analysis in econometric modelling*. London: Prentice-Hall-Harvester Wheatsheaf, 1995.

IPEA - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Disponível em:

<http://www.ipeadata.gov.br/>

Acesso em: 14 jan. 2019.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamic and Control*, v.12, p.231-254, 1988.

KWIAKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the alternative of stationary against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root?. *Journal of Econometrics*. p. 159-178, 1992.

MDIC - Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. *Balança Comercial*. Disponível em: <http://www.mdic.gov.br/index.php/balanca-comercial> Acesso em: 01 mar. 2019.

MARGARIDO, M. A.; TUROLLA, F. A.; FERNANDES, J. M. Análise da elasticidade de transmissão de preços no mercado internacional de soja. *Pesquisa & Debate*, SP, volume 12, n. 2(20), p. 5-40, 2001.

MARGARIDO, M. A.; FERNANDES, J. M.; TUROLLA, F. A. Análise da formação de preços no mercado internacional de soja: o caso do Brasil. *Agricultura em São Paulo*. São Paulo, v. 49, p.71-85, 2002.

MARGARIDO, M. A.; TUROLLA, F. A.; BUENO, C. R. F. The world market for soybeans: price transmission into Brazil and effects from the timing of crop and trade. *Nova Economia*, Belo Horizonte, v.17, n.2, p.241-270, 2007.

MARGARIDO, M. A. Análise da transmissão espacial de preços no mercado internacional de soja. *Revista de Economia e Administração*, São Paulo, v. 11, n. 3, p. 281-303, 2012.

MENON, J. Exchange rate and import prices for a small open economy. *Applied Economics*, v. 27, n. 3, p. 297-301, 1995.

MUNDLACK, Y.; LARSON, D. F. On the transmission of world agricultural prices. *The World Bank Review*, v.6, n.1, p.399-422, 1992.

RAVALLION, M. Testing market integration. *American Journal of Agricultural economics*, v. 68, n.1, p. 102-109, Feb. 1986.

SOUZA, D. K. F. O impacto das variações cambiais nas exportações do milho e do algodão. 2018. 95 f. Dissertação (Mestrado em Economia). Universidade Federal de São Carlos, Sorocaba, 2018.

SOUZA, D. K. F.; RANIRO, L. R.; ROSA, M. B. Análise do pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportação do açúcar. In: *Anais do 56º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural – SOBER, Campinas - SP, 2018*.

TEJADA, C. A. O.; SILVA, A. G. O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços dos principais produtos exportados pelo Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v.46, n.01, p.171-205, jan-mar/2008

USDA – United States Department of Agriculture. Custom Query. Disponível em:

<https://apps.fas.usda.gov/psdonline/app/index.html#/app/advQuery>

Acesso em: 03 jan. 2019.

WORLD BANK. World Bank Commodity Price Data. Disponível em:

<pubdocs.worldbank.org/en/561011486076393416/CMO-Historical-Data-Monthly.xlsx>

Acesso em: 01 mar. 2019.

## NOTA

<sup>1</sup>Este artigo faz parte de uma pesquisa a qual visa estudar a relação entre variações cambiais em dólar e em euro e os preços de exportação brasileiros do grão, farelo e óleo de soja e conta com o apoio do CNPq, através da chamada Universal-2018.

<sup>2</sup>Um processo estocástico é estacionário quando a sua média e a sua variância são constantes ao longo do tempo e quando o valor da covariância entre dois períodos de tempo depende apenas da distância, do intervalo ou da defasagem entre os períodos de tempo, e não do próprio tempo em que a covariância é calculada. Em notação matemática, as propriedades do processo estocástico estacionário podem ser representadas por: (Média) , (Variância) e (Covariância) . Um processo estocástico com as propriedades descritas anteriormente é conhecido, na literatura de séries temporais, como processo fracamente estacionário, ou estacionário em covariância, ou estacionário de segunda ordem, ou estacionário em sentido amplo. Um processo estocástico é fortemente

estacionário quando todos os momentos de sua distribuição não variam ao longo do tempo (BUENO, 2008.)

<sup>3</sup>Engle e Granger (1987) mostram que, se todas as séries de interesse possuem a mesma ordem de integração  $I(d)$  e existir um vetor  $\alpha$ , com  $\alpha \neq 0$ , em que a combinação linear dessas variáveis seja de ordem  $d-b$ ,  $Z_t = \alpha' X_t \sim I(d-b), b > 0$ , pode-se afirmar que  $X_t$  é um vetor de variáveis cointegradas denotadas por  $X_t \sim CI(d,b)$ .

# Capítulo 11

## TRANSMISSÃO DA VARIAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PREÇOS DE EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS DO FARELO DE SOJA: UM ESTUDO COMPARATIVO DO DÓLAR E DO EURO<sup>1</sup>

[DOI: 10.37423/200500989](https://doi.org/10.37423/200500989)

*Leonardo Sangoi Copetti (Mestre em Administração pela Universidade Federal de Santa Maria (UFSM)).*

*Daniel Arruda Coronel (Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV), Professor Associado do Departamento de Economia e Relações Internacionais (UFSM) e Bolsista de Produtividade do CNPq).*



**Resumo:** O objetivo deste trabalho consistiu no exame da relação entre variações cambiais e os preços brasileiros de exportação do farelo de soja, relação definida como o *pass-through* da taxa de câmbio, tendo como referência o período de janeiro de 2000 a dezembro de 2018. Para tanto, estimaram-se modelos em dólar e em euro. Os dados foram coletados nos *sites* do Instituto de Economia Aplicada – IPEA e no WORLD BANK. Neste sentido, fez-se uso dos instrumentais de séries temporais, especialmente do Modelo Vetor de Correção de Erros. Os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação do farelo de soja foi nulo para o dólar e o euro, representando que as variações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos de competitividade, afetando apenas o *mark-up* do exportador.

**Palavras-chave:** Farelo de soja. Preços de Exportação. *Pass-Through*.

## 1 INTRODUÇÃO

Segundo o *United States Department of Agriculture – USDA* (2019), o Brasil representa o segundo maior exportador mundial do farelo de soja, uma vez que, na safra 2018/ 2019, o total exportado foi de 15 milhões de toneladas, o que representou 22,39% das exportações mundiais, que foram de 67 milhões de toneladas.

Além disso, para o Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC, 2019), o total do farelo de soja exportado pelo Brasil, em 2018, foi de US\$ 6,70 bilhões, o que representou 2,79% das exportações totais do país. Em comparação com o ano de 2000, houve um incremento de 309% do faturamento das exportações da *commodity*, sendo que as exportações neste ano foram de US\$ 1,64 bilhões.

Para Freitas & Massuquetti (2013), as exportações brasileiras do farelo de soja, mesmo apresentando competitividade, tiveram redução desta entre os anos de 1996 a 2010. Dentre os motivos citados pelos autores estão a implantação da Lei Kandir, em 1996, que desonerou as exportações do grão de soja e fez com que os exportadores privilegiassem o grão em contrapartida ao farelo e óleo de soja, e a apreciação cambial ocorrida em 2010, que encareceu o produto agrícola brasileiro no mercado internacional, tirando a competitividade do país e prejudicando a renda do produtor rural.

Segundo Ferreira & Sanso (1999), países com industrialização tardia como o Brasil são geralmente considerados com pouco controle sobre os preços que vendem nos mercados internacionais. Desta forma, as variações na taxa câmbio podem ter pouca relevância na determinação dos preços de exportação, ou seja, o coeficiente de *pass-through* tende a ser nulo.

Diante deste contexto, o problema desta pesquisa é responder à seguinte questão: existe diferença entre o grau de *pass-through* para os preços brasileiros de exportação do farelo de soja entre as taxas de câmbio real/ dólar e real/ euro no período compreendido entre 01/2000 a 12/2018?

A partir do desenvolvimento deste estudo, têm-se elementos que auxiliem a compreender a magnitude com que se dá a transmissão de preços para o mercado do farelo da soja, bem como entender mais de como a política econômica e cambial pode impactar sobre a competitividade do exportador brasileiro.

O presente trabalho está estruturado em três seções, além desta introdução. Na segunda seção, são apresentados os estudos empíricos realizados sobre a transmissão de preços e o coeficiente de *pass-through* no mercado brasileiro; na terceira seção, os procedimentos metodológicos são esboçados; na seção seguinte, os resultados são analisados e discutidos; e, por fim, na última seção, são apresentadas as principais conclusões do trabalho.

## 2 TRANSMISSÃO DE PREÇOS E COEFICIENTE DE PASS-THROUGH NO MERCADO BRASILEIRO

Ferreira e Sansó (1999) investigaram a relação da taxa de câmbio e os preços das exportações brasileiras de manufaturados, com dados trimestrais, no período de março de 1978 a abril de 1996, dividido em dois sub-períodos, ou seja, de março de 1978 a abril de 1985 e de janeiro de 1986 a abril de 1996. Para tanto, utilizaram-se de econometria de séries temporais baseadas na metodologia de Engle-Granger, Shin e Johansen. Como resultados, no período de março de 1978 a abril de 1996, os autores encontraram que havia um coeficiente de *pass-through* incompleto e que as variações da taxa de câmbio influenciam parcialmente os preços de exportação. Já no sub-período de janeiro de 1986 a abril de 1996, o *pass-through* foi próximo a zero, indicando que as variações na taxa de câmbio possivelmente não exerceram influência sobre os preços das exportações brasileiras de manufaturados, sendo as mudanças nos preços de exportação explicadas basicamente pelo movimento nos preços internacionais. Os autores sugerem que este resultado está ligado à opção dos exportadores brasileiros por não alterarem seus preços em moeda estrangeira devido à extrema instabilidade cambial que caracterizou este período. Desta forma, para preservar sua participação nos mercados externos, os exportadores optaram por manter seus preços em moeda estrangeira invariantes às mudanças na taxa de câmbio que são percebidas como transitórias.

Margarido, Turolla & Fernandes (2001) analisaram a elasticidade da transmissão de preços no mercado de grão de soja entre o Porto de Rotterdam e o Brasil, no período de julho de 1994 e setembro de 2000. Para tanto, utilizaram-se de econometria de séries temporais e do modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC. Como resultados, os autores estimaram um coeficiente de longo prazo para o Porto de Rotterdam de -1,19311, indicando que havia uma relação elástica e que as variações nos preços da soja em Rotterdam são transferidas mais que proporcionalmente, em torno de 119,31%, para os preços domésticos no Brasil. Além disso, o coeficiente da taxa de câmbio nominal foi de -1,03867, indicando que as variações na taxa de câmbio nominal são transferidas em 103,87% para os preços domésticos no Brasil.

Margarido, Fernandes & Turolla (2002) utilizaram o modelo de Mundlack e Larson (1992), baseado na Lei do Preço Único, com a finalidade de estimar a elasticidade de transmissão de preços entre os mercados do Brasil (preço FOB) e o Porto de Rotterdam (preço CIF), no período de julho de 1994 a setembro de 2001. Neste sentido, utilizam-se de econometria de séries temporais (estacionariedade - teste ADF, causalidade de Granger, cointegração de Johansen, e modelo vetorial de correção de erros – VEC). Como resultado, os autores estimaram um coeficiente de longo prazo de -0,98148 para o Porto

de Rotterdam, indicando que as variações no mercado externo são transmitidas integralmente para os preços FOB do grão da soja no mercado brasileiro.

Margarido, Turolla & Bueno (2007) analisaram a transmissão de preços do grão da soja entre os mercados europeus, brasileiros, argentinos e americanos, no período de outubro de 1995 até outubro de 2003. Os autores utilizaram-se de econometria de séries temporais e do modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC. Como resultados, constataram que as variações no mercado internacional do preço da soja tendem a ser totalmente transmitidas aos preços no Brasil no longo prazo, de modo que a elasticidade do preço de transmissão é a unidade. Outra importante conclusão do estudo foi a de que Brasil e Argentina apresentaram-se como mercados tomadores de preços, já o Porto de Rotterdam e os Estados Unidos foram apontados como formadores de preços.

Margarido (2012) investigou a transmissão espacial de preços no mercado internacional do grão da soja do Brasil, Argentina e Rotterdam, no período de outubro de 1998 a dezembro de 2009. Para tanto, utilizou-se de econometria de séries temporais e do modelo Vetorial de Correção de Erros - VEC, empregando o modelo de transmissão espacial de preços desenvolvido por Ravallion (1986). Como resultados, o autor identificou que as variações dos preços internacionais do grão de soja (Rotterdam) são transmitidas integralmente ao mercado brasileiro.

Bender Filho *et al.* (2013) investigaram a relação entre variações cambiais e preços de exportação dos produtos do complexo soja brasileiro (grão, farelo e óleo), no período de janeiro de 1999 a novembro de 2011, com cotações mensais. As variáveis utilizadas foram os preços médios de exportação da soja em grão, em farelo e o óleo de soja (em US\$/ tonelada) no Porto de Paranaguá; o Índice de Preços ao Produtor Amplo – Agropecuária; a taxa de câmbio nominal - média do período (R\$/US\$); e os preços médios internacionais da soja em grão, em farelo e o óleo de soja (em US\$/ tonelada) em Chicago. Para tanto, utilizaram-se de econometria de séries temporais e do modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC. Como resultados, os autores estimaram os coeficientes de *pass-through* incompletos para a soja em grão (0,1585), farelo (-0,5337) e óleo de soja (-0,2650), indicando que depreciações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, dado que não diminuem expressivamente os preços de exportação em moeda estrangeira.

Copetti, Vieira & Coronel (2013) analisaram o relacionamento da taxa de câmbio (real/ euro - R\$/€) e os preços de exportação do grão de soja entre Estados Unidos, Brasil e Argentina (em euro/ toneladas - €/ toneladas), no período de janeiro de 2003 a janeiro de 2012. Para tanto, os autores usaram testes de estacionariedade das séries (ADF e KPSS), o teste de cointegração de Johansen e o modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC. Como resultados, foram identificados um coeficiente de *pass-through*



incompleto para os Estados Unidos e coeficientes nulos para o Brasil e Argentina. No mercado norte-americano, o coeficiente de -0,65 indicou que a taxa de câmbio (dólar/euro - U\$/€) influencia parcialmente o preço de exportação do grão de soja (€/ toneladas) e que a variação de 1% na taxa de câmbio produz uma variação de 0,65% no mesmo sentido do preço de exportação do grão de soja. Já nos mercados brasileiros e argentinos, a variação da taxa de câmbio não exerceu influência sobre os preços de exportação do grão de soja.

Souza (2018) buscou avaliar a influência das variações cambiais no desempenho exportador do milho e do algodão considerando dados mensais de janeiro de 2002 a dezembro de 2016. Para estimar o *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação do milho e do algodão, empregou o Modelo Vetorial de Correção de Erro e o Modelo Estrutural Vetorial de Correção de Erro. Os resultados mostraram que o *pass-through* da taxa de câmbio para o preço de exportação do milho foi incompleto, implicando que as variações cambiais afetaram a competitividade do exportador dessa cultura. No caso do algodão, o *pass-through* para o preço de exportação do algodão foi nulo, indicando que as variações cambiais agiram impactando apenas o *mark-up* do exportador dessa *commodity*.

No Quadro 1, faz-se uma síntese dos estudos acerca dos estudos sobre transmissão de preços e coeficiente de *pass-through* nas exportações brasileiras.

<b>Autores</b>	<b>País / países</b>	<b>Período</b>	<b>Produtos</b>	<b>Metodologia/ objetivo do estudo</b>	<b>Resultados</b>
Ferreira e Sansó (1999)	Brasil	03/1978-04/1996	produtos manufaturados	Metodologia de Engle-Granger, Shin e Johansen/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto
Margarido, Turolla & Fernandes (2001)	Brasil	07/1994-09/2000	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ elasticidade de transmissão de preços internacional	coeficiente elástico (-1,19311)
Margarido, Fernandes & Turolla (2002)	Brasil	07/1994-09/2001	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ elasticidade de transmissão de	coeficiente elástico (-0,98148)

				preços internacional	
Margarido, Turolla & Bueno (2007)	Brasil, Argentina e Estados Unidos	10/1995-10-2003	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ elasticidade de transmissão de preços internacional	coeficiente elástico (unidade)
Margarido (2012)	Brasil e Argentina	10/1998-10/2009	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ elasticidade de transmissão espacial de preços internacional	transmissão integral da variação dos preços internacionais do grão de soja ao mercado brasileiro
Bender Filho et al. (2013)	Brasil	01/1999-11/2011	grão, farelo e óleo de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto para a soja em grão (0,1585), farelo (-0,5337) e óleo (-0,2650)
Copetti, Vieira & Coronel (2013)	Estados Unidos, Brasil e Argentina	01/2003-01/2012	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> nulo
Souza (2018)	Brasil	01/2002-12/2016	milho e algodão	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ Modelo Estrutural Vetorial de Correção de Erro/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> nulo para o algodão

**Quadro 1** - Síntese dos estudos empíricos.

Fonte: Organização dos autores.

Nesta subseção, foram reunidos estudos realizados sobre transmissão de preços e coeficiente de *pass-through* nas exportações brasileiras a fim de analisar a relação entre a taxa de câmbio e os preços de

exportação do Brasil, bem como a transmissão de preços internacionais aos preços domésticos e de exportação brasileiros da soja.

Os estudos supracitados revelaram que o Brasil apresentou um coeficiente de *pass-through* nulo e incompleto nas exportações e que a transmissão de preços internacionais da soja aos preços domésticos se comportou de forma elástica, ou seja, os preços internacionais são transmitidos integralmente aos preços domésticos. A presente pesquisa difere dos estudos citados pelo comparativo do coeficiente de *pass-through* nas exportações do farelo de soja em dólar e em euro.

## 3 METODOLOGIA

### 3.1 MODELO ANALÍTICO

O modelo econométrico *pass-through*, de acordo com Menon (1995), usado em sua forma mais simples, parte de um modelo de *mark-up* que pode ser representado da seguinte forma:

$$P^*X = (1 + \lambda)(CP/E) \quad (1)$$

em que;  $P^*X$  preço de exportação em moeda estrangeira;  $(CP/E)$  é o custo de produção, medido em moeda estrangeira;  $E$  é a taxa de câmbio nominal; e  $\lambda$  é *mark-up*.

Partindo-se do pressuposto que o *mark-up* pode variar de acordo com a pressão competitiva no mercado mundial, tem-se que:

$$(1 + \lambda) = \left[ \frac{PW}{CP/E} \right]^\alpha \quad (2)$$

com  $[PW/(CP/E)]$ , correspondendo à diferença entre o preço das exportações mundiais e o custo de produção do exportador medido em moeda estrangeira.

Substituindo a Equação (2) em (1) e aplicando-se o logaritmo neperiano no resultado dessa substituição, chega-se à seguinte equação de preço de exportação em moeda estrangeira:

$$\ln P^*X = (1 + \alpha)\ln(CP/E) + \alpha \ln PW \quad (3)$$

Considerando-se a versão não restrita da Equação (3), na qual não se exige que a soma dos coeficientes relativos à  $\ln(CP/E)$  e  $\ln(PW)$  seja igual a 1 e na qual se admite que os coeficientes relativos a  $\ln(CP)$  e  $\ln(E)$  difiram em sinal e magnitude, conforme Menon (1995), tem-se:

em que o coeficiente de *pass-through* é representado  $\phi_2$  por.

$\phi_2$  A análise do resultado deste coeficiente pode ser expressa da seguinte forma:

1. = 0; significa que a taxa de câmbio não exerce influência sobre o preço em  $\phi_2$  moeda estrangeira dos bens exportados;

2. = -1; significa que a mudança na taxa de câmbio afeta integralmente o preço em moeda  $\phi_2$  estrangeira dos bens exportados; e

3.  $-1 < \phi_2 < 0$ ; significa que a mudança na taxa de câmbio afeta parcialmente o preço em moeda estrangeira dos bens exportados.

## 3.2 PROCEDIMENTOS ECONOMETRÍCOS

### 3.2.1 TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

Para determinar a ordem de integração das séries de interesse, este trabalho utilizou os testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (DICKEY; FULLER, 1979, 1981) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS, 1992). Esses testes permitem verificar a existência ou não de raízes unitárias nas séries temporais, ou seja, se as variáveis são ou não estacionárias.

O teste ADF consiste na estimação da seguinte equação por Mínimos Quadrados Ordinários e pode ser expresso, conforme Enders (1995), da seguinte forma:

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

com:  $\gamma = -\left(1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i\right)$  e  $\beta_i = \sum_{j=i}^p \alpha_j$ ,

em que:  $\alpha_0$  é o intercepto;  $\gamma$  descreve o comportamento da série temporal;  $y$  representa a variável  $\Delta$  dependente;  $\Delta$  é a representação do operador de diferença e  $\varepsilon_t$  denota o erro, que se assume ser identicamente e independentemente distribuída. A fim de determinar o número de defasagens utilizadas no teste para eliminar a autocorrelação residual, utilizou-se o menor valor do critério de Schwarz (SBC).

O parâmetro de interesse nas regressões (sem intercepto e sem tendência; com intercepto; com intercepto e tendência)  $\gamma$  é , sendo que, se  $\gamma = 0$ , a série contém uma

raiz unitária. Nesse teste, compara-se o resultado da estatística  $\tau$  com os valores apropriados reportados por Dickey-Fuller para determinar se aceita ou se rejeita a hipótese nula  $\gamma = 0$ . A hipótese

nula será rejeitada se o valor calculado da estatística  $\tau$  for maior do que o valor crítico de Dickey-Fuller, indicando que a série é estacionária; caso contrário, a série é não estacionária.

O KPSS é um teste alternativo ao ADF, sendo definido pelo procedimento de um teste de não estacionariedade contra a hipótese nula de estacionariedade, conforme Greene (2008). Formalmente é expresso pela seguinte expressão:

$$\begin{aligned} y_t &= \alpha + \beta t + \gamma \sum_{i=1}^t z_i + \varepsilon_t \\ y_t &= \alpha + \beta_t + \gamma Z_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (6)$$

tendo as seguintes hipóteses:

$H_0: \gamma = 0$ , série é estacionária;

$H_a: \gamma \neq 0$ , série é não estacionária.

### 3.2.2 ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO

Mesmo que variáveis individuais não sejam estacionárias, mas exista pelo menos uma combinação linear estacionária entre elas, então se pode afirmar que essas variáveis são cointegradas (GREENE, 2008), ou seja, é possível verificar uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas, que pode ser estimada e analisada. Dessa forma, para identificar o possível relacionamento de longo prazo entre as séries, utilizou-se o teste de cointegração elaborado por Johansen (1988).

O procedimento de Johansen (1988) considera que todas as variáveis são endógenas e sua utilização não é limitada pela existência de endogeneidade do regressor (relação causal no sentido da variável dependente para a variável explicativa). Esse procedimento utiliza Máxima Verossimilhança para estimar os vetores de cointegração e permite testar e estimar a presença de vários vetores e não só de um único vetor de cointegração.

De acordo com Harris (1995), definido um vetor  $z_t$  de  $n$  variáveis potencialmente endógenas, é possível especificar o seguinte processo gerador, e modelar  $z_t$  como um Vetor Auto-regressivo (VAR) irrestrito com  $k$  defasagens de  $z_t$ :

$$z_t = A_1 z_{t-1} + \dots + A_k z_{t-k} + u_t \quad (7)$$

em que:  $z_t$  é um vetor ( $n \times 1$ ),  $A_i$  é uma matriz de parâmetros ( $n \times n$ ) e  $u_t \sim IID(\mu, \sigma^2)$ .

Ainda conforme Harris (1995), a Equação (7) pode ser reparametrizada em termos de um modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) esboçado como:

$$\Delta z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta z_{t-k+1} + \Pi z_{t-k} + \varepsilon_t \quad (8)$$

em que:  $\Gamma_i = -(\mathbf{I} - \mathbf{A}_1 - \dots - \mathbf{A}_i)$ , ( $i = 1, \dots, k-1$ ) e  $\Pi = -(\mathbf{I} - \mathbf{A}_1 - \dots - \mathbf{A}_k)$ . Da forma como especificado, o sistema contém informações de curto e longo prazo a mudanças de  $z_t$ , via estimativas de  $\hat{\Gamma}_i$  e  $\hat{\Pi}$ , respectivamente, onde  $\Pi = \alpha\beta'$ , com  $\alpha$  representando a velocidade de ajustamento ao desequilíbrio e  $\beta$  a matriz de coeficientes de longo prazo.

A importância do modelo de correção de erro reside no fato de permitir a ligação entre aspectos relacionados à dinâmica de curto prazo com os de longo prazo (HAMILTON, 1994). Dessa forma, os mecanismos de correção de erro pretendem fornecer um caminho para combinar as vantagens de se modelar tanto em nível quanto nas diferenças. Nesse modelo, não apenas a dinâmica do processo de ajustamento de curto prazo como também a do processo de longo prazo são modeladas simultaneamente.

O número de vetores de cointegração depende do posto ou rank ( $r$ ) da matriz  $\Pi$ . Em termos de vetores de cointegração, têm-se três possibilidades, conforme Enders (1995): se o posto de  $\Pi$  é completo, então as variáveis  $Y_t$  são  $I(0)$ , ou seja, significa que qualquer combinação linear entre as variáveis é estacionária e o ajuste do modelo deve ser efetuado com as variáveis em nível; se o posto de  $\Pi$  é zero, então não há relacionamento de cointegração e o modelo deve ser ajustado com as variáveis em diferença e, quando  $\Pi$  tem posto reduzido, há  $r$  vetores de cointegração.

Para Enders (1995), o rank de uma matriz é igual ao número de raízes características estritamente diferentes de zero, que pode ser identificado por meio de dois testes estatísticos. O primeiro deles é o teste do traço, que testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração distintos é menor ou igual a  $r$  contra a hipótese alternativa de que o número desses vetores é maior do que  $r$ , que pode ser definido por:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i') \quad (9)$$

em que  $\lambda_i'$  = valores estimados das raízes características obtidos da matriz  $\Pi$ ;  $T$  = número de observações.

O segundo teste é o do máximo autovalor, que testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração é  $r$  contra a hipótese alternativa de existência de  $r + 1$  vetores de cointegração, podendo ser expresso da seguinte forma:

$$\lambda_{\max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \lambda'_{r+1}) \quad (10)$$

Verificada a cointegração entre as séries analisadas, estima-se o modelo VEC, conforme definido na Expressão (8).

### 3.2.3 TESTES DE AUTOCORRELAÇÃO

#### 3.2.3.1 TESTE DE PORTMANTEAU

O teste de Portmanteau calcula as estatísticas *Box-Pierce* / *Ljung-Box* multivariadas para correlação serial residual até a defasagem especificada.

Box-Pierce (1970) desenvolveu uma estatística Q baseada na soma dos quadrados das autocorrelações. A estatística de Box-Pierce,  $Q = T * \sum_{k=1}^q \rho_k^2$  comparada à distribuição qui-quadrado com “q” graus de liberdade. Caso o resíduo seja um ruído branco, a estatística Q definida segue uma distribuição qui-quadrado com “q” graus de liberdade.

Ljung-Box (1978), conhecido como teste de Box-Pierce modificado, também é utilizado para verificar se há falha de ajuste em um modelo temporal. O teste examina as “n” primeiras autocorrelações dos resíduos e, caso estas sejam pequenas, há indício de que não há falha no ajuste. A hipótese nula desse teste considera que as autocorrelações até o lag “n” é igual a zero e a estatística do teste é definida pela Equação (11):

$$Q^* = T * (T - 2) \sum_k^n \frac{\hat{\rho}_k^2}{T - k} \quad (11)$$

onde  $\hat{\rho}_k$  a autocorrelação estimada dos resíduos na defasagem “k” e “n” o número de lags testado. O teste irá rejeitar a hipótese nula caso , sendo  $Q^* > \chi_{1-\alpha; q}^2$  na distribuição  $\chi_{1-\alpha; q}^2$  qui-quadrado com “q” graus de liberdade e nível de significância  $\alpha$ .

#### 3.2.3.2 TESTE LM

O teste de Breusch (1978) - Godfrey (1978), também conhecido como teste LM (*Lagrange Multiplier*) para autocorrelação, testa a hipótese nula de ausência de autocorrelação até a defasagem  $p$ . Após definir o modelo e estimar seus coeficientes, o teste consiste em efetuar uma regressão do resíduo contra o próprio resíduo defasado no tempo e as variáveis explicativas, de acordo com a Equação (12):

$$\hat{u}_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \hat{\rho}_1 \hat{u}_{t-1} + \hat{\rho}_2 \hat{u}_{t-2} + \dots + \hat{\rho}_p \hat{u}_{t-p} + v_t \quad (12)$$

onde os últimos termos  $\hat{u}_{t-1}, \hat{u}_{t-2}, \dots, \hat{u}_{t-p}$  são os resíduos estimados pela equação do modelo adotado.

## 3.2.4 FONTE DOS DADOS

Os dados para estimação do modelo apresentado na Equação (4) foram coletados nos seguintes *sites*: no Instituto de Economia Aplicada – IPEA (2019), para as variáveis preço de exportação do farelo de soja (preço médio do farelo de soja vendido no atacado no Paraná, em R\$ por toneladas, transformado em dólar por toneladas - US\$/toneladas e em euro por toneladas - €/toneladas), custo de produção, utilizado como *proxy* o Índice de Preços ao Atacado – Disponibilidade Interna – IPA- DI, as taxas de câmbio nominal (em real/ dólar - R\$/US\$ e em real/ euro - R\$/€); e no WORLD BANK (2019) para a variável preço internacional do farelo de soja (farelo de soja, preço CIF em Rotterdam, em dólar por toneladas - US\$/toneladas e transformada em euro por toneladas - €/toneladas). O período analisado foi o de janeiro/ 2000 a dezembro/2018, com cotações mensais, totalizando 228 observações. Na Tabela 1, encontra-se um resumo das variáveis que foram estimadas no modelo.

**Tabela 1** -Variáveis estimadas no modelo e as respectivas siglas

Variável	Sigla
Log preço de exportação do farelo de soja em dólar	LBRA_SFD
Log preço de exportação do farelo de soja em euro	LBRA_SFE
Log preço de exportação do farelo de soja em reais	LBRA_SFR
Log custo de produção no Brasil	LBRA_CP
Log taxa de câmbio real/ dólar	LBRA_D
Log taxa de câmbio real/ euro	LBRA_E
Log preço internacional do farelo de soja em dólar	LINT_SFD
Log preço internacional do farelo de soja em euro	LINT_SFE

Fonte: Organização dos autores

Na seção seguinte, será apresentada a análise e a discussão dos resultados dos modelos para o farelo de soja estimados em dólar e em euro, bem como dois modelos em reais.

## 3 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Como forma de indicar a ordem de integração das séries de análise, foram aplicados dois testes de estacionariedade: ADF – *Dickey- Fuller* Aumentado; e KPSS - *Kwiatkowski, Philips, Schmidt e Shin*. Os resultados estão expostos nas Tabelas 2 e 3.

**Tabela 2**- Testes de raiz unitária em nível aplicados nas séries mensais de preços de exportação do farelo de soja (em US\$/toneladas, em €/toneladas e em R\$/ toneladas, custo de produção, taxas de



câmbio nominal (R\$/ US\$ e R\$/ €) e preços internacionais do farelo de soja (US\$/toneladas e € /toneladas) no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2018

Séries	Teste ADF				Teste KPSS	
	Modelo	Estatística de teste		Modelo	Estatística de teste	
LBRA_SFD	constante	-2.351683	ns	constante	1.498973	***
LBRA_SFE	constante	-2.491703	ns	constante	1.508401	***
LBRA_SFR	constante	-1.971740	ns	constante	1.664349	***
LBRA_CP	constante	-2.199909	ns	constante	1.901491	***
LBRA_D	constante	-1.348579	ns	constante	0.457308	*
LBRA_E	constante	-1.856183	ns	constante	0.681918	**
LINT_SFD	constante	-2.020180	ns	constante	1.424352	***
LINT_SFE	constante	-2.113602	ns	constante	1.479278	***

**Tabela 2-** Testes de raiz unitária em nível aplicados nas séries mensais de preços de exportação do farelo de soja (em US\$/toneladas, em € /toneladas e em R\$/ toneladas, custo de produção, taxas de câmbio nominal (R\$/ US\$ e R\$/ €) e preços internacionais do farelo de soja (US\$/toneladas e € /toneladas) no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2018

Nota 1: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%; \* significativo a 10%; ns não significativo

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Pela análise da Tabela 2, observa-se que todas as séries não foram estacionárias em nível, com 5% de significância, para o teste ADF, ou seja, sua média, a variância ou ambas variam com o tempo. Já de acordo com o teste KPSS, as séries da taxa de câmbio (R\$/ US\$ e R\$/ €) foram estacionárias em nível, respectivamente, com 10% e 5% de significância. Por outro lado, os resultados da Tabela 3 indicaram concordância em ambos os testes, efetuada a primeira diferença, as séries foram estacionárias, com 5% de significância.

**Tabela 3-** Testes de raiz unitária em primeira diferença aplicados nas séries mensais de preços de exportação do farelo de soja (em US\$/toneladas, em €/toneladas e em R\$/ toneladas), custo de produção, taxas de câmbio nominal (R\$/ US\$ e R\$/ €) e preços internacionais do farelo de soja (US\$/toneladas e €/toneladas) no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2018

Séries	Modelo	Teste ADF		Teste KPSS	
		Estatística de teste		Modelo	Estatística de teste
LBRA_SFD	constante	-9.964743	***	constante	0.094289 ns
LBRA_SFE	constante	-10.39145	***	constante	0.033618 ns
LBRA_SFR	constante	-9.937427	***	constante	0.028992 ns
LBRA_CP	constante	-6.411110	***	constante	0.325420 ns
LBRA_D	constante	-9.965397	***	constante	0.134717 ns
LBRA_E	constante	-11.33721	***	constante	0.093503 ns
LINT_SFD	constante	-10.16310	***	constante	0.093584 ns
LINT_SFE	constante	-11.51067	***	constante	0.048402 ns

Nota 1: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%; \* significativo a 10%; ns não significativo.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Efetuada os testes de estacionariedade das séries e identificada a ordem de integração, a próxima etapa consistiu em analisar individualmente a dinâmica do repasse cambial nos preços de exportação do farelo de soja.

### 3.1 MODELO 1: FARELO DE SOJA EM DÓLAR E TAXA DE CÂMBIO REAL/DÓLAR

Na Figura 1, é possível identificar a evolução do preço de exportação do farelo de soja (em US\$/toneladas) e a taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) de janeiro de 2000 até dezembro de 2018.

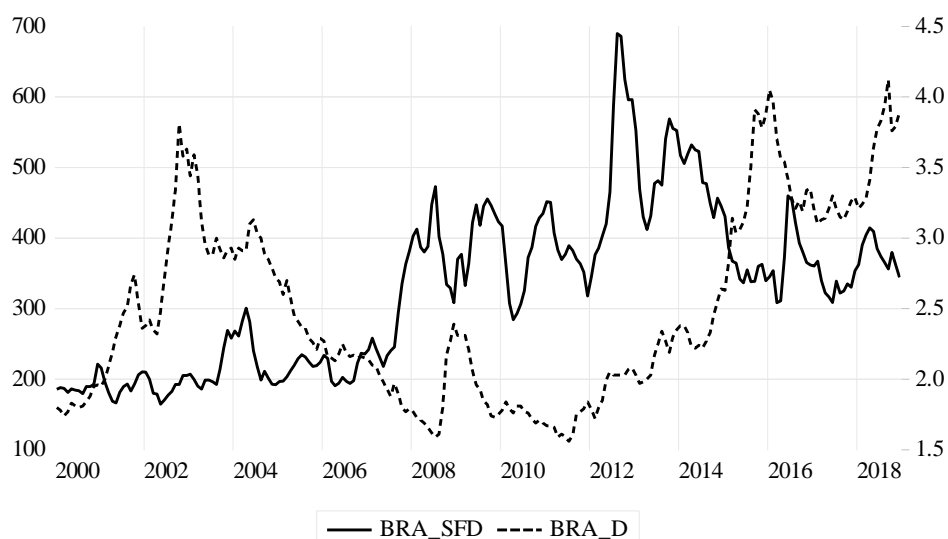


Figura 1- Relação entre o preço de exportação do farelo de soja (em US\$/ toneladas) e a taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) de janeiro de 2000 até dezembro de 2018.

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de IPEA (2019).

A partir da Figura 1, identificou-se que as séries apresentam uma tendência estocástica, ou seja, um padrão aleatório ao longo do tempo. Contudo, é possível que os dados apresentem um relacionamento de longo prazo a ser confirmado pelo teste de cointegração.

Para realização do teste de cointegração, é necessário verificar o número de defasagens para inserir do modelo (Tabela 4).

**Tabela 4** - Critério de defasagem do VAR auxiliar para o Modelo 1.

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
			6.61e-			
1	1885.740	NA	13	-16.69411	-16.45042	-16.59575
			<b>2.25e-</b>			
<b>2</b>	<b>2022.346</b>	<b>263.4545*</b>	<b>13*</b>	<b>-17.77095*</b>	<b>-17.28357*</b>	<b>-17.57422*</b>
			2.37e-			
3	2032.569	19.35059	13	-17.71937	-16.98830	-17.42428
			2.48e-			
4	2043.719	20.70660	13	-17.67606	-16.70131	-17.28260

Nota 1: valor da verossimilhança (LogL); p-valor do teste de razão de verossimilhança (LR); Erro de Predição Final (FPE); Critério de Informação de Akaike (AIC); Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (BIC); e o Critério de Informação de Hannan & Quinn (HQC).

Nota 2: \*indica a defasagem ótima (n) definida pelo critério

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base nos dados da Tabela 4, é possível indicar que o número de defasagens é de 2 (duas) a serem incluídas no VAR, visto que todos os critérios considerados indicaram o mesmo número de defasagens do VAR auxiliar.

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 1% para a estatística do traço e para a estatística do máximo autovalor (de acordo com os dados da Tabela 5). Além disso, o modelo da equação de cointegração que mais se ajustou ao teste foi o caso 4 do sumário do teste, com as variáveis em nível e as equações de cointegração com tendência linear e as equações de cointegração com interceptos.

**Tabela 5** – Teste de cointegração de Johansen para o Modelo 1

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
<b>R=0</b>	<b>86.04588***</b>	<b>0.0002</b>	<b>53.73018***</b>	<b>0.0000</b>
R≤1	32.31569	0.3716	14.29487	0.6970
R≤2	18.02082	0.3425	11.98252	0.4168
R≤3	6.038297	0.4555	6.038297	0.4555

Nota: \*\* significativo a 5% e \*\*\* significativo a 1%.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa. De acordo com a Tabela 6, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), somente o coeficiente da taxa de câmbio (R\$/ US\$) foi não significativo ao nível de 10%, e os demais coeficientes foram significativos ao nível de 1%.

**Tabela 6**- Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o Modelo 1.

LBRA_SFD (-1)	LBRA_CP (-1)	LBRA_D (-1)	LINT_SFD (-1)	@TREND(00M01)	C
1,0000	0.222323***	-0.052668ns	-1.022572***	-0.001261***	-0.948753
	(0.08594)	(0.04203)	(0.04643)	(0.00049)	-
	[ 2.58703]	[-1.25318]	[-22.0237]	[-2.57854]	-

Nota 1: LBRA\_SFD = logaritmo neperiano do preço de exportação do farelo de soja em dólar (US\$/toneladas); LBRA\_CP = logaritmo neperiano do custo de produção; LBRA\_E = logaritmo neperiano da taxa de câmbio (R\$/ US\$); LINT\_SFD = logaritmo neperiano do preço internacional do farelo de soja em dólar (US\$/toneladas); @TREND(00M01)= tendência; C = constante. Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t. Nota 3: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%, ns não significativo.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Na Equação (13), é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

$$LBRA\_SFD_t = - 0,22 LBRA\_CP + 1,02 LINT\_SFD_t + 0,001@TREND(00M01) + 0,95 \quad (13)$$

De acordo com a Equação (13), verifica-se que o coeficiente de pass-through foi nulo, indicando que a variação da taxa de câmbio (R\$/ US\$) não exerce influência sobre o preço de exportação do farelo de soja em dólar.

O estudo de Bender Filho et al. (2013), remontado na literatura revisada, encontrou um pass-through incompleto para o farelo soja, porém tanto a série de preços internacionais quanto o período de

análise utilizado pelos autores foram distintos da presente pesquisa. Por outro lado, os estudos realizados por Copetti, Vieira & Coronel (2013) para o grão de soja e por Souza (2018) para o algodão indicaram coeficientes de pass-through nulos, corroborando com o presente resultado.

Além disso, na seção 3.2, foi estimado o mesmo modelo da Equação (13), mas com o preço de exportação do farelo de soja em reais. Como resultados, de acordo com a Equação (14), percebeu-se um pass-through completo, ou seja, as variações da taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) são totalmente repassadas ao preço de exportação em reais. Desta forma, com base nos resultados das Equações (13) e (14), é possível inferir que as variações cambiais não se traduzem em ganhos de competitividade ao exportador, uma vez que não reduzem os preços de exportação em dólares, afetando apenas o faturamento em reais e a lucratividade.

Ainda, de acordo com a Equação (13), o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona uma diminuição de 0,22% no preço de exportação do farelo de soja em dólar.

Também é possível inferir, com base na Equação (13), que o aumento de 1% no preço internacional do farelo de soja em dólar determina um aumento de 1,02% no preço de exportação do farelo de soja em dólar. O resultado encontrado na presente pesquisa sugere um coeficiente elástico na transmissão de preços e valida a Lei do Preço Único de acordo com Mundlack e Larson (1992), ou seja, bens idênticos, em regiões distintas, em livre concorrência de mercado, devem ser vendidos pelo mesmo preço. Outros estudos revisados sobre elasticidade de transmissão de preço no mercado da soja também corroboraram para este resultado de um coeficiente elástico na transmissão do preço internacional ao mercado brasileiro (MARGARIDO; TUROLLA ; FERNANDES, 2001; MARGARIDO; FERNANDES; TUROLLA, 2002; MARGARIDO; TUROLLA ; BUENO, 2007; e MARGARIDO, 2012).

Com a finalidade de maior acuidade no diagnóstico do modelo, foram estimados dois testes de correlação serial para os resíduos, e os resultados encontram-se na Tabela 7.

**Tabela 7-** Testes de correlação serial para os resíduos do VEC para o Modelo 1.

Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	0.307938	---	0.309313	---	18.34354	0.3042
2	9.141367	---	9.221965	---	20.96168	0.1800
3	25.99015	0.6260	26.29843	0.6095	23.50065	0.1010
4	44.26595	0.5029	44.90502	0.4759	22.45199	0.1292
5	64.22453	0.3643	65.31720	0.3292	22.19030	0.1372
6	74.31829	0.5654	75.68751	0.5210	11.27085	0.7925
7	85.79932	0.6890	87.53719	0.6404	11.79471	0.7580
8	108.7613	0.4884	111.3456	0.4196	24.33909	0.0824
9	119.3808	0.6250	122.4077	0.5489	11.08698	0.8041
10	130.3794	0.7288	133.9178	0.6514	11.12989	0.8014
11	152.2488	0.5922	156.9114	0.4870	22.66215	0.1231
12	163.2353	0.6912	168.5169	0.5821	11.26988	0.7925

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 7, constatou-se que até doze defasagens o teste indica a rejeição da hipótese nula de que a correlação serial é diferente de zero, com 5% de significância. Desta forma, os resultados de diagnóstico do modelo estimado são válidos e apresentam um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

### 3.2 MODELO 2: FARELO DE SOJA EM

De acordo com a Tabela 8, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), todos os coeficientes foram significativos ao nível de 1%.

**Tabela 8-** Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o Modelo 2.

LBRA_SFR (-1)	LBRA_CP (-1)	LBRA_D (-1)	LINT_SFD (-1)	@TREND(00M01)	C
1,0000	0.222323***	-1.052668***	-1.022572***	-0.001261***	-0.948753
	(0.08594)	(0.04203)	(0.04643)	(0.00049)	-
	[ 2.58703]	[-25.0468]	[-22.0237]	[-2.57854]	-

Nota 1: LBRA\_SFR = logaritmo neperiano do preço de exportação do farelo de soja em reais (R\$/toneladas); LBRA\_CP = logaritmo neperiano do custo de produção; LBRA\_E = logaritmo neperiano da taxa de câmbio (R\$/ US\$); LINT\_SFD = logaritmo neperiano do preço internacional do farelo de soja em dólar (US\$/toneladas); @TREND(00M01)= tendência; C = constante. Nota 2: os valores entre

parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t. Nota 3: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%, ns não significativo.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

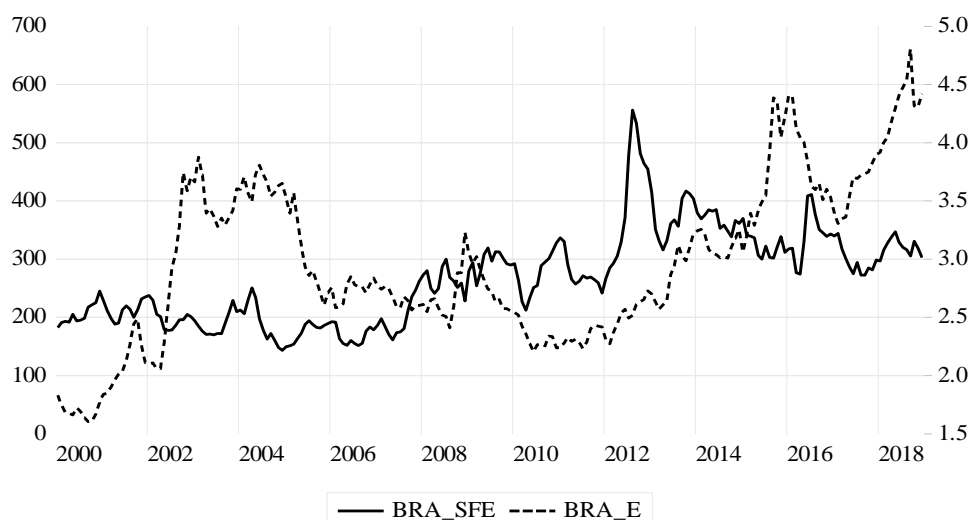
Na Equação 14, é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

$$LBRA\_SFR_t = -0,22 LBRA\_CP + 1,05 LBRA\_D + 1,02 LINT\_SFD_t + 0,001 @TREND(00M01) + 0,95 \quad (14)$$

Com base na Equação (14), verificou-se que o coeficiente de pass-through foi completo, indicando que a variação da taxa de câmbio (R\$/ US\$) é totalmente repassada ao preço de exportação do farelo de soja em reais, ou seja, o aumento de 1% na taxa de câmbio ocasiona um aumento de 1,02% no preço de exportação do farelo de soja cotado em reais. Demais dados do modelo estimado nesta seção (critério de defasagem do VAR auxiliar, teste de cointegração de Johansen, coeficientes do vetor de cointegração com exceção da taxa de câmbio, e testes de correlação serial dos resíduos do modelo VEC) foram idênticos ao Modelo 1 da seção 3.1.

### 3.3 MODELO 3: FARELO DE SOJA EM EURO E TAXA DE CÂMBIO REAL/ EURO.

Na Figura 3, é possível identificar a evolução do preço de exportação do farelo de soja (em € /toneladas) e a taxa de câmbio nominal (R\$/€) de janeiro de 2000 até dezembro de 2018.



**Figura 3** – Relação entre o preço de exportação do farelo de soja (em € /toneladas) e a taxa de câmbio nominal (R\$/€) de janeiro de 2000 até dezembro de 2018.

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de CEPEA (2019) e IPEA (2019)

A partir da Figura 3, identifica-se que as séries apresentam uma tendência estocástica, ou seja, um padrão aleatório ao longo do tempo. Contudo, é possível que os dados apresentem um relacionamento de longo prazo a ser confirmado pelo teste de cointegração.

Para realização do teste de cointegração, é necessário verificar o número de defasagens para inserir do modelo (Tabela 9).

**Tabela 9** - Critério de defasagem do VAR auxiliar para o Modelo 3.

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	1882.602	NA	6.79e-13	-16.66609	-16.42240	-16.56772
<b>2</b>	2005.983	<b>237.9500*</b>	<b>2.60e-13*</b>	<b>-17.62485*</b>	<b>-17.13747*</b>	<b>-17.42812*</b>
3	2013.828	14.84868	2.80e-13	-17.55204	-16.82097	-17.25694
4	2026.184	22.94712	2.90e-13	-17.51950	-16.54475	-17.12604

Nota 1: valor da verossimilhança (LogL); p-valor do teste de razão de verossimilhança (LR); Erro de Predição Final (FPE); Critério de Informação de Akaike (AIC); Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (BIC); e o Critério de Informação de Hannan & Quinn (HQC).

Nota 2: \*indica a defasagem ótima (n) definida pelo critério.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base nos dados da Tabela 9, é possível indicar que o número de defasagens é de 2 (duas) a serem incluídas no VAR, visto que todos os critérios considerados indicaram o mesmo número de defasagens do VAR auxiliar.

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 1% (de acordo com os dados da Tabela 10). Além disso, o modelo da equação de cointegração que mais se ajustou ao teste foi o caso 4 do sumário do teste, com as variáveis em nível e as equações de cointegração com tendência linear e as equações de cointegração com interceptos.

**Tabela 10** – Teste de cointegração de Johansen para o Modelo 3.

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
<b>R=0</b>	<b>80.38528***</b>	<b>0.0011</b>	<b>50.31414***</b>	<b>0.0001</b>
R≤1	30.07114	0.4980	12.75437	0.8219
R≤2	17.31677	0.3917	12.37798	0.3808
R≤3	4.938790	0.6052	4.938790	0.6052

Nota: \*\* significativo a 5% e \*\*\* significativo a 1%.



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

De acordo com a Tabela 11, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), somente o coeficiente da taxa de câmbio (R\$/ €) foi não significativo ao nível de 10%, e os demais coeficientes foram significativos ao nível de 1%.

**Tabela 11-** Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o Modelo 3.

LBRA_SFE (-1)	LBRA_CP (-1)	LBRA_E (-1)	LINT_SFE (-1)	@TREND(00M01)	C
1,0000	0.245320***	-0.048959ns	-1.026670***	-0.001364***	-1.051336
	(0.09636)	(0.04973)	(0.04974)	(0.00057)	-
	[ 2.54577]	[-0.98440]	[-20.6392]	[-2.40471]	-

Nota 1: LBRA\_SFE = logaritmo neperiano do preço de exportação do farelo de soja em euro (em €/toneladas); LBRA\_CP = logaritmo neperiano do custo de produção; LBRA\_E = logaritmo neperiano da taxa de câmbio (R\$/ €); LINT\_SFE = logaritmo neperiano do preço internacional do farelo de soja em euro (€/toneladas); @TREND(00M01)= tendência; C = constante. Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t. Nota 3: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%, ns não significativo.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Na Equação (15), é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

$$LBRA\_SFE_t = - 0,25 LBRA\_CP + 1,03 LINT\_SFE_t + 0,001 @TREND(00M01) + 1,05 \quad (15)$$

De acordo com a Equação (15), verifica-se que o coeficiente de *pass-through* foi nulo, indicando que a variação da taxa de câmbio (R\$/ €) não exerce influência sobre o preço de exportação do farelo de soja em euro.

O estudo de Copetti, Vieira & Coronel (2013), remontado na literatura revisada, também encontrou um coeficiente de *pass-through* nulo para o grão de soja. O resultado de um *pass-through* nulo também foi corroborado pelo estudo de Souza (2018).

Além disso, na seção 3.4, foi estimado o mesmo modelo da Equação (15), mas com o preço de exportação do farelo de soja em reais. Como resultados, de acordo com a Equação (16), percebeu-se um *pass-through* completo, ou seja, as variações da taxa de câmbio nominal (R\$/ €) são totalmente repassadas ao preço de exportação em reais. Desta forma, com base nos resultados das Equações (15) e (16), foi possível inferir que as variações cambiais não se traduzem em ganhos de competitividade

ao exportador e afetam apenas o *Mark-up*, já que são integralmente repassadas ao preço de exportação na sua própria moeda.

Ainda, de acordo com a Equação (15), o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona uma diminuição de 0,25% no preço de exportação do farelo de soja em euro.

Também foi possível inferir, com base na Equação (15), que o aumento de 1% no preço internacional do farelo de soja em euro determina um aumento de 1,03% no preço de exportação do farelo de soja em euro.

Com a finalidade de diagnóstico do modelo, foram estimados dois testes de correção serial para os resíduos, cujos resultados encontram-se na Tabela 12.

**Tabela 12**-Teste de correlação serial para os resíduos do VEC para o Modelo 3

Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	0.335663	---	0.337162	---	17.48378	0.3550
2	9.597963	---	9.682532	---	19.90152	0.2247
3	24.19068	0.7195	24.47245	0.7053	21.21701	0.1703
4	41.11366	0.6373	41.70173	0.6125	21.99106	0.1435
5	58.28471	0.5749	59.26303	0.5391	18.31809	0.3056
6	70.95008	0.6725	72.27539	0.6311	14.04282	0.5955
7	82.17498	0.7815	83.86072	0.7402	11.48817	0.7784
8	100.2271	0.7141	102.5784	0.6548	19.09056	0.2640
9	112.1681	0.7877	115.0169	0.7279	12.20152	0.7300
10	123.7491	0.8490	127.1366	0.7922	11.77837	0.7591
11	142.1179	0.7967	146.4496	0.7161	19.02927	0.2671
12	155.1027	0.8318	160.1659	0.7491	13.26174	0.6535

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 12, até doze defasagens o teste indicou a rejeição da hipótese nula de que a correlação serial é diferente de zero, com 1% de significância. Desta forma, com os resultados de diagnóstico, o modelo estimado é válido e apresenta um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

### 3.4 MODELO 4: FARELO DE SOJA EM REAIS E TAXA DE CÂMBIO REAL/ EURO

De acordo com a Tabela 13, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), todos os coeficientes foram significativos ao nível de 1%.

**Tabela 13** - Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o Modelo 4.

LBRA_SFR (-1)	LBRA_CP (-1)	LBRA_E (-1)	LINT_SFE (-1)	@TREND(00M01)	C
1,0000	0.245320***	-1.048959***	-1.026670***	-0.001364***	-1.051336
	(0.09636)	(0.04973)	(0.04974)	(0.00057)	-
	[ 2.54577]	[-21.0910]	[-20.6392]	[-2.40471]	-

Nota 1: LBRA\_SFR = logaritmo neperiano do preço de exportação do farelo de soja em reais (em R\$/toneladas); LBRA\_CP = logaritmo neperiano do custo de produção; LBRA\_E = logaritmo neperiano da taxa de câmbio (R\$/ €); LINT\_SFE = logaritmo neperiano do preço internacional do farelo de soja em euro (€/toneladas); @TREND(00M01)= tendência; C = constante. Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t. Nota 3: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%, ns não significativo.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Na Equação (16), é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

$$LBRA\_SFR_t = -0,25 LBRA\_CP + 1,05 LBRA\_E + 1,03 LINT\_SFE_t + 0,001 @TREND(00M01) + 1,05 \quad (16)$$

De acordo com a Equação (16), verifica-se que o coeficiente de pass-through foi completo, indicando que a variação da taxa de câmbio (R\$/ US\$) é totalmente repassada ao preço de exportação do farelo de soja em reais. Demais dados do modelo estimado nesta seção (critério de defasagem do VAR auxiliar, teste de cointegração de Johansen, coeficientes do vetor de cointegração com exceção da taxa de câmbio, e testes de correlação serial dos resíduos do modelo VEC) foram idênticos ao Modelo 3 da seção 3.3.

## 4 CONCLUSÕES

O trabalho realizou uma investigação da influência da variação da taxa de câmbio aos preços de exportação do farelo de soja em dólar e em euro. Nesse tocante, os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de *pass-through* da taxa de câmbio (em R\$/US\$ e em R\$/€) para os preços de exportação do farelo de soja (em dólar e em euro) foi nulo. A partir disso, pode-se inferir que o coeficiente de *pass-through* encontrado determina que depreciações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos de competitividade, dado que não reduzem os preços de exportação.

Desse modo, como as variações cambiais não determinaram efeitos sobre a competitividade do farelo de soja, cabe um enfoque sobre aspectos como o grau de concorrência na formação de preços desse

mercado (*pricing to market*) e a elasticidade-preço da demanda. Logo, as características do mercado do farelo de soja, como a elevada concentração, porém com reduzido poder de mercado dos exportadores, com o crescimento da renda mundial, tem possivelmente eliminado o ajuste dos preços decorrentes de depreciações cambiais. Fatores esses para os quais se sugere um maior aprofundamento em pesquisas futuras, como forma de possibilitar um diagnóstico mais detalhado do comportamento dos preços de exportação no mercado internacional.

Além disso, pode-se inferir, a partir do resultado da presente pesquisa, que políticas públicas que apresentam como objetivo fomentar as exportações brasileiras do farelo de soja através da desvalorização cambial podem não ser o melhor instrumento para estimular o seu incremento. Porém, a elevação do *markup* do exportador decorrente da desvalorização cambial e o aumento do faturamento em reais também podem atuar como estímulos na oferta da *commodity* ao mercado externo.

Entre as limitações do presente trabalho, está o fato de o coeficiente de *pass-through* estimado ser estático, ou seja, permitiu a análise geral de um período específico de tempo, não compreendendo o dinamismo da taxa de câmbio e influência período a período sobre os preços do mercado doméstico e de exportação. Neste sentido, recomenda-se, para estudos posteriores, o comparativo em sub-períodos, bem como a aplicação do filtro de *Kalman* como forma de captar a dinâmica do repasse cambial.

### REFERÊNCIAS

BENDER FILHO, R. et. al. Relação entre a taxa de câmbio e os preços de exportação dos produtos do complexo soja. Revista Ciências Administrativas, Fortaleza, v. 19, n. 1, p. 121-144, jan./jun. 2013.

BOX, G. E. P.; PIERCE, D. A. Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Time Series Models. Journal of the American Statistical Association, v. 65, n. 332, p. 1509-1526, 1970.

BREUSCH, T. S. Testing for autocorrelation in dynamic linear models. Australian Economic Papers, 17, 1978.

BUENO, R. D. L. D. Econometria de séries temporais. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

COPETTI, L. S.; VIEIRA, K. M.; CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação da soja em grão: análise dos mercados dos Estados Unidos, do Brasil e da Argentina. Revista em Agronegócios e Meio Ambiente, v. 6, n. 3, p. 435-461, set./dez. 2013

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.366, p.427-431, 1979.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v.49, p.1057-1073, 1981.

ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*. Nova York: John Wiley & Sons, 1995.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, Chicago, v.55, n.2, p. 251-276, 1987

FERREIRA, A.; SANZO, A. Exchange rate pass-through: the case of Brazilian exports of manufactures. In: *World Congress Of The International Economic Association*, 2, Buenos Aires, ago. 1999.

FREITAS, G. S.; MASSUQUETTI, A. A Competitividade e o Grau de Concentração das Exportações do Complexo Soja do Brasil, da Argentina e dos Estados Unidos da América no Período 1995/2010. *Revista Eletronica em Gestão, Educação e Tecnologia Ambiental – REGET*, Santa Maria. v. 16 n.16., p. 3113-3133, 2013.

GREENE, W. H. *Econometrics Analysis*. 6.ed. New Jersey: Pearson Education, 2008.

HAMILTON, J. D. *Time series analysis*. New Jersey: Princeton University Press, 1994.

HARRIS, R.I.D. *Using cointegration analysis in econometric modelling*. London: Prentice-Hall-Harvester Wheatsheaf,1995.

IPEA - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Disponível em:

<http://www.ipeadata.gov.br/>

Acesso em: 14 jan. 2019.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamic and Control*, v.12, p.231-254,1988.

KWIAKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the alternative of stationary against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root?. *Journal of Econometrics*. p. 159-178, 1992.

MARGARIDO, M. A.; TUROLLA, F. A.; FERNANDES, J. M. Análise da elasticidade de transmissão de preços no mercado internacional de soja. *Pesquisa & Debate*, SP, volume 12, n. 2(20), p. 5-40, 2001.

MARGARIDO, M. A.; FERNANDES, J. M.; TUROLLA, F. A. Análise da formação de preços no mercado internacional de soja: o caso do Brasil. *Agricultura em São Paulo*. São Paulo, v. 49, p.71-85, 2002.

MARGARIDO, M. A.; TUROLLA, F. A.; BUENO, C. R. F. The world market for soybeans: price transmission into Brazil and effects from the timing of crop and trade. *Nova Economia*, Belo Horizonte, v.17, n.2, p.241-270, 2007.

MARGARIDO, M. A. Análise da transmissão espacial de preços no mercado internacional de soja. *Revista de Economia e Administração*, São Paulo, v. 11, n. 3, p. 281-303, 2012.

MENON, J. Exchange rate and import prices for a small open economy. *Applied Economics*, v. 27, n. 3, p. 297-301, 1995.

MDIC - Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. Balança Comercial. Disponível em: <http://www.mdic.gov.br/index.php/balanca-comercial>

Acesso em: 01 mar. 2019.

MUNDLACK, Y.; LARSON, D. F. On the transmission of world agricultural prices. *The World Bank Review*, v.6, n.1, p.399-422, 1992.

RAVALLION, M. Testing market integration. *American Journal of Agricultural economics*, v. 68, n.1, p. 102-109, Feb. 1986.

SOUZA, D. K. F. O impacto das variações cambiais nas exportações do milho e do algodão. 2018. 95 f. Dissertação (Mestrado em Economia). Universidade Federal de São Carlos, Sorocaba, 2018.

USDA – United States Department of Agriculture. Custom Query. Disponível em:

<https://apps.fas.usda.gov/psdonline/app/index.html#/app/advQuery>

Acesso em: 03 jan. 2019.

WORLD BANK. World Bank Commodity Price Data. Disponível em:

<pubdocs.worldbank.org/en/561011486076393416/CMO-Historical-Data-Monthly.xlsx>

Acesso em: 01 mar. 2019.

## NOTA

<sup>1</sup>Este artigo faz parte de uma pesquisa a qual visa estudar a relação entre variações cambiais em dólar e em euro e os preços brasileiros de exportação do grão, farelo e óleo de soja e conta com aporte do CNPq, através do Edital Universal-2018.

<sup>2</sup>Um processo estocástico é estacionário quando a sua média e a sua variância são constantes ao longo do tempo e quando o valor da covariância entre dois períodos de tempo depende apenas da distância, do intervalo ou da defasagem entre os períodos de tempo, e não do próprio tempo em que a covariância é calculada. Em notação matemática, as propriedades do processo estocástico estacionário podem ser representadas por: (Média) , (Variância) e (Covariância) . Um processo estocástico com as propriedades descritas anteriormente é conhecido, na literatura de séries temporais, como processo fracamente estacionário, ou estacionário em covariância, ou estacionário de segunda ordem, ou estacionário em sentido amplo. Um processo estocástico é fortemente estacionário quando todos os momentos de sua distribuição não variam ao longo do tempo (BUENO, 2008.)

<sup>3</sup>Engle e Granger (1987) mostram que, se todas as séries de interesse possuem a mesma ordem de integração  $I(d)$  e se existir um vetor  $\alpha$ , com  $\beta$ , em que a combinação linear dessas variáveis seja de ordem  $I(d)$ , pode-se afirmar que  $\beta$  é um vetor de variáveis cointegradas denotadas por  $\beta$ .

# Capítulo 12

## TRANSMISSÃO DA VARIAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PREÇOS DE EXPORTAÇÃO BRASILEIROS DO MINÉRIO DE FERRO: UM ESTUDO COMPARATIVO DO DÓLAR E DO EURO<sup>1</sup>

[DOI: 10.37423/200500990](https://doi.org/10.37423/200500990)

*Leonardo Sangoi Copetti (Mestre em Administração pela Universidade Federal de Santa Maria (UFSM)).*

*Daniel Arruda Coronel (Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV), Professor Associado do Departamento de Economia e Relações Internacionais (UFSM) e Bolsista de Produtividade do CNPq).*





**Resumo:** O objetivo deste trabalho consistiu no exame da relação entre variações cambiais e os preços de exportação brasileiros do minério de ferro, relação definida como o pass-through da taxa de câmbio, tendo como referência o período de janeiro de 2000 a abril de 2019. Para tanto, estimaram-se dois modelos: em dólar e em euro. Os dados foram coletados nos sites do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior – MDIC, Instituto de Economia Aplicada – IPEA e no MARKET INDEX. Neste sentido, usaram-se os instrumentais de séries temporais, especialmente do Modelo Vetor de Correção de Erros. Os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportação do minério de ferro ocorreu de forma incompleta, com os coeficientes para dólar e euro de, respectivamente, 0,84 e 0,77, representando que depreciações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, uma vez que reduzem parcialmente os preços de exportação.

**Palavras-chave:** Minério de ferro. Preços de Exportação. Pass-Through.

## 1 INTRODUÇÃO

Segundo o *International Trade Centre* - ITC (2019), o Brasil é o segundo maior exportador mundial do minério de ferro, visto que, no ano de 2018, o total exportado foi de 390 milhões de toneladas, o que representou 24,38% das exportações mundiais, que foram de 1,6 bilhões de toneladas.

Além disso, segundo dados do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC, 2019), o total do minério de ferro exportado pelo Brasil, em 2018, foi de US\$ 20,22 bilhões, o que representou 8,43% das exportações totais do país. Em comparação com o ano de 2000, houve um incremento de 563% do faturamento das exportações desta *commodity*, sendo que as exportações neste ano foram de US\$ 3,05 bilhões.

Segundo Ferreira & Sanso (1999), países que fizeram tardiamente seu processo de industrialização como o Brasil são geralmente considerados com pouco controle sobre os preços que vendem nos mercados internacionais. Desta forma, as variações na taxa câmbio podem ter pouca relevância na determinação dos preços de exportação, ou seja, o coeficiente de *pass-through* tende a ser nulo.

Conforme dados do ITC (2019), os três maiores exportadores mundiais do minério de ferro, em 2018, foram, respectivamente, Austrália, com 842 milhões de toneladas (52,63%); Brasil, com 390 milhões de toneladas (24,38%) e África do Sul, com 63 milhões de toneladas (3,94%). Por outro lado, os três maiores importadores mundiais de minério de ferro foram, respectivamente, China, com 1,06 bilhões de toneladas (68,39%); Japão, com 124 milhões de toneladas (8%) e Coreia do Sul, com 73 milhões de toneladas (4,71%). Além disso, segundo a World Trade Organization – WTO (2019), esses três maiores importadores não aplicam taxas de importação à *commodity*.

Diante deste contexto, o problema de pesquisa deste trabalho é responder à seguinte questão: existe diferença entre o grau de *pass-through* para os preços de exportação brasileiros do minério de ferro entre as taxas de câmbio real/ dólar e real/ euro, no período compreendido entre 01/2000 a 04/2019? A partir do desenvolvimento deste estudo, têm-se elementos que auxiliem na compreensão da magnitude com que se dá a transmissão de preços para o mercado do minério de ferro, bem como entender mais de como a política econômica e cambial pode impactar sobre a competitividade do exportador brasileiro.

Pais, Gomes e Coronel (2012) analisaram a competitividade das exportações brasileiras de minério ferro, no período de 2000 a 2008. Para tanto, os autores utilizaram o Índice de Orientação Regional (IOR), o Índice de Vantagem Comparativa Revelada (VCR) e o modelo *Constant Market Share* (CMS). Como resultados, o IOR indicou que as exportações brasileiras estão direcionadas para a China. O IVCR mostrou competitividade brasileira nas exportações da *commodity*. Já o modelo CMS apresentou que

o efeito que mais contribuiu para o aumento das exportações do mineral foi o crescimento do comércio mundial, em todo período analisado, e o efeito competitividade foi positivo nos subperíodos de 2003 a 2005 e de 2006 a 2008.

Ainda nesta perspectiva, Lopes *et al.* (2014) realizaram pesquisa sobre o comportamento do mercado exportador brasileiro do minério de ferro e as exportações para a China utilizando o IOR e o IVCR, no período de 1999 a 2012. Como resultados, constataram que o país demonstrou ser competitivo nas exportações do minério de ferro, apesar de estar reduzindo a competitividade, e as exportações do produto estão orientadas para a China.

Já Pereira, Fernandes e Pena (2017) investigaram a inserção externa do Brasil em relação ao desempenho da atividade exportadora no setor de minérios de ferro e seus concentrados utilizando a matriz de competitividade, nos anos de 2015 e 2016. Como resultados, os autores constataram que as exportações brasileiras de minério de ferro não foram competitivas, pois o setor apresentou participação reduzida, mesmo com o crescimento da demanda mundial pelo produto. Não obstante a isso, percebe-se que há ainda poucos estudos envolvendo competitividade do minério de ferro brasileiro e coeficiente de *pass-through*, para o que a presente pesquisa vem contribuir.

Além disso, os resultados deste trabalho podem servir como subsídios para políticas do setor extrativo e de comércio internacional visando aumentar a competitividade e a inserção do setor de minério de ferro.

O presente trabalho está estruturado em três seções, além desta introdução. Na segunda seção, são apresentados os estudos empíricos realizados sobre a transmissão de preços e o coeficiente de *pass-through* no mercado brasileiro; na terceira seção, os procedimentos metodológicos são esboçados; na seção seguinte, os resultados são analisados e discutidos; e por fim, na última seção, são apresentadas as principais conclusões do trabalho.

## 2 TRANSMISSÃO DE PREÇOS E COEFICIENTE DE PASS-THROUGH NO MERCADO BRASILEIRO

Ferreira e Sansó (1999) investigaram a relação da taxa de câmbio e os preços das exportações brasileiras de manufaturados, com dados trimestrais, no período de março de 1978 a abril de 1996, dividido em dois sub-períodos, de março de 1978 a abril de 1985 e de janeiro de 1986 a abril de 1996. Para tanto, utilizaram-se de econometria de séries temporais baseadas na metodologia de Engle-Granger, Shin e Johansen. Como resultados, no período de março de 1978 a abril de 1996, os autores encontraram que havia um coeficiente de *pass-through* incompleto e que as variações da taxa de câmbio influenciam parcialmente os preços de exportação. Já no sub-período de janeiro de 1986 a

abril de 1996, o *pass-through* foi próximo a zero, indicando que as variações na taxa de câmbio possivelmente não exerceram influência sobre os preços das exportações brasileiras de manufaturados, sendo as mudanças nos preços de exportação explicadas basicamente pelo movimento nos preços internacionais. Os autores sugerem que este resultado está ligado à opção dos exportadores brasileiros por não alterarem seus preços em moeda estrangeira, devido à extrema instabilidade cambial que caracterizou este período. Desta forma, para preservar sua participação nos mercados externos, os exportadores optaram por manter seus preços em moeda estrangeira invariantes às mudanças na taxa de câmbio que são percebidas como transitórias.

Cruz Jr. & Silva (2004) estudaram o coeficiente de *pass-through* para a exportação trimestral dos produtos agropecuários brasileiros no período compreendido do 3º trimestre de 1994 ao 2º trimestre 2003. Foram utilizadas as seguintes séries para a estimação do modelo: o índice de preços de exportação para produtos agropecuários do Brasil, o índice de preços de atacado para lavouras de exportação (IPA-OG), como *proxy* para o custo de produção, a taxa de câmbio nominal (real/dólar) fim do período, e, para o preço internacional, foi utilizada série de preços de importação de *commodities* dos Estados Unidos. Os autores utilizaram-se de econometria de séries temporais e do modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC. Como resultado, os autores estimaram um coeficiente de *pass-through* de -0,53, representando que as variações da taxa de câmbio afetam parcialmente o preço de exportação dos produtos agropecuários brasileiros.

Tejada e Silva (2008) analisaram a relação entre as variações da taxa de câmbio e os preços das exportações dos principais produtos exportados pelo Brasil, com dados trimestrais, de janeiro de 1980 a janeiro de 2004. Os setores pesquisados e as respectivas participações no ano de 2004, foram Peças e Outros Veículos (10,29%), Siderurgia (7,11%), Extrativa Mineral (8,41%), Máquinas e Tratores - MAQ (5,33%), Veículos Automotores (5,05%), Óleos Vegetais (4,96%), Refino de Petróleo (4,55%), Madeira e Mobiliário (4,14%), Beneficiamento de Produtos Vegetais (3,22%), Metalurgia de Não Ferrosos (3,16%), Celulose Papel e Gráfica (3,06%), Material Elétrico (2,34%), Elementos Químicos (2,15%), e Equipamentos Eletrônicos (2,10%). Para estimar o coeficiente de *pass-through*, os autores utilizaram-se o filtro de *Kalman*, gerando um coeficiente variável ao longo do tempo. Como resultados da pesquisa, os setores pesquisados apresentaram um coeficiente de *pass-through* incompleto e para o setor de extrativa mineral um valor médio oscilando entre -0,1730 a -0,1908, ou seja, a variação da taxa de câmbio afeta parcialmente os preços de exportação.

Fraga *et al.* (2008) investigaram o repasse da variação da taxa de câmbio para os preços mensais de exportação da soja em grão do Brasil, no período de julho de 1994 a dezembro de 2004. Para tanto,

os autores utilizaram testes de raiz unitária (ADF), de co-integração de Johansen e modelo vetorial de correção de erros (VEC). Como resultados, estimaram um coeficiente de *pass-through* no valor de -0,34, representando um *pass-through* incompleto, ou seja, que a política cambial adotada pelo país reflete-se nos lucros do exportador: se o câmbio é apreciado, o exportador é obrigado a cumprir seus lucros; do contrário, quando o câmbio é depreciado, o exportador expande seus lucros.

Correa (2012) analisou o impacto das variações cambiais sobre as exportações de 26 setores da economia brasileira, no período de 1995 a 2005. Os setores pesquisados foram extrativa mineral, extração de petróleo e gás, minerais não metálicos, siderurgia, metalurgia dos não ferrosos, outros produtos metalúrgicos, fabricação de máquinas e tratores, material elétrico, equipamentos eletrônicos, automóveis, outros veículos e peças, madeira e mobiliário, papel e gráfica, indústria da borracha, elementos químicos não petroquímicos, refino de petróleo e petroquímica, fabricação de produtos químicos diversos, indústria têxtil, fabricação de artigos de couro e calçados, indústria do café, beneficiamento de produtos vegetais, abate de animais, indústria do açúcar, fabricação de gorduras e óleos vegetais, outros produtos alimentares e bebidas, e Indústrias diversas. As variáveis utilizadas no modelo econométrico foram o preço das exportações brasileiras de 26 setores classificados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE, a taxa de câmbio nominal, o custo doméstico utilizando uma metodologia para custo setorial, o preço das exportações concorrentes internacionais correspondendo ao índice de preços das importações norte-americanas e o grau de utilização da capacidade instalada calculada pela Fundação Getúlio Vargas – FGV. Como resultados, o autor apresentou coeficientes de *pass-through* incompletos para os diversos setores pesquisados e para o setor de extrativa mineral o valor de -0,737.

Copetti, Vieira & Coronel (2012) realizaram pesquisa sobre a transmissão da variação da taxa de câmbio aos preços de exportação do grão de soja no Brasil e na Argentina, no período de 03/1999 a 02/2011. Para tanto, utilizam-se de econometria de séries temporais e do modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC. Os resultados revelaram um coeficiente de *pass-through* incompleto para o Brasil (-0,11) e nulo para Argentina. No mercado brasileiro, a estimativa do coeficiente indicou que a variação da taxa de câmbio exerce influência parcial sobre os preços médios de exportação do grão de soja, ou seja, a variação de 1% na taxa de câmbio é repassada 0,11% no mesmo sentido para o preço médio de exportação do grão de soja no Brasil. Já para o mercado argentino, as variações da taxa de câmbio não exercem influência sobre os preços médios de exportação do grão de soja.

Souza (2018) buscou avaliar a influência das variações cambiais no desempenho exportador do milho e do algodão considerando dados mensais de janeiro de 2002 a dezembro de 2016. Para estimar o

*pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação do milho e do algodão, o autor empregou o Modelo Vetorial de Correção de Erro e o Modelo Estrutural Vetorial de Correção de Erro. Os resultados mostraram que o *pass-through* da taxa de câmbio para o preço de exportação do milho foi incompleto, implicando que as variações cambiais afetaram a competitividade do exportador dessa cultura. No caso do algodão, o *pass-through* para o preço de exportação do algodão foi nulo, indicando que as variações cambiais agiram impactando apenas o *mark-up* do exportador dessa *commodity*.

Souza, Raniro e Rosa (2018) avaliaram o *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportações, em dólares e em reais, do açúcar brasileiro de janeiro de 2012 a dezembro de 2016. Os autores utilizaram as ferramentas econométricas de séries temporais multivariadas, com destaque para o Modelo Vetorial de Correção de Erro. Os resultados apontaram um *pass-through* incompleto da taxa de câmbio para os preços de exportações do açúcar, em dólares e em reais, tendo baixo coeficiente (-0,03) de *pass-through* cambial para o preço em dólares e alto coeficiente (0,97) para o preço em reais.

No Quadro 1, faz-se uma síntese dos estudos acerca dos estudos sobre transmissão de preços e coeficiente de *pass-through* nas exportações brasileiras.

<b>Autores</b>	<b>País / países</b>	<b>Período</b>	<b>Produtos</b>	<b>Metodologia/ objetivo do estudo</b>	<b>Resultados</b>
Ferreira e Sansó (1999)	Brasil	03/1978-04/1996	produtos manufaturados	Metodologia de Engle-Granger, Shin e Johansen/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto
Cruz Jr. & Silva (2004)	Brasil	3° trim./ 1994-2° trim./ 2003	produtos agropecuários	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (-0,53)
Tejada e Silva (2008)	Brasil	01/1980-01/2004	exportações setoriais / extrativa mineral	filtro de Kalman/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto para diversos setores e para o setor de extrativa mineral um valor médio entre -0,1730 a -0,1908

Fraga <i>et al.</i> (2008)	Brasil	07/1994-12/2004	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (-0,34)
Correa (2012)	Brasil	1995-2005	exportações setoriais / extrativa mineral	Econometria de series temporais/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompletos para os setores pesquisados e de -0,737 para o setor extrativo mineral
Copetti, Vieira & Coronel (2012)	Brasil e Argentina	03/1999-02/2011	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (-0,11)
Souza (2018)	Brasil	01/2002-12/2016	milho e algodão	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ Modelo Estrutural Vetorial de Correção de Erro/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto para o milho e nulo para o algodão
Souza, Raniro e Rosa (2018)	Brasil	01/2012-12/2016	açúcar	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	baixo coeficiente (-0,03) de <i>pass-through</i> cambial para os preços em dólares e alto coeficiente (0,97) para o preço em reais

**Quadro 1** - Síntese dos estudos empíricos.

Fonte: Organização dos autores.

Nesta subseção, foram reunidos estudos realizados sobre transmissão de preços e coeficiente de *pass-through* nas exportações brasileiras a fim de analisar a relação entre a taxa de câmbio e os preços de exportação do Brasil e do minério de ferro.

Os estudos supracitados revelaram que o Brasil apresentou um coeficiente de *pass-through* incompleto e nulo nas exportações. A presente pesquisa difere dos estudos citados pelo comparativo do coeficiente de *pass-through* nas exportações do minério de ferro em dólar e em euro.

## 3 METODOLOGIA

### 3.1 MODELO ANALÍTICO

O modelo econométrico *pass-through*, de acordo com Menon (1995), usado em sua forma mais simples, parte de um modelo de *mark-up* que pode ser representado da seguinte forma:

$$P^*X = (1 + \lambda)(CP/E) \quad (1)$$

em que;  $P^*X$  o preço de exportação em moeda estrangeira;  $(CP/E)$  é custo de produção, medido em moeda estrangeira;  $E$  é a taxa de câmbio nominal; e  $\lambda$  é *mark-up*.

Partindo-se do pressuposto que o *mark-up* pode variar de acordo com a pressão competitiva no mercado mundial, tem-se que:

$$(1 + \lambda) = \left[ \frac{PW}{CP/E} \right]^\alpha \quad (2)$$

com  $[PW/(CP/E)]$  correspondendo à diferença entre o preço das exportações mundiais e o custo de produção do exportador medido em moeda estrangeira.

Substituindo a Equação (2) em (1) e aplicando-se o logaritmo neperiano no resultado dessa substituição, chega-se à seguinte equação de preço de exportação em moeda estrangeira:

$$\ln P^*X = (1 + \alpha)\ln(CP/E) + \alpha\ln PW \quad (3)$$

Considerando-se a versão não restrita da Equação (3), na qual não se exige que a soma dos coeficientes relativos a  $\ln(CP/E)$  e  $\ln(PW)$  seja igual a 1 e na qual se admite que os coeficientes relativos a  $\ln(CP)$  e  $\ln(E)$  difiram em sinal e magnitude, conforme Menon (1995), tem-se:

$$\ln P^*X = \phi_0 + \phi_1 \ln CP + \phi_2 \ln E + \phi_3 \ln PW \quad (4)$$

em que o coeficiente de *pass-through* é representado por  $\phi_2$ .

A análise do resultado deste coeficiente pode ser expressa da seguinte forma:

1.  $\phi_2 = 0$ ; significa que a taxa de câmbio não exerce influência sobre o preço em moeda estrangeira dos bens exportados;

2.  $\phi_2 = -1$  e  $1$ ; significa que a mudança na taxa de câmbio afeta integralmente o preço em moeda estrangeira dos bens exportados; e



3. 3.- $1 < \phi_2 < 0$  e  $0 < \phi_2 < 1$ ; significa que a mudança na taxa de câmbio afeta parcialmente o preço em moeda estrangeira dos bens exportados.

## 3.2 PROCEDIMENTOS ECONOMETRÍCOS

### 3.2.1 TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

Para determinar a ordem de integração das séries de interesse, este trabalho utilizou os testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (DICKEY; FULLER, 1979, 1981) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS, 1992). Esses testes permitem verificar a existência ou não de raízes unitárias nas séries temporais, ou seja, se as variáveis são ou não estacionárias<sup>2</sup>.

O teste ADF consiste na estimação da seguinte equação por Mínimos Quadrados Ordinários e pode ser expresso, conforme Enders (1995), da seguinte forma:

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

com:  $\gamma = -\left(1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i\right)$  e  $\beta_i = \sum_{j=i}^p \alpha_j$ ,

em que:  $\alpha_0$  é o intercepto;  $\gamma$  descreve o comportamento da série temporal;  $y$  representa a variável dependente;  $\Delta$  é a representação do operador de diferença e  $\varepsilon_t$  denota o erro que se assume ser idêntica e independentemente distribuída. A fim de determinar o número de defasagens utilizadas no teste para eliminar a autocorrelação residual, utilizou-se o menor valor do critério de Schwarz (SBC).

O parâmetro de interesse nas regressões (sem intercepto e sem tendência; com intercepto; com intercepto e tendência) é  $\gamma$ , sendo que, se  $\gamma = 0$ , a série contém uma raiz unitária. Nesse teste, compara-se o resultado da estatística  $\tau$  com os valores apropriados reportados por Dickey-Fuller para determinar se aceita ou se rejeita a hipótese nula  $\gamma = 0$ . A hipótese nula será rejeitada se o valor calculado da estatística  $\tau$  for maior do que o valor crítico de Dickey-Fuller, indicando que a série é estacionária; caso contrário, a série é não estacionária.

O KPSS é um teste alternativo ao ADF, sendo definido pelo procedimento de um teste de não estacionariedade contra a hipótese nula de estacionariedade, conforme Greene (2008). Formalmente, é expresso pela seguinte expressão:

$$y_t = \alpha + \beta t + \gamma \sum_{i=1}^t z_i + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$y_t = \alpha + \beta_t + \gamma Z_t + \varepsilon_t$$

tendo as seguintes hipóteses:

$H_0$ :  $\gamma = 0$ , série é estacionária/;

$H_a$ :  $\gamma \neq 0$ , série é não estacionária.

### 3.2.2 ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO

Mesmo que variáveis individuais não sejam estacionárias, mas exista pelo menos uma combinação linear estacionária entre elas, então se pode afirmar que essas variáveis são cointegradas (GREENE, 2008), ou seja, é possível verificar uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas, que pode ser estimada e analisada<sup>3</sup>. Dessa forma, para identificar o possível relacionamento de longo prazo entre as séries, utilizou-se o teste de cointegração elaborado por Johansen (1988).

O procedimento de Johansen (1988) considera que todas as variáveis são endógenas e sua utilização não é limitada pela existência de endogeneidade do regressor (relação causal no sentido da variável dependente para a variável explicativa). Esse procedimento utiliza Máxima Verossimilhança para estimar os vetores de cointegração e permite testar e estimar a presença de vários vetores e não só de um único vetor de cointegração.

De acordo com Harris (1995), definido um vetor  $z_t$  de  $n$  variáveis potencialmente endógenas, é possível especificar o seguinte processo gerador, e modelar  $z_t$  como um Vetor Auto-regressivo (VAR) irrestrito com  $k$  defasagens de  $z_t$ :

$$z_t = A_1 z_{t-1} + \dots + A_k z_{t-k} + u_t \quad (7)$$

em que:  $z_t$  é um vetor ( $nx1$ ),  $A_i$  é uma matriz de parâmetros ( $nxn$ ) e  $u_t \sim IID(\mu, \sigma^2)$ .

Ainda conforme Harris (1995), a Equação (7) pode ser reparametrizada em termos de um modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) esboçado como:

$$\Delta z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta z_{t-k+1} + \Pi z_{t-k} + \varepsilon_t \quad (8)$$

em que:  $\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i)$ , ( $i = 1, \dots, k-1$ ) e  $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$ . Da forma como especificado, o sistema contém informações de curto e longo prazo a mudanças de  $z_t$ , via estimativas

de  $\hat{\Gamma}_i$  e  $\hat{\Pi}$ , respectivamente, onde  $\Pi = \alpha\beta'$ , com  $\alpha$  representando a velocidade de ajustamento ao desequilíbrio e  $\beta$  a matriz de coeficientes de longo prazo.

A importância do modelo de correção de erro reside no fato de permitir a ligação entre aspectos relacionados à dinâmica de curto prazo com os de longo prazo (HAMILTON, 1994). Dessa forma, os mecanismos de correção de erro pretendem fornecer um caminho para combinar as vantagens de se modelar tanto em nível quanto nas diferenças. Nesse modelo, não apenas a dinâmica do processo de ajustamento de curto prazo como também a do processo de longo prazo são modeladas simultaneamente.

O número de vetores de cointegração depende do posto ou rank ( $r$ ) da matriz  $\Pi$ . Em termos de vetores de cointegração, têm-se três possibilidades, conforme Enders (1995): se o posto de  $\Pi$  é completo, então as variáveis  $Y_t$  são  $I(0)$ , ou seja, significa que qualquer combinação linear entre as variáveis é estacionária e o ajuste do modelo deve ser efetuado com as variáveis em nível; se o posto de  $\Pi$  é zero, então não há relacionamento de cointegração e o modelo deve ser ajustado com as variáveis em diferença e, quando  $\Pi$  tem posto reduzido, há  $r$  vetores de cointegração.

Para Enders (1995), o rank de uma matriz é igual ao número de raízes características estritamente diferentes de zero, que pode ser identificado por meio de dois testes estatísticos. O primeiro deles é o teste do traço, que testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração distintos é menor ou igual a  $r$  contra a hipótese alternativa de que o número desses vetores é maior do que  $r$ , que pode ser definido por:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (9)$$

em que:

$\lambda_i$  = valores estimados das raízes características obtidos da matriz  $\Pi$ ;  $T$  = número de observações. O segundo teste é o do máximo autovalor, que testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração é  $r$  contra a hipótese alternativa de existência de  $r + 1$  vetores de cointegração, podendo ser expresso da seguinte forma:

$$\lambda_{max}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}^i) \quad (10)$$

Verificada a cointegração entre as séries analisadas, estima-se o modelo VEC, conforme definido na Expressão (8).

## 3.2.3 TESTES DE AUTOCORRELAÇÃO

### 3.2.3.1 TESTE DE PORTMANTEAU

O teste de Portmanteau calcula as estatísticas *Box-Pierce* / *Ljung-Box* multivariadas para correlação serial residual até a defasagem especificada.

Box-Pierce (1970) desenvolveu uma estatística  $Q$  baseada na soma dos quadrados das autocorrelações. A estatística de Box-Pierce, é comparada à distribuição  $Q = T * \sum_{k=1}^q \rho_k^2$  do com “ $q$ ” graus de liberdade. Caso o resíduo seja um ruído branco, a estatística  $Q$  definida segue uma distribuição qui-quadrado com “ $q$ ” graus de liberdade.

Ljung-Box (1978), também conhecido como teste de Box-Pierce modificado, é utilizado para verificar se há falha de ajuste em um modelo temporal. O teste examina as “ $n$ ” primeiras autocorrelações dos resíduos e, caso estas sejam pequenas, há indício de que não há falha no ajuste. A hipótese nula desse teste considera que as autocorrelações até o lag “ $n$ ” é igual a zero e a estatística do teste é definida pela Equação (11):

$$Q^* = T * (T - 2) \sum_k^n \frac{\hat{\rho}_k^2}{T - k} \quad (11)$$

onde  $\hat{\rho}_k$  a autocorrelação estimada dos resíduos na defasagem “ $k$ ” e “ $n$ ” o número de lags testado. O teste irá rejeitar a hipótese nula caso sendo  $\chi_{1-\alpha; q}^2$  uma distribuição qui-quadrado com “ $q$ ” graus de liberdade e nível de significância  $\alpha$ .

### 3.2.3.2 TESTE LM

O teste de Breusch (1978) - Godfrey (1978), também conhecido como teste LM (*Lagrange Multiplier*) para autocorrelação, testa a hipótese nula de ausência de autocorrelação até a defasagem  $p$ . Após definir o modelo e estimar seus coeficientes, o teste consiste em efetuar uma regressão do resíduo contra o próprio resíduo defasado no tempo e as variáveis explicativas, de acordo com a Equação (12):

$$\hat{u}_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \hat{\rho}_1 \hat{u}_{t-1} + \hat{\rho}_2 \hat{u}_{t-2} + \dots + \hat{\rho}_p \hat{u}_{t-p} + v_t \quad (12)$$

onde os últimos termos  $\hat{u}_{t-1}, \hat{u}_{t-2}, \dots, \hat{u}_{t-p}$  são os resíduos estimados pela equação do modelo adotado.

## 3.2.4 FONTE DOS DADOS

Os dados para estimação do modelo apresentado na Equação (4) foram coletados nos seguintes sites: no Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior – MDIC (2019), para a variável preço de exportação do minério de ferro (dividindo o valor total em dólares pela quantidade em quilogramas e transformando em dólares por toneladas – US\$/ toneladas e em euro por toneladas - €/ toneladas); no Instituto de Economia Aplicada – IPEA (2019), para as variáveis custo de produção, utilizado como *proxy* o Índice de Preços ao Atacado – Disponibilidade Interna – IPA- DI, as taxas de câmbio nominal (em real/ dólar - R\$/US\$ e em real/ euro - R\$/€); e no MARKET INDEX (2019) para a variável preço internacional do minério de ferro (preço *Cost and Freight* – CFR, porto de Tianjin/ China, em dólares por toneladas – US\$/ toneladas e transformado em euro por toneladas - €/ toneladas). O período analisado foi o de janeiro de 2000 a abril de 2019, com cotações mensais, totalizando 232 observações. Na Tabela 1, encontra-se um resumo das variáveis estimadas no modelo.

**Tabela 1** -Variáveis estimadas no modelo e as respectivas siglas.

Variável	Sigla
Log preço de exportação do minério de ferro em dólar	LBRA_MFD
Log preço de exportação do minério de ferro em euro	LBRA_MFE
Log custo de produção no Brasil	LBRA_CP
Log taxa de câmbio Real/ Dólar	LTX_D
Log taxa de câmbio Real/ Euro	LTX_E
Log preço internacional do minério de ferro em dólar	LINT_MFD
Log preço internacional do minério de ferro em euro	LINT_MFE

Fonte: Organização dos autores

Na seção seguinte, será apresentada a análise e discussão dos resultados dos modelos para o minério de ferro estimados em dólar e em euro.

## 4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Como forma de indicar a ordem de integração das séries de análise, foram aplicados dois testes de estacionariedade: ADF – *Dickey- Fuller* Aumentado; e KPSS - *Kwiatkowski, Philips, Schmidt e Shin*. Os resultados estão expostos nas Tabelas 2 e 3.

**Tabela 2-** Testes de raiz unitária em nível aplicados nas séries mensais de preços de exportação dominério de ferro (em US\$/toneladas e em € /toneladas), custo de produção, taxas de câmbio nominal (R\$/ US\$ e R\$/ €) e preços internacionais do minério de ferro (US\$/toneladas e € /toneladas) no período de janeiro de 2000 a abril de 2019.

Séries	Modelo	Teste ADF		Modelo	Teste KPSS	
		Estatística de teste			Estatística de teste	
LBRA_MFD	constante	-1.700170	ns	constante	1.134777	***
LBRA_MFE	constante	-1.937379	ns	constante	1.162108	***
LBRA_CP	constante	-1.861855	ns	constante	1.934630	***
LTX_D	constante	-1.361588	ns	constante	0.509203	**
LTX_E	constante	-1.898897	ns	constante	0.740949	***
LINT_MFD	constante	-1.328674	ns	constante	1.434925	***
LINT_MFE	constante	-1.234263	ns	constante	1.499439	***

Nota 1: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%; \* significativo a 10%; ns não significativo

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Pela análise da Tabela 2, observa-se que todas as séries não foram estacio-nárias em nível, com 5% de significância, para os testes ADF e KPSS, ou seja, sua média, a variância ou ambas variam com o tempo. Por outro lado, os resultados da Tabela 3 indicam que, em ambos os testes, efetuada a primeira diferença, as séries foram estacionárias, com 1% de significância.

**Tabela 3-** Testes de raiz unitária em primeira diferença aplicados nas séries mensais de preços de exportação do minério de ferro (em US\$/toneladas e em € /toneladas), custo de produção, taxas de câmbio nominal (R\$/ US\$ e R\$/ €) e preços internacionais do minério de ferro (US\$/toneladas e € /toneladas) no período de janeiro de 2000 a abril de 2019.

Séries	Modelo	Teste ADF		Modelo	Teste KPSS	
		Estatística de teste			Estatística de teste	
LBRA_MFD	constante	-11.72816	***	constante	0.119594	ns
LBRA_MFE	constante	-11.37725	***	constante	0.065095	ns
LBRA_CP	constante	-6.648266	***	constante	0.303036	ns
LTX_D	constante	-10.13378	***	constante	0.129764	ns
LTX_E	constante	-11.49282	***	constante	0.089330	ns
LINT_MFD	constante	-12.92380	***	constante	0.251217	ns
LINT_MFE	constante	-11.67509	***	constante	0.174699	ns

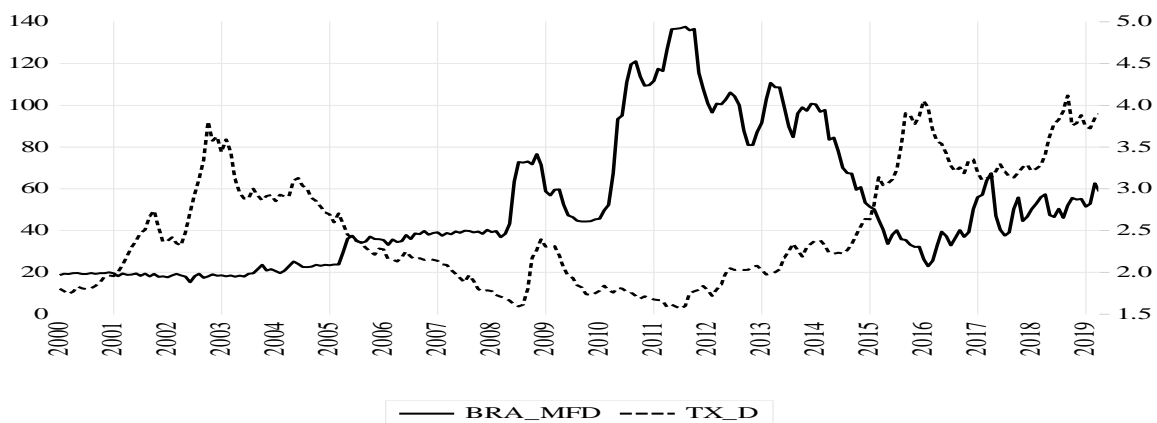
Nota 1: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%; \* significativo a 10%; ns não significativo

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Efetuada os testes de estacionariedade das séries e identificada a ordem de integração, a próxima etapa consistiu em analisar individualmente a dinâmica do repasse cambial nos preços de exportação do minério de ferro.

## 4.1 MINÉRIO DE FERRO EM DÓLAR

Na Figura 1, é possível identificar a evolução do preço de exportação do minério de ferro (em US\$/ toneladas) e a taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) de janeiro de 2000 até abril de 2019.



**Figura 1-** Relação entre preço de exportação do minério de ferro (em US\$/ toneladas) e a taxa de câmbio nominal (R\$/US\$), no período de janeiro de 2000 a abril de 2019

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de MDIC (2019) e IPEA (2019).

A partir da Figura 1, identificou-se que as séries apresentam uma tendência estocástica, ou seja, um padrão aleatório ao longo do tempo. Contudo, é possível que os dados apresentem um relacionamento de longo prazo a ser confirmado pelo teste de cointegração.

Para realização do teste de cointegração, é necessário verificar o número de defasagens para inserir no modelo (Tabela 4).

**Tabela 4** - Critério de defasagem do VAR auxiliar para o minério de ferro em dólar.

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
1	1661.991	NA	8.08e-12	-14.18958	-13.95187	-14.09371
2	1783.096	<b>233.8572*</b>	<b>12*</b>	<b>-15.09565*</b>	<b>-14.62024*</b>	<b>-14.90392*</b>
3	1790.984	14.96103	3.50e-12	-15.02573	-14.31261	-14.73813
4	1803.002	22.37872	3.63e-12	-14.99140	-14.04058	-14.60794

Nota 1: valor da verossimilhança (LogL); p-valor do teste de razão de verossimilhança (LR); Erro de Predição Final (FPE); Critério de Informação de Akaike (AIC); Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (BIC); e o Critério de Informação de Hannan & Quinn (HQC).

Nota 2: \*indica a defasagem ótima ( $n$ ) definida pelo critério.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base nos dados da Tabela 4, foi possível indicar que o número de defasagens é de 2 (duas) a serem incluídas no VAR, visto que, dos cinco critérios considerados, todos indicaram mesmo número de defasagens do VAR auxiliar.

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 5% para a estatística do traço e para a estatística do máximo autovalor (de acordo com os dados da Tabela 5), bem como a hipótese alternativa de que há até um vetor de cointegração para a estatística do máximo autovalor. Além disso, o modelo da equação de cointegração que mais se ajustou ao teste foi o modelo 1 do sumário do teste, com as variáveis em nível sem tendência determinística e as equações de cointegração sem interceptos.

**Tabela 5 – Teste de cointegração de Johansen para o minério de ferro em dólar.**

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
<b>R=0</b>	<b>49.93837***</b>	<b>0.0039</b>	<b>26.79910**</b>	<b>0.0215</b>
R≤1	23.13927	0.0690	<b>19.35694**</b>	<b>0.0289</b>
R≤2	3.782338	0.7420	2.861228	0.8089
R≤3	0.921110	0.3903	0.921110	0.3903

Nota: \*\* significativo a 5% e \*\*\* significativo a 1%.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

De acordo com a Tabela 6, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), todos os coeficientes estimados foram significativos ao nível de 1%.



**Tabela 6-** Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o minério de ferro em dólar.

LBRA_MFD (-1)	LBRA_CP (-1)	LTX_D (-1)	LINT_MFD (-1)
1,0000	-0.489820***	0.844034***	-0.408737***
	(0.05628)	(0.16055)	(0.05937)
	[-8.70373]	[ 5.25703]	[-6.88507]

Nota 1: LBRA\_MFD = logaritmo *neperiano* do preço de exportação do minério de ferro em dólar (US\$/toneladas); LBRA\_CP = logaritmo *neperiano* do custo de produção; LTX\_D = logaritmo *neperiano* da taxa de câmbio (R\$/ US\$); LINT\_MFD = logaritmo *neperiano* do preço internacional do minério de ferro em dólar (US\$/toneladas). Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t. Nota 3: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%, ns não significativo. Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Na Equação (13), é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

$$LBRA\_MFD_t = + 0,49 LBRA\_CP_t - 0,84 LTX\_D_t + 0,41 LINT\_MFD_t \quad (12)$$

De acordo com a Equação (13), verifica-se que o coeficiente de *pass-through* foi incompleto, indicando que a variação da taxa de câmbio (R\$/ US\$) influencia parcialmente o preço de exportação do minério de ferro brasileiro cotado em dólar, ou seja, o aumento de 1% na taxa de câmbio ocasiona uma redução de 0,84% no preço de exportação do minério de ferro em dólar. Os estudos de Tejada e Silva (2008) e de Correa (2012) também encontraram coeficientes de *pass-through* incompletos para o setor de extrativa mineral. Demais estudos revisados sobre o repasse das variações da taxa de câmbio aos preços de exportação brasileiros também corroboraram o resultado de um *pass-through* incompleto (FERREIRA ; SANZO , 1999 ; CRUZ JR. ; SILVA, 2004, FRAGA et al, 2008 , COPETTI ; VIEIRA ; CORONEL , 2012 ; SOUZA; RANIRO; ROSA, 2018 e SOUZA, 2018).

Ainda, de acordo com a Equação (13), o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona um aumento de 0,49% no preço de exportação do minério de ferro em dólar.

Também foi possível inferir, com base na Equação (13), que o aumento de 1% no preço internacional do minério de ferro em dólar determina um aumento de 0,41% no preço de exportação do minério de ferro em dólar.

O resultado encontrado na presente pesquisa sugere um coeficiente inelástico na transmissão do preço internacional ao preço de exportação brasileiro e invalida a Lei do Preço Único, que, de acordo com Mundlack e Larson (1992), diz que bens idênticos, em regiões distintas, em livre concorrência de mercado, devem ser vendidos pelo mesmo preço.

Com a finalidade de diagnóstico do modelo, foram estimados dois testes de correlação serial para os resíduos, cujos resultados encontram-se na Tabela 7.

**Tabela 7-** Testes de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o minério de ferro em dólar

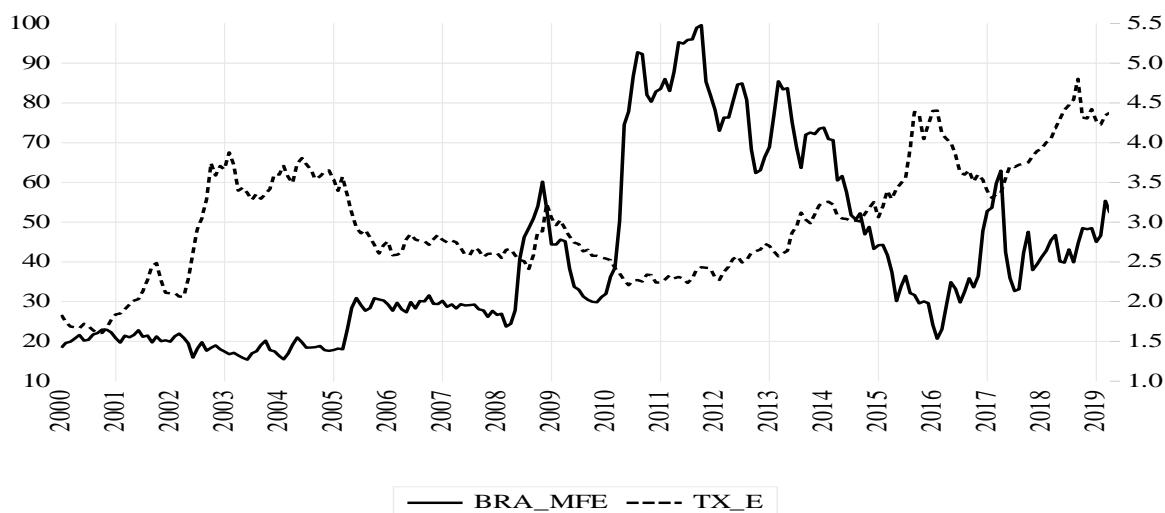
Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	1.281138	---	1.286684	---	20.69924	0.1904
2	13.51661	---	13.62855	---	26.19684	0.0513
3	29.41583	0.3917	29.73606	0.3759	22.11155	0.1396
4	48.26601	0.3045	48.91694	0.2822	23.26996	0.1067
5	64.37389	0.3262	65.37962	0.2954	18.50442	0.2952
6	79.10699	0.3811	80.50386	0.3401	14.93735	0.5292
7	86.87641	0.6314	88.51500	0.5835	6.304727	0.9845
8	108.5799	0.4662	110.9936	0.4024	23.18724	0.1088
9	123.8606	0.4866	126.8911	0.4112	17.40455	0.3599
10	138.7509	0.5140	142.4520	0.4264	15.21132	0.5092
11	161.1613	0.3720	165.9779	0.2773	23.05872	0.1122
12	181.8300	0.2891	187.7740	0.1945	21.66622	0.1543

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 7, até doze defasagens o teste indica a rejeição da hipótese nula de que a correlação serial é diferente de zero, com 5% de significância. Desta forma, os resultados de diagnóstico do modelo estimado são válidos e apresentam um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

## 4.2 MINÉRIO DE FERRO EM EURO

Na Figura 2, é possível identificar a evolução do preço de exportação do grão de soja (em €/toneladas) e a taxa de câmbio nominal (R\$/€) de janeiro de 2000 até abril de 2019.



**Figura 2** – Relação entre o preço de exportação do minério de ferro (em € /toneladas) e a taxa de câmbio nominal (Real/ Euro - R\$/€), no período de janeiro de 2000 a abril de 2019

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de MDIC (2019) e IPEA (2019)

A partir da Figura 2, identifica-se que as séries apresentam uma tendência estocástica, ou seja, um padrão aleatório ao longo do tempo. Contudo, é possível que os dados apresentem um relacionamento de longo prazo a ser confirmado pelo teste de cointegração.

Para realização do teste de cointegração, é necessário verificar o número de defasagens para inserir do modelo (Tabela 8).

**Tabela 8** - Critério de defasagem do VAR auxiliar para o minério de ferro em euro.

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
					-	
					13.81	
1	1646.152	NA	9.27e-12	-14.05303	533	-13.95717
					-	
					<b>14.47</b>	
2	1766.672	<b>232.7279*</b>	<b>3.76e-12*</b>	<b>-14.95407*</b>	<b>865*</b>	<b>-14.76234*</b>
					-	
					14.17	
3	1775.137	16.05543	4.02e-12	-14.88912	600	-14.60152
					-	
					13.90	
4	1787.552	23.11654	4.15e-12	-14.85821	738	-14.47475

Nota 1: valor da verossimilhança (LogL); p-valor do teste de razão de verossimilhança (LR); Erro de Predição Final (FPE); Critério de Informação de Akaike (AIC); Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (BIC); e o Critério de Informação de Hannan & Quinn (HQC).

Nota 2: \*indica a defasagem ótima ( $n$ ) definida pelo critério.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Com base nos dados da Tabela 8, foi possível indicar que o número de defasagens é de 2 (duas) a serem incluídas no VAR, visto que, dos cinco critérios considerados, todos indicaram mesmo número de defasagens do VAR auxiliar.

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 5% para a estatística do traço e para a estatística do máximo autovalor (de acordo com os dados da Tabela 9), bem como a hipótese alternativa de que há até um vetor de cointegração para a estatística do máximo autovalor. Além disso, o modelo da equação de cointegração que mais se ajustou ao teste foi o modelo 1 do sumário do teste, com as variáveis em nível sem tendência determinística e as equações de cointegração sem interceptos.

**Tabela 9 – Teste de cointegração de Johansen para o minério de ferro em euro**

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
<b>R=0</b>	<b>51.60203***</b>	<b>0.0024</b>	<b>27.89072**</b>	<b>0.0149</b>
R≤1	23.71131	0.0588	<b>19.33493**</b>	<b>0.0291</b>
R≤2	4.376381	0.6565	3.567833	0.6977
R≤3	0.808548	0.4248	0.808548	0.4248

Nota: \*\* significativo a 5% e \*\*\* significativo a 1%.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

De acordo com a Tabela 10, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), todos os coeficientes estimados foram significativos ao nível de 1%.

**Tabela 10-** Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o minério de ferro em

LBRA_MFE (-1)	LBRA_CP (-1)	LTX_E (-1)	LINT_MF (-1)
1,0000	-0.475615***	0.774864***	-0.433396***
	(0.05434)	(0.16709)	(0.05771)
	[-8.75201]	[ 4.63754]	[-7.50989]

Nota I: LBRA\_MFE = logaritmo *neperiano* do preço de exportação do minério de ferro em euro (em €/toneladas); LBRA\_CP = logaritmo *neperiano* do custo de produção; LTX\_E = logaritmo *neperiano* da taxa de câmbio (R\$/ €); LINT\_MFE = logaritmo *neperiano* do preço internacional do minério de ferro

em euro (€/toneladas). Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t. Nota 3: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%, ns não significativo.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Na Equação (14), é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

$$LBRA\_MFE_t = +0.48 LBRA\_CP_t - 0.77 LTX\_E_t + 0.43 LINT\_MFE_t \quad (14)$$

De acordo com a Equação (14), verifica-se que o coeficiente de pass-through foi incompleto, indicando que a variação da taxa de câmbio influencia parcialmente o preço de exportação do minério de ferro em euro, ou seja, o aumento de 1% na taxa de câmbio (R\$/ €) ocasiona uma redução de 0,77% no preço de exportação do minério de ferro em euro. O resultado de pass-through incompleto também foi encontrado em diversos estudos sobre as exportações brasileiras e setor extrativo mineral já citados anteriormente, corroborando com a presente pesquisa (FERREIRA; SANSO, 1999; CRUZ JR.; SILVA, 2004; TEJADA; SILVA, 2008; FRAGA et al., 2008; CORREA, 2012; COPETTI, VIEIRA; CORONEL, 2012; SOUZA, RANIRO; ROSA, 2018; E SOUZA, 2018).

Ainda, de acordo com a Equação (14), o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona um aumento de 0,48% no preço de exportação do minério de ferro em euro.

Também foi possível inferir, com base na Equação (14), que o aumento de 1% no preço internacional do minério de ferro em euro determina um aumento de 0,43% no preço de exportação do minério de ferro em euro brasileiro.

Com a finalidade de diagnóstico do modelo, foram estimados testes de correlação serial para os resíduos, cujos resultados encontram-se na Tabela 11.

**Tabela 11**-Teste de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o minério de ferro em euro.

Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	1.222633	---	1.227926	---	23.06604	0.1120
2	11.38714	---	11.48082	---	23.37609	0.1040
3	28.92497	0.4163	29.24840	0.4000	22.91716	0.1160
4	47.28005	0.3402	47.92550	0.3166	21.85292	0.1480
5	61.66357	0.4163	62.62584	0.3832	16.84518	0.3957
6	69.91989	0.6745	71.10136	0.6375	8.395944	0.9362
7	78.26846	0.8456	79.70966	0.8160	7.003333	0.9732
8	99.05794	0.7192	101.2416	0.6643	21.84279	0.1483
9	115.8502	0.6868	118.7115	0.6172	18.38034	0.3021
10	129.3590	0.7300	132.8289	0.6540	14.42004	0.5675
11	150.5949	0.6071	155.1218	0.5048	21.16580	0.1722
12	171.5829	0.4946	177.2545	0.3759	21.66188	0.1544

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 11, até doze defasa-gens o teste indica a rejeição da hipótese nula de que a correlação serial é diferente de zero, com 1% de significância. Desta forma, os resultados de diagnóstico do modelo estimado são válidos e apresentam um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

## 4 CONCLUSÕES

O trabalho realizou uma investigação da influência da variação da taxa de câmbio aos preços de exportação do minério de ferro em dólar e em euro. Nesse tocante, os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de *pass-through* da taxa de câmbio (em R\$/US\$ e em R\$/€) para os preços de exportação do minério de ferro foi incompleto com os coeficientes para dólar e euro de, respectivamente, 0,84 e 0,77.

A partir disso, pode-se inferir que o coeficiente de *pass-through* encontrado determina que depreciações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, dado que reduzem parcialmente os preços de exportação.

Desse modo, como as variações cambiais determinaram efeitos parciais sobre a competitividade do minério de ferro, cabe um enfoque sobre aspectos como o grau de concorrência na formação de preços desse mercado (*pricing to market*) e a elasticidade-preço da demanda. Logo, as características do mercado do minério de ferro como a elevada concentração, porém com reduzido poder de mercado dos exportadores, com o crescimento da renda mundial, tem possivelmente minimizado o ajuste dos preços decorrentes de depreciações cambiais.

Entre as limitações do presente trabalho, está o fato de o coeficiente de *pass-through* estimado ser estático, ou seja, permitiu a análise geral de um período específico de tempo, não compreendendo o dinamismo da taxa de câmbio e sua influência período a período sobre os preços do mercado doméstico e de exportação. Neste sentido, recomenda-se, para estudos posteriores, o comparativo em sub-períodos, bem como a aplicação do filtro de Kalman, como forma de captar a dinâmica do repasse cambial.

## REFERÊNCIAS

- BOX, G. E. P.; PIERCE, D. A. Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Time Series Models. *Journal of the American Statistical Association*, v. 65, n. 332, p. 1509-1526, 1970.
- BREUSCH, T. S. Testing for autocorrelation in dynamic linear models. *Australian Economic Papers*, 17, 1978.
- BUENO, R. D. L. D. *Econometria de séries temporais*. São Paulo: Cengage Learning, 2008.
- COPETTI, L. S.; VIEIRA, K. M.; CORONEL, D. A. Transmissão das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação da soja no Brasil e na Argentina. *Custos e Agronegócios Online*, Recife, v. 8, n. 3, p.113-132, jul./ set. 2012.
- CORREA, A. L. Taxa de câmbio e preços de exportação no Brasil: avaliação empírica dos coeficientes de pass-through setoriais. *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 21, n.1 (44), p.61-91, abr. 2012.
- CRUZ JR., J. C.; SILVA, O. M. Pass-through da taxa de câmbio nos preços de exportação dos produtos agropecuários brasileiros: 1994-2003. In: *Anais do XLII Congresso brasileiro de economia e sociologia rural (SOBER)*, 2004, Cuiabá-MT.
- 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.366, p.427-431, 1979.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v.49, p.1057-1073, 1981.
- ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*. Nova York: John Wiley & Sons, 1995.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, Chicago, v.55, n.2, p. 251-276, 1987
- FERREIRA, A.; SANZO, A. Exchange rate pass-through: the case of Brazilian exports of manufactures. In: *World Congress Of The International Economic Association*, 2, Buenos Aires, ago. 1999.
- FRAGA, G. J. et al. O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação de soja. *Revista Análise Econômica*, Porto Alegre, n. 49, p. 193-210, 2008.
- GODFREY, L. G. Testing for higher order serial correlation in regression equations when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica*, 1978.
- GREENE, W. H. *Econometrics Analysis*. 6.ed. New Jersey: Pearson Education, 2008.
- HAMILTON, J. D. *Time series analysis*. New Jersey: Princeton University Press, 1994.
- HARRIS, R.I.D. *Using cointegration analysis in econometric modelling*. London: Prentice-Hall-Harvester Wheatsheaf,1995.
- ITC - International Trade Centre. Trade Map. Disponível em:

<https://www.trademap.org>

Acesso em: 13 Mai. 2019.

IPEA - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Disponível em:

<http://www.ipeadata.gov.br/>

Acesso em: 14 jan. 2019.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamic and Control*, v.12, p.231-254,1988.

KWIAKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the alternative of stationary against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root?. *Journal of Econometrics*. p. 159-178, 1992.

LOPES, M. M. et al. Análise da competitividade das exportações brasileiras de soja em grão e de minério de ferro para a china (1999-2012). *Revista de Administração, Contabilidade e Economia da FUNDACE – RACE*, Ribeirão Preto, SP, Maio de 2014.

MDIC - Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. Balança Comercial. Disponível em:

<http://www.mdic.gov.br/index.php/balanca-comercial>

Acesso em: 01 mar. 2019.

MARKET INDEX. Iron ore. Disponível em:

<https://www.marketindex.com.au/iron-ore>

Acesso em: 13 Mai. 2019.

MENON, J. Exchange rate and import prices for a small open economy. *Applied Economics*, v. 27, n. 3, p. 297-301, 1995.

MUNDLACK, Y.; LARSON, D. F. On the transmission of world agricultural prices. *The World Bank Review*, v.6, n.1, p.399-422, 1992.

PAIS, P. S. M.; GOMES, M. F. M. G.; CORONEL, D. A. Análise da competitividade das exportações brasileiras de minério de ferro, de 2000 a 2008. *RAM, REV. ADM. MACKENZIE*, V. 13, N. 4, SÃO PAULO, SP, JUL./AGO. 2012.

PEREIRA, F. A. C.; FERNANDES, E. F. R.; PENA, H. W. A. Análise do desempenho das exportações brasileiras no setor de minérios de ferro e seus concentrados na dinâmica do comércio exterior por meio da matriz competitividade, 2015-2016. *Observatório de La Economia Latinoamericana*. Setembro de 2017.

SOUZA, D. K. F. O impacto das variações cambiais nas exportações do milho e do algodão. 2018. 95 f. Dissertação (Mestrado em Economia). Universidade Federal de São Carlos, Sorocaba, 2018.



SOUZA, D. K. F.; RANIRO, L. R.; ROSA, M. B. Análise do pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportação do açúcar. In: Anais do 56º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural – SOBER, Campinas - SP, 2018.

TEJADA, C. A. O.; SILVA, A. G. O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços dos principais produtos exportados pelo Brasil. Revista de Economia e Sociologia Rural, v.46, n.01, p.171-205, jan-mar/2008.

## NOTA

<sup>1</sup>Este artigo conta com o apoio do CNPq, através da chamada Universal-2018.

<sup>2</sup> Um processo estocástico é estacionário quando a sua média e a sua variância são constantes ao longo do tempo e quando o valor da covariância entre dois períodos de tempo depende apenas da distância, do intervalo ou da defasagem entre os períodos de tempo, e não do próprio tempo em que a covariância é calculada. Em notação matemática, as propriedades do processo estocástico estacionário podem ser representadas por: (Média)  $E(Y_t) = \mu$ , (Variância)  $\text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$  e (Covariância)  $\gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)]$ . Um processo estocástico com as propriedades descritas anteriormente é conhecido, na literatura de séries temporais, como processo fracamente estacionário, ou estacionário em covariância, ou estacionário de segunda ordem, ou estacionário em sentido amplo. Um processo estocástico é fortemente estacionário quando todos os momentos de sua distribuição não variam ao longo do tempo (BUENO, 2008.)

<sup>3</sup>Engle e Granger (1987) mostram que, se todas as séries de interesse possuem a mesma ordem de integração  $I(d)$  e existir um vetor  $\alpha$ , com  $\alpha \neq 0$ , em que a combinação linear dessas variáveis seja de ordem  $d-b$ ,  $Z_t = \alpha' X_t \sim I(d-b)$ ,  $b > 0$ , pode-se afirmar que  $X_t$  é um vetor de variáveis cointegradas denotadas por  $X_t \sim CI(d,b)$ .

# Capítulo 13

## TRANSMISSÃO DA VARIAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PREÇOS BRASILEIROS DE EXPORTAÇÃO DO PETRÓLEO: UMA ANÁLISE EMPÍRICA<sup>1</sup>

[DOI: 10.37423/200500991](https://doi.org/10.37423/200500991)

*Leonardo Sangoi Copetti (Mestre em Administração pela Universidade Federal de Santa Maria (UFSM)).*

*Daniel Arruda Coronel (Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV), Professor Associado do Departamento de Economia e Relações Internacionais (UFSM) e Bolsista de Produtividade do CNPq).*



**Resumo:** O objetivo deste trabalho consistiu no exame da relação entre as variações cambiais e os preços brasileiros de exportação de petróleo, relação definida como o *pass-through* da taxa de câmbio, tendo como referência o período de novembro de 2000 a janeiro de 2019. Os dados foram coletados nos *sites* da Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis – ANP, Instituto de Economia Aplicada – IPEA e no WORLD BANK. Neste sentido, fez-se uso dos instrumentais de séries temporais, especialmente do Modelo Vetor de Correção de Erros. Os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação do petróleo ocorreram de forma incompleta no período total e no segundo sub-período e nula no primeiro sub-período, representando que depreciações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, dado que não reduzem expressivamente os preços de exportação.

**Palavras-chave:** Petróleo. Preços de Exportação. *Pass-Through*

## 1 INTRODUÇÃO

Segundo o International Trade Centre – ITC (2019), o Brasil é o décimo sexto maior exportador mundial de petróleo, sendo que, no ano de 2018, o total exportado foi de US\$ 25,13 bilhões, o que representou 2,19% das exportações mundiais, que foram de US\$ 1,15 trilhões.

Além disso, para o Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC, 2019), a representatividade do petróleo sobre o total exportado pelo Brasil, em 2018, foi de 8,66%. Em comparação com o ano de 2000, houve um incremento de 15.705% do faturamento das exportações desta *commodity*, sendo que as exportações neste ano foram de US\$ 159 milhões.

Para Ferreira e Sanso (1999), países que fizeram tardiamente seu processo de industrialização como o Brasil são geralmente considerados com pouco controle sobre os preços que vendem nos mercados internacionais. Desta forma, as variações na taxa câmbio podem ter pouca relevância na determinação dos preços de exportação, ou seja, o coeficiente de *pass-through* tende a ser nulo.

Conforme dados do ITC (2019), os três maiores exportadores mundiais de petróleo, em 2018, foram, respectivamente, Arábia Saudita, com US\$ 182,5 bilhões (16,10%); Rússia, com US\$ 129 bilhões (11,40%) e Iraque, com US\$ 91,70 bilhões (8,10%). Por outro lado, os três maiores importadores mundiais de petróleo foram, respectivamente, China, com US\$ 239,20 bilhões (20,20%); Estados Unidos, com US\$ 163,10 bilhões (13,80%) e Índia, com US\$ 114,50 bilhões (9,70%). Além disso, segundo a World Trade Organization – WTO (2019), o único dos três maiores importadores que aplica taxas de importação é a Índia de 5%.

Diante deste contexto, o problema de pesquisa deste trabalho é responder à seguinte questão: existe diferença entre o grau de *pass-through* para os preços brasileiros de exportação do petróleo no período total de 11/2000 a 01/2019, e nos sub-períodos de 11/2000 a 12/2011 e 01/2012 a 01/2019? A partir do desenvolvimento deste estudo, têm-se elementos para auxiliar na compreensão da magnitude com que se dá a transmissão de preços para o mercado do petróleo, bem como para entender mais de como as políticas econômica e cambial podem impactar sobre a competitividade do exportador brasileiro.

Almeida e Souza (2013) analisaram a evolução do perfil das exportações brasileiras em comparação com as exportações chinesas utilizando o Índice de Vantagens Comparativas Reveladas – IVCR, no período de 2000 e 2009. Como resultados, as exportações de petróleo foram competitivas no mercado internacional somente no ano de 2009. Já para Martins e Veríssimo (2013), a evolução da representatividade da conta de combustíveis na pauta comercial brasileira foi crescente, passando de 1,65% nos anos 2000 a 10,91% em 2012, sendo o petróleo responsável por mais de 91,91% desta conta

no período. Ainda nesta perspectiva, segundo os autores, com a elevação da produção e maior participação no comércio internacional, o Brasil apresentou sinais de especialização nas exportações de petróleo, com o IVCR passando de 0,020 em 2000 a 1,349 em 2012, indicando competitividade no ano de 2012. Por outro lado, percebe-se uma lacuna de estudos envolvendo a competitividade do petróleo brasileiro e o coeficiente de *pass-through*, para o que a presente pesquisa vem a contribuir. Por fim, os resultados desta pesquisa poderão servir de subsídios para políticas de comércio exterior visando aumentar a competitividade e maior inserção do setor.

O presente trabalho está estruturado em três seções, além desta introdução. Na segunda seção, são apresentados os estudos empíricos realizados sobre a transmissão de preços e o coeficiente de *pass-through* no mercado brasileiro; na terceira seção, os procedimentos metodológicos são esboçados; na seção seguinte, os resultados são analisados e discutidos; e por fim, na última seção, são apresentadas as principais conclusões do trabalho.

## 2 TRANSMISSÃO DE PREÇOS E COEFICIENTE DE PASS-THROUGH NO MERCADO BRASILEIRO

Ferreira e Sansó (1999) investigaram a relação da taxa de câmbio e os preços das exportações brasileiras de manufaturados, com dados trimestrais, no período de março de 1978 a abril de 1996, dividido em dois subperíodos, de março de 1978 a abril de 1985 e de janeiro de 1986 a abril de 1996. Para tanto, utilizaram-se de econometria de séries temporais baseadas na metodologia de Engle-Granger, Shin e Johansen. Como resultados, no período de março de 1978 a abril de 1996, os autores encontraram um coeficiente de *pass-through* incompleto e verificaram que as variações da taxa de câmbio influenciam parcialmente os preços de exportação. Já no subperíodo de janeiro de 1986 a abril de 1996, o *pass-through* foi próximo a zero, indicando que as variações na taxa de câmbio possivelmente não exerceram influência sobre os preços das exportações brasileiras de manufaturados, sendo que as mudanças nos preços de exportação são explicadas basicamente pelo movimento nos preços internacionais. Os autores sugerem que este resultado está ligado à opção dos exportadores brasileiros por não alterarem seus preços em moeda estrangeira, devido à extrema instabilidade cambial que caracterizou este período. Desta forma, para preservar sua participação nos mercados externos, os exportadores optaram por manter seus preços em moeda estrangeira invariantes às mudanças na taxa de câmbio que são percebidas como transitórias.

Cruz Jr. & Silva (2004) estudaram o coeficiente de *pass-through* para a exportação trimestral dos produtos agropecuários brasileiros no período compreendido do 3º trimestre de 1994 ao 2º trimestre 2003. Foram utilizadas as seguintes séries para a estimação do modelo: o índice de preços de

exportação para produtos agropecuários do Brasil, o índice de preços de atacado para lavouras de exportação (IPA-OG) como proxy para o custo de produção, a taxa de câmbio nominal (real/dólar) fim do período, e, para o preço internacional, foi utilizada série de preços de importação de commodities dos Estados Unidos. O instrumental usado para a estimação foi de econometria de séries temporais e do modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC. Como resultado, os autores estimaram um coeficiente de pass-through de -0,53, representando que as variações da taxa de câmbio afetam parcialmente o preço de exportação dos produtos agropecuários brasileiros.

Tejada e Silva (2008) analisaram a relação entre as variações da taxa de câmbio e os preços das exportações dos principais produtos exportados pelo Brasil, com dados trimestrais, de janeiro de 1980 a janeiro de 2004. Os setores pesquisados e as respectivas participações no ano de 2004 foram Peças e Outros Veículos (10,29%), Siderurgia (7,11%), Extrativa Mineral (8,41%), Máquinas e Tratores - MAQ (5,33%), Veículos Automotores (5,05%), Óleos Vegetais (4,96%), Refino de Petróleo (4,55%), Madeira e Mobiliário (4,14%), Beneficiamento de Produtos Vegetais (3,22%), Metalurgia de Não Ferrosos (3,16%), Celulose Papel e Gráfica (3,06%), Material Elétrico (2,34%), Elementos Químicos (2,15%), e Equipamentos Eletrônicos (2,10%). Para estimar o coeficiente de pass-through, os autores utilizaram o filtro de Kalman, gerando um coeficiente variável ao longo do tempo. Como resultados, os setores analisados apresentaram um coeficiente de pass-through oscilando entre zero e -1 (menos um), indicando pass-through incompleto, já para o setor de refino de petróleo a média do pass-through oscilou de -0,2172 a -0,2328.

Fraga et al. (2008) investigaram o repasse da variação da taxa de câmbio para os preços mensais de exportação da soja em grão do Brasil no período de julho de 1994 a dezembro de 2004. Para tanto, os autores utilizaram testes de raiz unitária (ADF), de cointegração de Johansen e do modelo vetorial de correção de erros (VEC). Os resultados indicaram um coeficiente de pass-through no valor de -0,34, representando um pass-through incompleto, ou seja, que as variações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, afetando apenas o mark-up do exportador.

Correa (2012) analisou o impacto das variações cambiais sobre as exportações de 26 setores da economia brasileira, no período de 1995 a 2005. Os setores pesquisados foram extrativa mineral, extração de petróleo e gás, minerais não metálicos, siderurgia, metalurgia dos não ferrosos, outros produtos metalúrgicos, fabricação de máquinas e tratores, material elétrico, equipamentos eletrônicos, automóveis, outros veículos e peças, madeira e mobiliário, papel e gráfica, indústria da borracha, elementos químicos não petroquímicos, refino de petróleo e petroquímica, fabricação de

produtos químicos diversos, indústria têxtil, fabricação de artigos de couro e calçados, indústria do café, beneficiamento de produtos vegetais, abate de animais, indústria do açúcar, fabricação de gorduras e óleos vegetais, outros produtos alimentares e bebidas, e indústrias diversas. As variáveis utilizadas no modelo econométrico foram o preço das exportações brasileiras de 26 setores classificados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE, a taxa de câmbio nominal, o custo doméstico representando uma proxy para custo setorial, o preço das exportações concorrentes internacionais correspondendo ao índice de preços das importações norte-americanas e o grau de utilização da capacidade instalada calculada pela Fundação Getúlio Vargas – FGV. Como resultados, constataram-se coeficientes de pass-through incompletos para os diversos setores pesquisados e de -0,626 para setor de extração de petróleo e gás.

Copetti, Vieira & Coronel (2012) realizaram pesquisa sobre a transmissão da variação da taxa de câmbio aos preços de exportação do grão de soja no Brasil e na Argentina, no período de 03/1999 a 02/2011. Para tanto, utilizam-se de econometria de séries temporais e do modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC. Os resultados revelaram um coeficiente de pass-through incompleto para o Brasil (-0,11) e nulo para Argentina. No mercado brasileiro, a estimativa do coeficiente indicou que a variação da taxa de câmbio exerce influência parcial sobre os preços médios de exportação do grão de soja, ou seja, a variação de 1% na taxa de câmbio é repassada 0,11% no mesmo sentido para o preço médio de exportação do grão de soja no Brasil. Já para o mercado argentino, as variações da taxa de câmbio não exercem influência sobre os preços médios de exportação do grão de soja.

Outro estudo desenvolvido pelos autores Copetti, Vieira & Coronel (2013) analisou o relacionamento da taxa de câmbio (Real/ Euro - R\$/€) e os preços de exportação do grão de soja entre Estados Unidos, Brasil e Argentina (em Euro/ toneladas - €/ toneladas), no período de janeiro de 2003 a janeiro de 2012. Para tanto, os autores usaram testes de estacionariedade das séries (ADF e KPSS), o teste de cointegração de Johansen e o modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC. Como resultados, foram identificados um coeficiente de pass-through incompleto para os Estados Unidos e coeficientes nulos para o Brasil e Argentina. No mercado norte-americano, o coeficiente de -0,65 indica influência parcial da variação na taxa de câmbio (dólar/ euro - US\$/€) sobre o preço de exportação do grão de soja (€/ toneladas), e uma variação de 0,65% no mesmo sentido do preço de exportação do grão de soja produzida pela variação de 1% na taxa de câmbio. Já nos mercados brasileiros e argentinos, a variação da taxa de câmbio não exerce influência sobre os preços de exportação do grão de soja.

Souza (2018) buscou avaliar a influência das variações cambiais no desempenho exportador do milho e do algodão considerando dados mensais de janeiro de 2002 a dezembro de 2016. Para estimar o pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportação do milho e do algodão, o autor empregou o Modelo Vetorial de Correção de Erros. Os resultados mostraram que o pass-through da taxa de câmbio para o preço de exportação do milho foi incompleto no valor de 0,419, implicando que as variações cambiais afetaram a competitividade do exportador dessa cultura, e também, no mesmo modelo, apresentou um coeficiente inelástico para o preço internacional do milho no valor de -0,507. No caso do algodão, o pass-through para o preço de exportação do algodão foi nulo, indicando que as variações cambiais agiram impactando apenas o mark-up do exportador dessa commodity.

Souza, Raniro e Rosa (2018) avaliaram o pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportações, em dólares e em reais, do açúcar brasileiro de janeiro de 2012 a dezembro de 2016. Os autores utilizaram as ferramentas econométricas de séries temporais multivariadas, com destaque para o Modelo Vetorial de Correção de Erro. Os resultados apontaram um pass-through incompleto da taxa de câmbio para os preços de exportações do açúcar, em dólares e em reais, tendo baixo coeficiente (-0,03) de pass-through cambial para o preço em dólares e alto coeficiente (0,97) para o preço em reais.

No Quadro 1, faz-se uma síntese dos estudos acerca dos estudos sobre transmissão de preços e coeficiente de pass-through nas exportações brasileiras.

<b>Autores</b>	<b>País / países</b>	<b>Período</b>	<b>Produtos</b>	<b>Metodologia/ objetivo do estudo</b>	<b>Resultados</b>
Ferreira e Sansó (1999)	Brasil	03/1978-04/1996	produtos manufaturados	Metodologia de Engle-Granger, Shin e Johansen/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto
Cruz Jr. & Silva (2004)	Brasil	3º trim./ 1994-2º trim./ 2003	produtos agropecuários	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (-0,53)
Tejada e Silva (2008)	Brasil	01/1980-01/2004	exportações setoriais	filtro de Kalman/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (entre -1 e zero)/ setor de refino de petróleo (de -0,2172 a -0,2328)



Fraga <i>et al.</i> (2008)	Brasil	07/1994-12/2004	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (-0,34)
Correa (2012)	Brasil	1995-2005	exportações setoriais	Econometria de series temporais/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompletos para os setores pesquisados e de -0,626 para extração de petróleo e gás
Copetti, Vieira & Coronel (2012)	Brasil e Argentina	03/1999-02/2011	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (-0,11)
Copetti, Vieira & Coronel (2013)	Estados Unidos, Brasil e Argentina	01/2003-01/2012	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> nulo
Souza (2018)	Brasil	01/2002-12/2016	milho e algodão	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ Modelo Estrutural Vetorial de Correção de Erro/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto para o milho (0,419) e preço internacional inelástico (-0,507)/ e <i>pass-through</i> nulo para o algodão
Souza, Raniro e Rosa (2018)	Brasil	01/2012-12/2016	açúcar	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	baixo coeficiente (-0,03) de <i>pass-through</i> cambial para os preços em dólares e alto coeficiente (0,97) para o preço em reais

**Quadro 1** - Síntese dos estudos empíricos

Fonte: Organização dos autores

Nesta subseção, foram reunidos estudos realizados sobre transmissão de preços e coeficiente de *pass-through* nas exportações brasileiras a fim de analisar a relação entre a taxa de câmbio e os preços de exportação do Brasil.

Os estudos supracitados revelaram que o Brasil apresentou um coeficiente de *pass-through* incompleto nas exportações (entre zero e -1 ou entre zero e 1) e nulo. A presente pesquisa difere dos

estudos citados pelo comparativo do coeficiente de *pass-through* nas exportações do petróleo na análise em sub-períodos.

## 3 METODOLOGIA

### 3.1 MODELO ANALÍTICO

O modelo econométrico *pass-through*, de acordo com Menon (1995), usado em sua forma mais simples, parte de um modelo de *mark-up* que pode ser representado da seguinte forma:

$$P^*X = (1 + \lambda)(CP/E) \quad (1)$$

em que  $P^*X$  preço de exportação em moeda estrangeira;  $(CP/E)$  é custo de produção, medido em moeda estrangeira;  $E$  é a taxa de câmbio nominal; e  $\lambda$  é *mark-up*.

Partindo-se do pressuposto que o *mark-up* pode variar de acordo com a pressão competitiva no mercado mundial, tem-se que:

$$(1 + \lambda) = \left[ \frac{PW}{CP/E} \right]^\alpha \quad (2)$$

Com:  $[PW/(CP/E)]$  correspondendo à diferença entre o preço das exportações mundiais e o custo de produção do exportador medido em moeda estrangeira.

Substituindo a Equação (2) em (1) e aplicando-se o logaritmo neperiano no resultado dessa substituição, chega-se à seguinte equação de preço de exportação em moeda estrangeira:

$$\ln P^*X = (1 + \alpha)\ln(CP/E) + \alpha \ln PW \quad (3)$$

Considerando-se a versão não restrita da Equação (3), na qual não se exige que a soma dos coeficientes relativos a  $\ln(CP/E)$  e  $\ln(PW)$  seja igual a 1 e na qual se admite que os coeficientes relativos a  $\ln(CP)$  e  $\ln(E)$  difiram em sinal e magnitude, conforme Menon (1995), tem-se:

$$\ln P^*X = \phi_0 + \phi_1 \ln CP + \phi_2 \ln E + \phi_3 \ln PW \quad (4)$$

em que o coeficiente de *pass-through* é representado por .

A análise do resultado deste coeficiente pode ser expressa da seguinte forma:

1.  $\phi_2 = 0$ ; significa que a taxa de câmbio não exerce influência sobre o preço em moeda estrangeira dos bens exportados;

2.  $\phi_2 = -1$  ou  $1$ ; significa que a mudança na taxa de câmbio afeta integralmente o preço em moeda estrangeira  $\phi_2$  dos bens  $\phi_2$  exportados; e
3.  $-1 < \phi_2 < 0$  ou  $0 < \phi_2 < 1$ ; significa que a mudança na taxa de câmbio afeta parcialmente o preço em moeda estrangeira dos bens exportados.

## 3.2 PROCEDIMENTOS ECONOMETRÍCOS

### 3.2.1 TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

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

com:  $\gamma = -\left(1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i\right)$  e  $\beta_i = \sum_{j=i}^p \alpha_j$ ,

em que  $\alpha_0$  é o intercepto;  $\gamma$  descreve o comportamento da série temporal;  $y$  representa a variável dependente;  $\Delta$  é a representação do operador de diferença e  $\varepsilon_t$  denota o erro que se assume ser idêntica e independentemente distribuída. A fim de determinar o número de defasagens utilizadas no teste para eliminar a autocorrelação residual, utilizou-se o menor valor do critério de Schwarz (SBC).

O parâmetro de interesse nas regressões (sem intercepto e sem tendência; com intercepto; com intercepto e tendência) é  $\gamma$ , sendo que, se  $\gamma = 0$ , a série contém uma raiz unitária. Nesse teste, compara-se o resultado da estatística  $\tau$  com os valores apropriados reportados por Dickey-Fuller para determinar se aceita ou se rejeita a hipótese nula  $\gamma = 0$ . A hipótese nula será rejeitada se o valor calculado da estatística  $\tau$  for maior do que o valor crítico de Dickey-Fuller, indicando que a série é estacionária; caso contrário, a série é não estacionária<sup>2</sup>.

O KPSS é um teste alternativo ao ADF, sendo definido pelo procedimento de um teste de não estacionariedade contra a hipótese nula de estacionariedade, conforme Greene (2008). Formalmente é expresso pela seguinte expressão:

$$\begin{aligned} y_t &= \alpha + \beta t + \gamma \sum_{i=1}^t z_i + \varepsilon_t \\ y_t &= \alpha + \beta_t + \gamma Z_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (6)$$

tendo as seguintes hipóteses:

$H_0: \gamma = 0$ , série é estacionária;

$H_a: \gamma \neq 0$ , série é não estacionária.

## 3.2.2 ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO

Mesmo que variáveis individuais não sejam estacionárias, mas exista pelo menos uma combinação linear estacionária entre elas, então se pode afirmar que essas variáveis são cointegradas (GREENE, 2008), ou seja, é possível verificar uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas, que pode ser estimada e analisada<sup>3</sup>. Dessa forma, para identificar o possível relacionamento de longo prazo entre as séries, utilizou-se o teste de cointegração elaborado por Johansen (1988).

O procedimento de Johansen (1988) considera que todas as variáveis são endógenas e sua utilização não é limitada pela existência de endogeneidade do regressor (relação causal no sentido da variável dependente para a variável explicativa). Esse procedimento utiliza Máxima Verossimilhança para estimar os vetores de cointegração e permite testar e estimar a presença de vários vetores e não só de um único vetor de cointegração.

De acordo com Harris (1995), definido um vetor  $z_t$  de  $n$  variáveis potencialmente endógenas, é possível especificar o seguinte processo gerador, e modelar  $z_t$  como um Vetor Auto-regressivo (VAR) irrestrito com  $k$  defasagens de  $z_t$ :

$$z_t = A_1 z_{t-1} + \dots + A_k z_{t-k} + u_t \quad (7)$$

em que:  $z_t$  é um vetor  $(nx1)$ ,  $A_i$  é uma matriz de parâmetros  $(nxn)$  e  $u_t \sim IID(\mu, \sigma^2)$ .

Ainda conforme Harris (1995), a Equação (7) pode ser reparametrizada em termos de um modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) esboçado como:

$$\Delta z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta z_{t-k+1} + \Pi z_{t-k} + \varepsilon_t \quad (8)$$

em que  $\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i)$ ,  $(i = 1, \dots, k-1)$  e  $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$ . Da forma como especificado, o sistema contém informações de curto e longo prazo a mudanças de  $z_t$ , via estimativas de  $\hat{\Gamma}_i$  e  $\hat{\Pi}$ , respectivamente, onde  $\Pi = \alpha\beta'$ , com  $\alpha$  representando a velocidade de ajustamento ao desequilíbrio e  $\beta$  a matriz de coeficientes de longo prazo.

A importância do modelo de correção de erro reside no fato de permitir a ligação entre aspectos relacionados à dinâmica de curto prazo com os de longo prazo (HAMILTON, 1994). Dessa forma, os mecanismos de correção de erro pretendem fornecer um caminho para combinar as vantagens de se modelar tanto em nível quanto nas diferenças. Nesse modelo, não apenas a dinâmica do processo de

ajustamento de curto prazo como também a do processo de longo prazo são modeladas simultaneamente.

O número de vetores de cointegração depende do posto ou rank ( $r$ ) da matriz  $\Pi$ . Em termos de vetores de cointegração, têm-se três possibilidades, conforme Enders (1995): se o posto de  $\Pi$  é completo, então as variáveis  $Y_t$  são  $I(0)$ , ou seja, significa que qualquer combinação linear entre as variáveis é estacionária e o ajuste do modelo deve ser efetuado com as variáveis em nível; se o posto de  $\Pi$  é zero, então não há relacionamento de cointegração e o modelo deve ser ajustado com as variáveis em diferença e, quando  $\Pi$  tem posto reduzido, há  $r$  vetores de cointegração.

Para Enders (1995), o rank de uma matriz é igual ao número de raízes características estritamente diferentes de zero, que pode ser identificado por meio de dois testes estatísticos. O primeiro deles é o teste do traço, que testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração distintos é menor ou igual a  $r$  contra a hipótese alternativa de que o número desses vetores é maior do que  $r$ , que pode ser definido por:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (9)$$

em que  $\lambda_i$  = valores estimados das raízes características obtidos da matriz  $\Pi$ ;  $T$  = número de observações.

O segundo teste é o do máximo autovalor, que testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração é  $r$  contra a hipótese alternativa de existência de  $r + 1$  vetores de cointegração, podendo ser expresso da seguinte forma:

$$\lambda_{max}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (10)$$

Verificada a cointegração entre as séries analisadas, estima-se o modelo VEC, conforme definido na Expressão (8).

### 3.2.3 TESTES DE AUTOCORRELAÇÃO

#### 3.2.3.1 TESTE DE PORTMANTEAU

O teste de Portmanteau calcula as estatísticas *Box-Pierce* / *Ljung-Box* multivariadas para correlação serial residual até a defasagem especificada.

Box-Pierce (1970) desenvolveu uma estatística  $Q$  baseada na soma dos quadrados das autocorrelações. A estatística de Box-Pierce,  $Q = T * \sum_{k=1}^q \rho_k^2$ , é comparada à distribuição qui-quadrado com

“q” graus de liberdade. Caso o resíduo seja um ruído branco, a estatística Q definida segue uma distribuição qui-quadrado com “q” graus de liberdade.

Ljung-Box (1978), também conhecido como teste de Box-Pierce modificado, é utilizado para verificar se há falha de ajuste em um modelo temporal. O teste examina as “n” primeiras autocorrelações dos resíduos e, caso estas sejam pequenas, há indício de que não há falha no ajuste. A hipótese nula desse teste considera que as autocorrelações até o lag “n” é igual a zero e a estatística do teste é definida pela Equação (11):

$$Q^* = T * (T - 2) \sum_k^n \frac{\hat{\rho}_k^2}{T - k} \quad (11)$$

onde  $\hat{\rho}_k$  a autocorrelação estimada dos resíduos na defasagem “k” e “n” o número de lags testado. O teste irá rejeitar a hipótese nula caso  $Q^* > \chi_{1-\alpha; q}^2$ , sendo  $\chi_{1-\alpha; q}^2$  uma distribuição qui-quadrado com “q” graus de liberdade e nível de significância  $\alpha$ .

### 3.2.3.2 TESTE LM

O teste de Breusch (1978) - Godfrey (1978), também conhecido como teste LM (*Lagrange Multiplier*) para autocorrelação, testa a hipótese nula de ausência de autocorrelação até a defasagem  $p$ . Após definir o modelo e estimar seus coeficientes, o teste consiste em efetuar uma regressão do resíduo contra o próprio resíduo defasado no tempo e as variáveis explicativas, de acordo com a Equação (12):

$$\hat{u}_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \hat{\rho}_1 \hat{u}_{t-1} + \hat{\rho}_2 \hat{u}_{t-2} + \dots + \hat{\rho}_p \hat{u}_{t-p} + v_t \quad (12)$$

onde os últimos termos  $\hat{u}_{t-1}, \hat{u}_{t-2}, \dots, \hat{u}_{t-p}$  são os resíduos estimados pela equação do modelo adotado.

### 3.2.4 FONTE DOS DADOS

Os dados para estimação do modelo apresentado na Equação (4) foram coletados nos seguintes sites: na Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis – ANP (2019), para a variável preço de exportação do petróleo (dividindo o valor total exportado em dólares pela quantidade exportada em Barril Equivalente de Petróleo – Bep – US\$/Bep), no Instituto de Economia Aplicada – IPEA (2019), para as variáveis custo de produção, utilizado como *proxy* o Índice de Preços ao Atacado – Disponibilidade Interna – IPA- DI, e taxa de câmbio nominal (em real/ dólar - R\$/US\$); e no WORLD BANK (2019) para a variável preço internacional do Petróleo (petróleo bruto, Reino Unido, Brent 38° API – 38 graus de densidade, em US\$/Bep). O período analisado foi o de novembro/2000 a

janeiro/2019, com cotações mensais, totalizando 219 observações. As séries também foram separadas em 2 (dois) sub-períodos: 01 - de novembro de 2000 a dezembro de 2011; e 02 - de janeiro de 2012 a janeiro de 2019.

Na Tabela 1, encontra-se um resumo das variáveis estimadas no modelo.

**Tabela 1** -Variáveis estimadas no modelo e as respectivas siglas

Variável	Sigla
Log preço de exportação do petróleo/ período total	LBRA_P
Log preço de exportação do petróleo/ sub-período 01	LBRA_P01
Log preço de exportação do petróleo/ sub-período 02	LBRA_P02
Log custo de produção no Brasil/ período total	LBRA_CP
Log custo de produção no Brasil/ sub-período 01	LBRA_CP01
Log custo de produção no Brasil/ sub-período 02	LBRA_CP02
Log taxa de câmbio real/ dólar / período total	LTX_D
Log taxa de câmbio real/ dólar / sub-período 01	LTX_D01
Log taxa de câmbio real/ dólar / sub-período 02	LTX_D02
Log preço internacional do petróleo/ período total	LINT_P
Log preço internacional do petróleo/ sub-período 01	LINT_P01
Log preço internacional do petróleo/ sub-período 02	LINT_P02

Fonte: Organização dos autores

Além disso, o período de análise teve seu início em novembro de 2000 em função da disponibilidade da série de preços de exportação do petróleo. Já a data final está relacionada ao período de coleta dos dados e estimação dos modelos.

Na seção seguinte, será apresentada a análise e discussão dos resultados dos modelos para o petróleo estimados no período total e subperíodos.

## 4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Como forma de indicar a ordem de integração das séries de análise, foram aplicados dois testes de estacionariedade: ADF – Dickey- Fuller Aumentado; e KPSS - Kwiatkowski, Philips, Schmidt e Shin. Os resultados estão expostos nas Tabelas 2 e 3.

**Tabela 2-** Testes de raiz unitária em nível aplicados nas séries mensais de preços de exportação do petróleo (em US\$/Bep), custo de produção, taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) e preços internacionais do petróleo (US\$/Bep) no período de novembro de 2000 a janeiro de 2019.

Séries	Teste ADF				Teste KPSS	
	Modelo	Estatística de teste		Modelo	Estatística de teste	
LBRA_P	constante	-2.346819	ns	constante	0.897110	***
LBRA_P01	constante	-0.916314	ns	constante	1.267389	***
LBRA_P02	constante	-1.533881	ns	constante	0.693128	**
LBRA_CP	constante	-2.067883	ns	constante	1.845130	***
LBRA_CP01	constante	-2.022938	ns	constante	1.311344	***
LBRA_CP02	constante	-1.280881	ns	constante	1.137992	***
LTX_D	constante	-1.409772	ns	constante	0.477122	**
LTX_D01	constante	-1.569497	ns	constante	0.992167	***
LTX_D02	constante	-1.818617	ns	constante	1.000954	***
LINT_P	constante	-2.183586	ns	constante	0.861141	***
LINT_P01	constante	-1.328399	ns	constante	1.251202	***
LINT_P02	constante	-1.684094	ns	constante	0.701662	**

Nota 1: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%; \* significativo a 10%; ns não significativo

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Pela análise da Tabela 2, observa-se que todas as séries são não estacionárias em nível, com 5% de significância, para os testes ADF e KPSS, ou seja, suas médias, as variâncias ou ambas variam com o tempo. Por outro lado, os resultados da Tabela 3 indicam que, em ambos os testes, efetuada a primeira diferença, as séries foram estacionárias, com 5% de significância.



**Tabela 3-** Testes de raiz unitária em primeira diferença aplicados nas séries mensais de preços de exportação do petróleo (em US\$/Bep), custo de produção, taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) e preços internacionais do petróleo (US\$/Bep) no período de novembro de 2000 a janeiro de 2019.

Séries	Modelo	Teste ADF		Teste KPSS	
		Estatística de teste		Modelo	Estatística de teste
LBRA_P	constante	-7.959371	***	constante	0.112184 ns
LBRA_P01	constante	-10.16415	***	constante	0.057303 ns
LBRA_P02	constante	-6.461943	***	constante	0.110916 ns
LBRA_CP	constante	-6.335765	***	constante	0.296785 ns
LBRA_CP01	constante	-4.337640	***	constante	0.279641 ns
LBRA_CP02	constante	-5.058239	***	constante	0.073498 ns
LTX_D	constante	-9.783106	***	constante	0.132651 ns
LTX_D01	constante	-7.397785	***	constante	0.149420 ns
LTX_D02	constante	-6.609097	***	constante	0.128745 ns
LINT_P	constante	-11.58217	***	constante	0.112062 ns
LINT_P01	constante	-9.198808	***	constante	0.053681 ns
LINT_P02	constante	-7.052763	***	constante	0.123116 ns

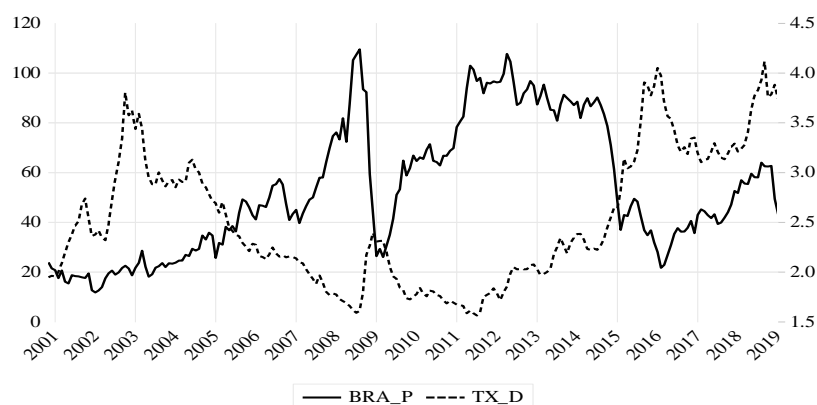
Nota 1: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%; \* significativo a 10%; ns não significativo

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Efetuada os testes de estacionariedade das séries e identificada a ordem de integração, a próxima etapa consistiu em analisar individualmente a dinâmica do repasse cambial nos preços de exportação do petróleo no período total e nos dois sub-períodos.

## 4.1 PETRÓLEO – PERÍODO TOTAL – DE NOV/2000 A JAN/2019

Na Figura 1, é possível identificar a evolução do preço de exportação do petróleo (em US\$/ Bep) e a taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) de novembro de 2000 até janeiro de 2019.



**Figura 1-** Relação entre preço de exportação do petróleo (em US\$/ Bep) e a taxa de câmbio nominal (R\$/US\$), no período de novembro de 2000 até janeiro de 2019.

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de ANP (2019) e IPEA (2019).

A partir da Figura 1, identificou-se que as séries apresentam uma tendência estocástica, ou seja, um padrão aleatório ao longo do tempo. Contudo, é possível que os dados apresentem um relacionamento de longo prazo a ser confirmado pelo teste de cointegração.

Para realização do teste de cointegração, é necessário verificar o número de defasagens para inserir do modelo (Tabela 4).

**Tabela 4** - Critério de defasagem do VAR auxiliar para o petróleo – período total

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
0	109.5357	NA	4.42e-06	-0.977183	-0.914678	-0.951931
1	1633.939	2978.231	3.80e-12	-14.94388	-14.63135	-14.81761
2	1741.058	205.3114	1.64e-12	-15.78757	-15.22502*	-15.56030*
			<b>1.52e-</b>			
<b>3</b>	1765.186	<b>45.35230*</b>	<b>12*</b>	<b>-15.86283*</b>	-15.05026	-15.53455

Nota 1: valor da verossimilhança (LogL); p-valor do teste de razão de verossimilhança (LR); Erro de Predição Final (FPE); Critério de Informação de Akaike (AIC); Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (BIC); e o Critério de Informação de Hannan & Quinn (HQC).

Nota 2: \*indica a defasagem ótima (n) definida pelo critério.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base nos dados da Tabela 4, foi possível indicar que o número de defasagens é de 3 (três) a serem incluídas no VAR, visto que, dos cinco critérios considerados, três indicaram mesmo número de defasagens do VAR auxiliar.

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração, bem como a hipótese alternativa de que há pelo menos um vetor de cointegração, devem ser rejeitadas ao nível de 1% para a estatística do traço e para a estatística do máximo autovalor (de acordo com os dados da Tabela 5). Além disso, o modelo da equação de cointegração que mais se ajustou ao teste foi o modelo 3 do sumário do teste, com as variáveis em nível com tendência linear e as equações de cointegração com interceptos.

**Tabela 5** – Teste de cointegração de Johansen para o petróleo – período total.

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
<b>R=0</b>	<b>56.38858***</b>	<b>0.0064</b>	<b>36.18685***</b>	<b>0.0031</b>
R≤1	20.20173	0.4093	11.96822	0.5508
R≤2	8.233514	0.4408	5.739914	0.6468
R≤3	2.493600	0.1143	2.493600	0.1143

Nota: \*\* significativo a 5% e \*\*\* significativo a 1%.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

De acordo com a Tabela 6, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), todos os coeficientes estimados foram significativos ao nível de 5%.

**Tabela 6-** Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para petróleo – período total

LBRA_P (-1)	LBRA_CP (-1)	LTX_D (-1)	LINT_P (-1)	C
1,0000	-0.169427***	0.184005**	-0.949807***	0.907520
	(0.06111)	(0.08142)	(0.05046)	-
	[-2.77271]	[ 2.26002]	[-18.8223]	-

Nota 1: LBRA\_P = logaritmo *neperiano* do preço de exportação do petróleo – período total (US\$/Bep); LBRA\_CP = logaritmo *neperiano* do custo de produção – período total; LTX\_D = logaritmo *neperiano* da taxa de câmbio – período total (R\$/ US\$); LINT\_P = logaritmo *neperiano* do preço internacional do petróleo – período total (US\$/Bep); C = constante. Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t. Nota 3: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%, ns não significativo.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Na Equação (13), é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

$$LBRA_{P_t} = + 0,17 LBRA_{CP_t} - 0,18 LTX_{D_t} + 0,95 LINT_{P_t} - 0,91 \quad (13)$$

De acordo com a Equação (13), verifica-se que o coeficiente de *pass-through* foi incompleto, indicando que a variação da taxa de câmbio (R\$/ US\$) influencia parcialmente o preço de exportação do petróleo brasileiro, ou seja, o aumento de 1% na taxa de câmbio ocasiona uma diminuição de 0,18% no preço de exportação do petróleo.

O estudo de Correa (2012) esboçado na literatura revisada também encontrou um *pass-through* incompleto para o setor extração de petróleo e gás, mas no valor de -0,626, porém seu período de análise foi distinto do da presente pesquisa. Já Tejada e Silva (2008) encontraram um coeficiente de *pass-through* para o setor de refino de petróleo oscilando entre as médias de -0,2172 a -0,2328. Demais estudos revisados sobre o repasse das variações da taxa de câmbio aos preços de exportação brasileiros também corroboraram o resultado de um *pass-through* incompleto (FERREIRA ; SANSÓ, 1999 ; CRUZ JR. ; SILVA, 2004, FRAGA ET AL., 2008 ; COPETTI; VIEIRA E CORONEL, 2012 ; SOUZA; RANIRO; ROSA, 2018 ; SOUZA, 2018).

Ainda, de acordo com a Equação (13), constata-se que o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona um aumento de 0,17% no preço de exportação do petróleo.

Também foi possível inferir, com base na Equação (13), que o aumento de 1% no preço internacional do petróleo determina um aumento de 0,95% no preço de exportação do petróleo. O resultado

encontrado na presente pesquisa sugere um coeficiente inelástico na transmissão de preços e invalida a Lei do Preço Único, que, de acordo com Mundlack e Larson (1992), diz que bens idênticos, em regiões distintas, em livre concorrência de mercado, devem ser vendidos pelo mesmo preço.

Com a finalidade de diagnóstico do modelo, foram estimados dois testes de correlação serial para os resíduos, cujos resultados encontram-se na Tabela 7.

**Tabela 7-** Testes de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o petróleo – período total

Defasagens	Teste de Portmanteau			Teste LM		
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	1.073526	---	1.078543	---	23.57879	0.0991
2	4.538332	---	4.575882	---	24.60675	0.0771
3	10.96520	---	11.09370	---	25.58485	0.0602
4	23.98126	0.6825	24.35651	0.6626	17.92018	0.3286
5	42.80557	0.5228	43.62902	0.4874	21.19069	0.1713
6	63.40315	0.3573	64.81791	0.3124	22.56288	0.1259
7	77.97752	0.4157	79.88276	0.3581	16.05066	0.4494
8	90.82009	0.5152	93.22167	0.4448	13.84566	0.6102
9	110.0676	0.4266	113.3101	0.3443	20.84946	0.1844
10	130.4543	0.3281	134.6913	0.2412	22.17509	0.1376
11	152.5086	0.2219	157.9348	0.1426	23.21711	0.1081
12	171.4884	0.1876	178.0366	0.1092	20.39551	0.2029

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 7, até doze defasagens o teste indicou a rejeição da hipótese nula de que a correlação serial é diferente de zero, com 5% de significância. Desta forma, os resultados de diagnóstico do modelo estimado são válidos e apresentam um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

Nas próximas subseções, serão apresentadas as análises em subperíodos como forma de testar a estabilidade do relacionamento da taxa de câmbio e os preços de exportação do petróleo.

## 4.2 ANÁLISE DO SUB-PERÍODO 01 – DE NOV/2000 A DEZ/2011

Para realização do teste de cointegração, é necessário verificar o número de defasagens para inserir do modelo (Tabela 8).

**Tabela 8** - Critério de defasagem do VAR auxiliar para o petróleo – sub-período 01.

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
0	162.5607	NA	1.02e-06	-2.439396	-2.351164	-2.403544
1	962.6315	1538.598	5.92e-12	-14.50202	-14.06086	-14.32277
2	1037.432	139.2432	2.40e-12	-15.40664	-14.61255*	-15.08398*
<b>3</b>	1056.576	<b>34.45974*</b>	<b>2.29e-12*</b>	<b>-15.45501*</b>	-14.30800	-14.98894

Nota 1: valor da verossimilhança (LogL); p-valor do teste de razão de verossimilhança (LR); Erro de Predição Final (FPE); Critério de Informação de Akaike (AIC); Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (BIC); e o Critério de Informação de Hannan & Quinn (HQC).

Nota 2: \*indica a defasagem ótima ( $n$ ) definida pelo critério.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base nos dados da Tabela 8, foi possível indicar que o número de defasagens é de 3 (três) a serem incluídas no VAR, visto que, dos cinco critérios considerados, três indicaram o mesmo número de defasagens do VAR auxiliar.

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 1% (de acordo com os dados da Tabela 9). Além disso, o modelo da equação de cointegração que mais se ajustou ao teste foi o modelo 3 do sumário do teste, com as variáveis em nível com tendência linear e as equações de cointegração com intercepto.

**Tabela 9** – Teste de cointegração de Johansen para o petróleo – sub-período 01

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
<b>R=0</b>	<b>55.46797***</b>	<b>0.0082</b>	<b>33.63830***</b>	<b>0.0074</b>
R≤1	21.82968	0.3081	12.48585	0.5005
R≤2	9.343829	0.3345	7.290036	0.4554
R≤3	2.053793	0.1518	2.053793	0.1518

Nota: \*\* significativo a 5% e \*\*\* significativo a 1%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

De acordo com a Tabela 10, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), somente o coeficiente do preço internacional do petróleo foi não significativo, ao nível de 10%, mas os demais coeficientes estimados foram significativos ao nível de 1%.

**Tabela 10** - Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o petróleo – sub-período 01

LBRA_P01 (-1)	LBRA_CP01 (-1)	LTX_D01 (-1)	LINT_P01 (-1)	C
1,0000	-0.442637***	0.100187ns	-0.855621***	2.212883
	(0.09584)	(0.09024)	(0.06694)	-
	[-4.61863]	[ 1.11025]	[-12.7817]	-

Nota 1: LBRA\_P01 = logaritmo neperiano do preço de exportação do petróleo – sub-período 01 (US\$/Bep); LBRA\_CP01 = logaritmo neperiano do custo de produção – sub-período 01; LTX\_D01 = logaritmo neperiano da taxa de câmbio – sub-período 01 (R\$/ US\$); LINT\_P01 = logaritmo neperiano do preço internacional do petróleo – sub-período 01 (US\$/Bep) ; C = constante. Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t. Nota 3: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%, ns não significativo.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Na Equação (14), é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

$$LBRA\_P01_t = + 0,44 LBRA\_CP01_t + 0,86 LINT\_P01_t - 2,21 \quad (14)$$

De acordo com a Equação (14), verifica-se que o coeficiente de pass-through foi nulo, indicando que a taxa de câmbio não exerce influência sobre o preço de exportação do petróleo brasileiro no sub-período 01. Este resultado de um pass-through nulo pode ser corroborado pelos estudos de Copetti, Vieira & Coronel (2013), em relação ao grão de soja e Souza (2018) em relação ao algodão.

Uma possível explicação para o coeficiente nulo no sub-período 01 é que os exportadores optaram por não alterar seu preço em moeda estrangeira devido à instabilidade cambial que caracterizou o subperíodo, que foi percebida como transitória. Para Ferreira & Sanso (1999), o coeficiente de pass-through é uma função, dentre outros fatores, da volatilidade da taxa de câmbio que os exportadores, para preservar suas participações no comércio internacional, e, percebendo a instabilidade do câmbio, optam por manter seus preços em moeda estrangeira invariantes às mudanças cambiais. Por esta razão, aumentos na variabilidade da taxa de câmbio podem ser acompanhadas de uma redução no coeficiente pass-through.

Ainda, de acordo com a Equação (14), constata-se que o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona um aumento de 0,44% no preço de exportação do petróleo no sub-período 01.

Também foi possível inferir, com base na Equação (14), que o aumento de 1% no preço internacional do petróleo determina um aumento de 0,86% no preço de exportação do petróleo no sub-período 01.

Com a finalidade de diagnóstico do modelo, foram estimados testes de correção serial para os resíduos, cujos resultados encontram-se na Tabela 11.

**Tabela 11**-Teste de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o petróleo –sub-período 01

Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	1.411170	---	1.422109	---	22.87541	0.1171
2	4.697619	---	4.759909	---	19.37106	0.2499
3	10.48154	---	10.68046	---	24.46599	0.0798
4	21.71681	0.7942	22.27240	0.7685	15.20556	0.5096
5	39.94543	0.6460	41.23017	0.5910	19.93756	0.2230
6	59.68234	0.4873	61.92209	0.4073	21.64561	0.1550
7	79.64742	0.3650	83.02339	0.2720	21.45599	0.1616
8	92.48588	0.4662	96.70372	0.3483	14.03529	0.5961
9	114.5841	0.3141	120.4456	0.1945	24.18490	0.0855
10	130.6169	0.3245	137.8145	0.1871	18.55270	0.2925
11	152.1904	0.2272	161.3822	0.1043	23.72552	0.0957
12	174.4327	0.1486	185.8864	0.0514	24.56882	0.0778

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 11, até doze defasa-gens o teste indica a rejeição da hipótese nula de que a correlação serial é diferente de zero, com 5% de significância. Desta forma, com os resultados de diagnóstico do modelo estimado é válido e apresenta um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

### 4.3 ANÁLISE DO SUB-PERÍODO 02 – DE JAN/2012 A JAN/2019

Para realização do teste de cointegração, foi necessário verificar o número de defasagens para inserir do modelo (Tabela 12).

**Tabela 12** - Critério de defasagem do VAR auxiliar para o petróleo – sub-período 02.

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
0	230.8377	NA	4.65e-08	-5.532627	-5.415226	-5.485492
1	702.4863	885.7790	6.94e-13	-16.64601	-16.05900*	-16.41033
<b>2</b>	732.5102	<b>53.45724*</b>	<b>4.94e-13*</b>	<b>-16.98805*</b>	-15.93144	<b>-16.56384*</b>
3	745.0984	21.18503	5.41e-13	-16.90484	-15.37863	-16.29209

Nota 1: valor da verossimilhança (LogL); p-valor do teste de razão de verossimilhança (LR); Erro de Predição Final (FPE); Critério de Informação de Akaike (AIC); Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (BIC); e o Critério de Informação de Hannan & Quinn (HQC).

Nota 2: \*indica a defasagem ótima (n) definida pelo critério.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base nos dados da Tabela 12, foi possível indicar que o número de defasagens é de 2 (duas) a serem incluídas no VAR, visto que, dos cinco critérios considerados, quatro indicaram mesmo número de defasagens do VAR auxiliar.

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 5% (de acordo com os dados da Tabela 13). Além disso, o modelo da equação de cointegração que mais se ajustou ao teste foi o modelo 2 do sumário do teste, com as variáveis em nível sem tendência determinística e as equações de cointegração com interceptos.

**Tabela 13** – Teste de cointegração de Johansen para o petróleo – sub-período 02

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
<b>R=0</b>	<b>54.57310**</b>	<b>0.0451</b>	<b>29.31273**</b>	<b>0.0403</b>
R≤1	25.26038	0.3846	17.29521	0.2159
R≤2	7.965160	0.8272	4.579070	0.9217
R≤3	3.386090	0.5111	3.386090	0.5111

Nota: \*\* significativo a 5% e \*\*\* significativo a 1%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

De acordo com a Tabela 14, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), todos os coeficientes estimados foram significativos ao nível de 1%.

**Tabela 14** - Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o petróleo – sub-período 02.

LBRA_P02 (-1)	LBRA_CP02 (-1)	LTX_D02 (-1)	LINT_P02 (-1)	C
1,0000	-1.010262***	0.660123***	-0.913209***	5.698669***
	(0.19364)	(0.12038)	(0.03894)	(1.08101)
	[-5.21725]	[ 5.48381]	[-23.4519]	[ 5.27162]

Nota 1: LBRA\_P02 = logaritmo neperiano do preço de exportação do petróleo – sub-período 02 (US\$/Bep); LBRA\_CP02 = logaritmo neperiano do custo de produção – sub-período 02; LTX\_D02 = logaritmo neperiano da taxa de câmbio – sub-período 02 (R\$/ US\$); LINT\_P02 = logaritmo neperiano do preço internacional do petróleo – sub-período 02 (US\$/Bep); C = constante. Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t. Nota 3: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%, ns não significativo.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa



Na Equação (15), é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

$$LBRA_{P02_t} = + 1,01 LBRA_{CP02_t} - 0,66 LTX_{D02_t} + 0,91 LINT_{P02_t} - 5,70 \quad (15)$$

De acordo com a Equação (15), verifica-se que o coeficiente de pass-through foi incompleto, indicando que a variação da taxa de câmbio (R\$/ US\$) influencia parcialmente o preço de exportação do petróleo brasileiro, ou seja, o aumento de 1% na taxa de câmbio ocasiona uma diminuição de 0,66% no preço de exportação do petróleo.

O estudo de Correa (2012) esboçado na literatura revisada também encontrou um pass-through incompleto para o setor extração de petróleo e gás, mas no valor de -0,626, porém seu período de análise foi distinto do da presente pesquisa. Demais estudos revisados sobre o repasse das variações da taxa de câmbio aos preços de exportação brasileiros também corroboraram o resultado de um pass-through incompleto (FERREIRA ; SANSÓ, 1999 ; CRUZ JR. ; SILVA, 2004, TEJADA ; SILVA, 2008, FRAGA ET AL., 2008 ; COPETTI; VIEIRA E CORONEL, 2012 ; SOUZA; RANIRO; ROSA, 2018 ; SOUZA, 2018).

Ainda, de acordo com a Equação (15), constata-se que o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona um aumento de 1,01% no preço de exportação do petróleo no sub-período 02.

Também foi possível inferir, com base na Equação (15), que o aumento de 1% no preço internacional do petróleo determina um aumento de 0,91% no preço de exportação do petróleo brasileiro no sub-período 02.

Com a finalidade de diagnóstico do modelo, foram estimados testes de correção serial para os resíduos, cujos resultados encontram-se na Tabela 15.

**Tabela 15**-Teste de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o petróleo – sub-período 02.

Defasagens	Teste de Portmanteau			Teste LM		
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	2.341421	---	2.370327	---	17.55293	0.3507
2	10.73602	---	10.97479	---	18.83374	0.2774
3	16.02982	0.9752	16.46963	0.9698	6.448434	0.9825
4	32.83602	0.9112	34.13768	0.8812	20.02126	0.2193
5	47.45835	0.8978	49.70951	0.8489	14.92534	0.5301
6	54.00973	0.9784	56.77810	0.9594	6.747608	0.9778
7	60.31982	0.9966	63.67714	0.9913	6.482912	0.9820
8	76.45381	0.9924	81.55534	0.9771	17.85393	0.3325
9	90.38151	0.9916	97.20015	0.9690	19.00044	0.2686
10	108.0244	0.9822	117.2935	0.9278	20.71320	0.1898
11	119.5771	0.9884	130.6360	0.9385	12.79878	0.6874
12	135.3126	0.9846	149.0690	0.9057	18.55997	0.2921

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 15, até doze defasagens o teste indicou a rejeição da hipótese nula de que a correlação serial é diferente de zero, com 1% de significância. Desta forma, os resultados de diagnóstico do modelo estimado são válidos e apresentam um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

## 4 CONCLUSÕES

O trabalho realizou uma investigação da influência da variação da taxa de câmbio nos preços de exportação do petróleo no período total e em dois subperíodos. Nesse tocante, os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportação do petróleo foi incompleto com os coeficientes para o período total e o sub-período 02 de, respectivamente, 0,18 e 0,66. Já o sub-período 01 apresentou o coeficiente de pass-through nulo.

A partir disso, pode-se inferir que os coeficientes de pass-through encontrados determinam que depreciações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, dado que não reduzem expressivamente os preços de exportação.

Desse modo, como as variações cambiais determinaram reduzidos efeitos sobre a competitividade do petróleo, cabe um enfoque sobre aspectos como o grau de concorrência na formação de preços desse mercado (pricing to market) e a elasticidade-preço da demanda. Logo, as características do mercado do petróleo como a elevada concentração, porém com reduzido poder de mercado dos

exportadores, devido ao crescimento da renda mundial, possivelmente minimizou o ajuste dos preços decorrentes de depreciações cambiais.

Entre as limitações do presente trabalho, está o fato de o coeficiente de pass-through estimado ser estático, ou seja, permitiu a análise geral de período específicos de tempo, não compreendendo o dinamismo da taxa de câmbio e sua influência período a período sobre os preços do mercado doméstico e de exportação. Neste sentido, recomenda-se, para estudos posteriores, a aplicação do filtro de Kalman como forma de captar a dinâmica do repasse cambial.

## REFERÊNCIAS

ALMEIDA, M. A. S.; SOUZA, G. F. S. Perfil exportador brasileiro entre 2000 e 2009: o Brasil versus China. *Revista Economia Ensaios*, Uberlândia (MG), 28 (1), p. 7-26, Jul./Dez. 2013.

ANP - Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis. Dados Estatísticos. Importações e Exportações. Disponível em:

[www.anp.gov.br](http://www.anp.gov.br)

Acesso em: 01 mar. 2019.

BOX, G. E. P.; PIERCE, D. A. Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Time Series Models. *Journal of the American Statistical Association*, v. 65, n. 332, p. 1509-1526, 1970.

BREUSCH, T. S. Testing for autocorrelation in dynamic linear models. *Australian Economic Papers*, 17, 1978.

BUENO, R. D. L. D. *Econometria de séries temporais*. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

COPETTI, L. S.; VIEIRA, K. M.; CORONEL, D. A. Transmissão das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação da soja no Brasil e na Argentina. *Custos e Agronegócios Online*, Recife, v. 8, n. 3, p.113-132, jul./ set. 2012.

COPETTI, L. S.; VIEIRA, K. M.; CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação da soja em grão: análise dos mercados dos Estados Unidos, do Brasil e da Argentina. *Revista em Agronegócios e Meio Ambiente*, v. 6, n. 3, p. 435-461, set./dez. 2013

CORREA, A. L. Taxa de câmbio e preços de exportação no Brasil: avaliação empírica dos coeficientes de pass-through setoriais. *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 21, n.1 (44), p.61-91, abr. 2012.

CRUZ JR., J. C.; SILVA, O. M. Pass-through da taxa de câmbio nos preços de exportação dos produtos agropecuários brasileiros: 1994-2003. In: *Anais do XLII Congresso brasileiro de economia e sociologia rural (SOBER)*, 2004, Cuiabá-MT.

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.366, p.427-431, 1979.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v.49, p.1057-1073, 1981.

ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*. Nova York: John Wiley & Sons, 1995.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, Chicago, v.55, n.2, p. 251-276, 1987

FERREIRA, A.; SANSO, A. Exchange rate pass-through: the case of Brazilian exports of manufactures. In: *World Congress Of The International Economic Association*, 2, Buenos Aires, ago. 1999.

FRAGA, G. J. et al. O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação de soja. *Revista Análise Econômica*, Porto Alegre, n. 49, p. 193-210, 2008.

GODFREY, L. G. Testing for higher order serial correlation in regression equations when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica*, 1978.

GREENE, W. H. *Econometrics Analysis*. 6.ed. New Jersey: Pearson Education, 2008.

HAMILTON, J. D. *Time series analysis*. New Jersey: Princeton University Press, 1994.

HARRIS, R.I.D. *Using cointegration analysis in econometric modelling*. London: Prentice-Hall-Harvester Wheatsheaf, 1995.

IPEA - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br>.

Acesso em: 14 jan. 2019.

ITC - International Trade Centre. Trade Map. Disponível em: <https://www.trademap.org>. Acesso em: 01 mar. 2019.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamic and Control*, v.12, p.231-254, 1988.

KWIAKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the alternative of stationary against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root?. *Journal of Econometrics*. p. 159-178, 1992.

MARTINS, R. M.; VERÍSSIMO, M. P. Exportações brasileiras de petróleo e a especialização da economia em bens intensivos em recursos naturais no período 2000-2012. *Perspectiva Econômica*, vol. 9, N. 2, p. 115-130, jul/dez 2013.

MDIC - Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. Balança Comercial. Disponível em: <http://www.mdic.gov.br/index.php/balanca-comercial>. Acesso em: 01 mar. 2019.

MENON, J. Exchange rate and import prices for a small open economy. *Applied Economics*, v. 27, n. 3, p. 297-301, 1995.

MUNDLACK, Y.; LARSON, D. F. On the transmission of world agricultural prices. *The World Bank Review*, v.6, n.1, p.399-422, 1992.

SOUZA, D. K. F.; RANIRO, L. R.; ROSA, M. B. Análise do pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportação do açúcar. In: Anais do 56º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural – SOBER, Campinas - SP, 2018.

TEJADA, C. A. O.; SILVA, A. G. O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços dos principais produtos exportados pelo Brasil. Revista de Economia e Sociologia Rural, v.46, n.01, p.171-205, jan-mar/2008

USDA – United States Department of Agriculture. Custom Query. Disponível em:

<https://apps.fas.usda.gov/psdonline/app/index.html#/app/advQuery>. Acesso em: 03 jan. 2019.

WORLD BANK. World Bank Commodity Price Data. Disponível em:

<pubdocs.worldbank.org/en/561011486076393416/CMO-Historical-Data-Monthly.xlsx>

Acesso em: 01 mar. 2019.

WTO – World Trade Organization. Tariff Analysis Online. Disponível em: <http://tao.wto.org/>

Acesso em: 07 out. 2019.

## NOTA

<sup>1</sup> Este artigo conta com o apoio do CNPq, através da chamada Universal-2018.

<sup>2</sup> Um processo estocástico é estacionário quando a sua média e a sua variância são constantes ao longo do tempo e quando o valor da covariância entre dois períodos de tempo depende apenas da distância, do intervalo ou da defasagem entre os períodos de tempo, e não do próprio tempo em que a covariância é calculada. Em notação matemática, as propriedades do processo estocástico estacionário podem ser representadas por: (Média) , (Variância) e (Covariância) . Um processo estocástico com as propriedades descritas anteriormente é conhecido, na literatura de séries temporais, como processo fracamente estacionário, ou estacionário em covariância, ou estacionário de segunda ordem, ou estacionário em sentido amplo. Um processo estocástico é fortemente estacionário quando todos os momentos de sua distribuição não variam ao longo do tempo (BUENO, 2008.)

<sup>3</sup> Engle e Granger (1987) mostram que, se todas as séries de interesse possuem a mesma ordem de integração  $I(d)$  e existir um vetor  $\alpha$ , com  $\alpha \neq 0$ , em que a combinação linear dessas variáveis seja de ordem  $d-b$ ,  $Z_t = \alpha' X_t \sim I(d-b), b > 0$ , pode-se afirmar que  $X_t$  é um vetor de variáveis cointegradas

denotadas por  $X_t \sim CI(d,b)$ .

# Capítulo 14

## TRANSMISSÃO DA VARIAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PREÇOS DE EXPORTAÇÃO DO TABACO DO RIO GRANDE DO SUL (2000-2020)

[DOI: 10.37423/200500992](https://doi.org/10.37423/200500992)

*Leonardo Sangoi Copetti (Mestre em Administração pela Universidade Federal de Santa Maria (UFSM).*

*E-mail: leonardocopetti@hotmail.com.*

*Daniel Arruda Coronel (Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV), professor Adjunto do Departamento de Economia e Relações Internacionais (UFSM) e diretor da editora (UFSM).*

*E-mail: daniel.coronel@uol.com.br.*



**Resumo** :O objetivo deste trabalho consistiu no exame da relação entre as variações cambiais e os preços de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul, relação definida como o pass-through da taxa de câmbio, tendo como referência o período de janeiro de 2000 a janeiro de 2020. Os dados foram coletados nos sites do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior – MDIC, no Instituto de Economia Aplicada – IPEA e no WORLD BANK. Neste sentido, fez-se uso dos instrumentais de séries temporais, especialmente do Modelo Vetor de Correção de Erros. Os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportação do tabaco gaúcho ocorreram de forma incompleta no período total e no segundo subperíodo e nula no primeiro subperíodo, representando que depreciações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, já que não reduzem expressivamente os preços de exportação.

**Palavras-chave:** Tabaco. Preços de Exportação. Taxa de Câmbio. Pass-Through.

## 1. INTRODUÇÃO

Segundo o *International Trade Centre* – ITC (2020), o Brasil é o maior exportador mundial de tabaco, visto que, no ano de 2019, o total exportado foi de US\$ 2,04 bilhões, o que representou 19,34% das exportações mundiais, que foram de US\$ 10,55 bilhões, sendo o estado do Rio Grande do Sul (RS) responsável por 79% do total do tabaco exportado pelo país com US\$ 1,63 bilhões (Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior – MDIC, 2020).

Além disso, conforme dados do MDIC (2020), os principais produtos exportados pelo Rio Grande do Sul, em 2019, foram, a soja, com US\$ 4,14 (22,32%), o tabaco, com US\$ 1,63 bilhões (8,79%) e flutuantes ou plataformas de perfuração ou submersíveis, com US\$ 1,29 bilhões (6,95%), sendo que o total das exportações do estado foi de US\$ 18,55 bilhões. Em comparação com o ano de 2000, as exportações de tabaco tiveram um incremento de 155%, neste ano foram de US\$ 640 milhões. Ainda, os dez principais países de destino do tabaco gaúcho, representando uma média de 71% das exportações, de 2000 a 2019, foram Bélgica (17%), China (17%), Estados Unidos (13%), Alemanha (6%), Rússia (4%), Indonésia (4%), Holanda (3%), Filipinas (3%), Paraguai (3%) e Polônia (2%).

De acordo com dados do ITC (2020), os três maiores exportadores mundiais de tabaco foram, respectivamente, Brasil, com US\$ 2,04 bilhões (19,34%), Bélgica, com US\$ 1,09 bilhões (10,33%) e Estados Unidos, com US\$ 1,02 bilhões (9,67%). Por outro lado, os três maiores importadores mundiais de tabaco foram, respectivamente, Bélgica, com US\$ 1,15 bilhões (10,51%), China, com US\$ 960 milhões (8,78%) e Alemanha, com US\$ 800 milhões (7,31%). Além disso, segundo a *World Trade Organization* – WTO (2020), o único dos três maiores importadores que aplica taxas de importação sobre o tabaco é a China, com uma média de 10%.

Segundo Obstfeld e Rogoff (1995), as políticas macroeconômicas consideradas ótimas para uma região dependem, dentre outros fatores, de como os exportadores definem seus preços, se fixam seu preço com base na sua própria moeda (*producer currency pricing* - PCP), ou com base na moeda do mercado de destino de seu produto (*local currency pricing* - LCP), sendo que esta escolha influencia o ambiente macroeconômico através do grau de repasse cambial (*pass-through*) aos preços. Desta forma, no caso de PCP, uma depreciação cambial produz a redução no preço na moeda de destino das exportações, aumentando a quantidade demandada, e no caso de LCP, uma depreciação cambial produz a elevação do *mark-up* do exportador, sem que a quantidade demandada se altere.

Além disso, outro ponto de relevância na determinação do grau de *pass-through* cambial é a percepção dos exportadores sobre se as mudanças da taxa de câmbio são transitórias ou permanentes. Para Tejada e Silva (2008), a mudança na taxa de câmbio percebida como transitória



terá pouco efeito na determinação dos preços de exportação, por outro lado, a maior confiabilidade na previsão da taxa de câmbio futura relaciona-se a um efeito maior nos preços de exportação e o repasse da variação cambial integralmente aos preços.

Na literatura econômica, diversos estudos apresentaram uma influência parcial das variações cambiais sobre os preços de exportação do país, representando o *pass-through* incompleto. No contexto nacional, destacam-se as pesquisas realizadas por Cruz Jr. ; Silva (2004), Tejada ; Silva (2008), Fraga *et al.* (2008), Correa (2012), Copetti; Vieira ; Coronel (2012), Vieira ; Coronel (2013), Souza (2018), Souza; Raniro ; Rosa (2018), Copetti ; Coronel (2019a, 2019b, 2019c, 2019d, 2019e, 2019f, 2019g, 2019h, 2019i, 2020a, 2020b).

Para Ferreira e Sanso (1999), países que fizeram tardiamente seu processo de industrialização como o Brasil são geralmente considerados com pouco controle sobre os preços que vendem nos mercados internacionais. Desta forma, as variações na taxa de câmbio podem ter pouca relevância na determinação dos preços de exportação, ou seja, a competitividade do exportador é baixa e o coeficiente de *pass-through* tende a ser nulo.

Diante deste contexto, o problema de pesquisa deste trabalho é responder à seguinte questão: existe diferença entre o grau de *pass-through* para os preços do Rio Grande do Sul de exportação do tabaco no período total de 01/2000 a 01/2020, e nos subperíodos de 01/2000 a 01/2010 e 02/2010 a 01/2020?

A partir do desenvolvimento deste estudo, têm-se elementos para auxiliar na compreensão da magnitude com que as variações cambiais são transmitidas aos preços do tabaco, bem como para entender mais sobre as estratégias de preço adotadas pelos exportadores gaúchos e de como a política econômica e cambial pode impactar sua competitividade. Além disso, o presente estudo diferencia-se dos demais realizados pela análise em subperíodos, e adiciona a literatura de competitividade pela escassez de estudos sobre o mercado do tabaco e coeficiente de *pass-through*, não sendo encontrado na literatura nacional e internacional estudos sobre o tema.

O presente trabalho está estruturado em três seções, além desta introdução. Na segunda seção, são apresentados os procedimentos metodológicos; na seção seguinte, os resultados são analisados e discutidos; e por fim, na última seção, são apresentadas as principais conclusões do trabalho.

## 2. METODOLOGIA

### 2.1 MODELO ANALÍTICO

O modelo econométrico *pass-through*, de acordo com Menon (1995), usado em sua forma mais simples, parte de um modelo de *mark-up* que pode ser representado da seguinte forma:

$$P^*X = (1 + \lambda)(CP/E) \quad (1)$$

em que  $P^*X$  preço de exportação em moeda estrangeira;  $(CP/E)$  é custo de produção, medido em moeda estrangeira;  $E$  é a taxa de câmbio nominal; e  $\lambda$  é *mark-up*.

Partindo-se do pressuposto que o *mark-up* pode variar de acordo com a pressão competitiva no mercado mundial, tem-se que:

$$(1 + \lambda) = \left[ \frac{PW}{CP/E} \right]^\alpha \quad (2)$$

Com:  $[PW/(CP/E)]$  correspondendo à diferença entre o preço das exportações mundiais e o custo de produção do exportador medido em moeda estrangeira.

Substituindo a Equação (2) em (1) e aplicando-se o logaritmo neperiano no resultado dessa substituição, chega-se à seguinte equação de preço de exportação em moeda estrangeira:

$$\ln P^*X = (1 + \alpha)\ln(CP/E) + \alpha \ln PW \quad (3)$$

Considerando-se a versão não restrita da Equação (3), na qual não se exige que a soma dos coeficientes relativos a  $\ln(CP/E)$  e  $\ln(PW)$  seja igual a 1 e na qual se admite que os coeficientes relativos a  $\ln(CP)$  e  $\ln(E)$  difiram em sinal e magnitude, conforme Menon (1995), tem-se:

$$\ln P^*X = \phi_0 + \phi_1 \ln CP + \phi_2 \ln E + \phi_3 \ln PW \quad (4)$$

em que o coeficiente de *pass-through* é representado  $\phi_2$  por.

A análise do resultado deste coeficiente pode ser expressa da seguinte forma:

1.  $\phi_2 = 0$ ; significa que a taxa de câmbio não exerce influência sobre o preço em moeda estrangeira dos bens exportados;
2.  $\phi_2 = -1$  ou  $1$ ; significa que a mudança na taxa de câmbio afeta integralmente o preço em moeda estrangeira dos bens exportados; e
3.  $-1 < \phi_2 < 0$  ou  $0 < \phi_2 < 1$ ; significa que a  $\phi_2$  mudança na taxa de câmbio afeta parcialmente o preço em moeda estrangeira dos bens exportados.

## 2.2 PROCEDIMENTOS ECONOMÉTRICOS

### 2.2.1 TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

Para determinar a ordem de integração das séries de interesse, este trabalho utilizou os testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (DICKEY; FULLER, 1979, 1981) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS, 1992). Esses testes permitem verificar a existência ou não de raízes unitárias nas séries temporais, ou seja, se as variáveis são ou não estacionárias. A utilização dos dois testes em conjunto para o diagnóstico de estacionariedade das séries temporais relaciona-se a uma maior confiabilidade e robustez dos resultados.

O teste ADF consiste na estimação da seguinte equação por Mínimos Quadrados Ordinários e pode ser expresso, conforme Enders (1995), da seguinte forma:

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

com:  $\gamma = -\left(1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i\right)$  e  $\beta_i = \sum_{j=i}^p \alpha_j$ ,

em que:  $\alpha_0$  é o intercepto;  $\gamma$  descreve o comportamento da série temporal;  $y$  representa a variável dependente;  $\Delta$  é a representação do operador de diferença e  $\varepsilon_t$  denota o erro que se assume ser idêntica e independentemente distribuída. A fim de determinar o número de defasagens utilizadas no teste para eliminar a autocorrelação residual, utilizou-se o menor valor do critério de Schwarz (SBC). O parâmetro de interesse nas regressões (sem intercepto e sem tendência; com intercepto; com intercepto e tendência) é  $\gamma$ , sendo que, se  $\gamma = 0$ , a série contém uma raiz unitária. Nesse teste, compara-se o resultado da estatística  $\tau$  com os valores apropriados reportados por Dickey-Fuller para determinar se aceita ou se rejeita a hipótese nula  $\gamma = 0$ . A hipótese nula será rejeitada se o valor calculado da estatística  $\tau$  for maior do que o valor crítico de Dickey-Fuller, indicando que a série é estacionária; caso contrário, a série é não estacionária.

O KPSS é um teste alternativo ao ADF, sendo definido pelo procedimento de um teste de não estacionariedade contra a hipótese nula de estacionariedade, conforme Greene (2008). Formalmente é expresso pela seguinte expressão:

$$\begin{aligned}
 y_t &= \alpha + \beta t + \gamma \sum_{i=1}^t z_i + \varepsilon_t \\
 y_t &= \alpha + \beta_t + \gamma Z_t + \varepsilon_t
 \end{aligned}
 \tag{6}$$

tendo as seguintes hipóteses:

$H_0$ :  $\gamma = 0$ , série é estacionária

$H_a$ :  $\gamma \neq 0$ , série é não estacionária

## 2.2.2 ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO

Mesmo que variáveis individuais não sejam estacionárias, mas exista pelo menos uma combinação linear estacionária entre elas, então se pode afirmar que essas variáveis são cointegradas (GREENE, 2008), ou seja, é possível verificar uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas, que pode ser estimada e analisada. Dessa forma, para identificar o possível relacionamento de longo prazo entre as séries, utilizou-se o teste de cointegração elaborado por Johansen (1988).

O procedimento de Johansen (1988) considera que todas as variáveis são endógenas e sua utilização não é limitada pela existência de endogeneidade do regressor (relação causal no sentido da variável dependente para a variável explicativa). Esse procedimento utiliza Máxima Verossimilhança para estimar os vetores de cointegração e permite testar e estimar a presença de vários vetores e não só de um único vetor de cointegração.

De acordo com Harris (1995), definido um vetor de  $n$  variáveis potencialmente endógenas, é possível especificar o seguinte processo gerador, e modelar como um Vetor Auto-regressivo (VAR) irrestrito com  $k$  defasagens de :

$$z_t = A_1 z_{t-1} + \dots + A_k z_{t-k} + u_t \tag{7}$$

em que:  $z_t$  é um vetor ( $nx1$ ),  $A_i$  é uma matriz de parâmetros ( $nxn$ ) e  $u_t \sim IID(\mu, \sigma^2)$ .

Ainda conforme Harris (1995), a Equação (7) pode ser reparametrizada em termos de um modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) esboçado como:

$$\Delta z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta z_{t-k+1} + \Pi z_{t-k} + \varepsilon_t \tag{8}$$

em que:  $\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i)$ , ( $i = 1, \dots, k-1$ ) e  $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$ . Da forma como especificado, o sistema contém informações de curto e longo prazo a mudanças de  $z_t$ , via estimativas

de  $\hat{\Gamma}_i$  e  $\hat{\Pi}$ , respectivamente, onde  $\Pi = \alpha\beta'$ , com  $\alpha$  representando a velocidade de ajustamento ao desequilíbrio e  $\beta$  a matriz de coeficientes de longo prazo.

A importância do modelo de correção de erro reside no fato de permitir a ligação entre aspectos relacionados à dinâmica de curto prazo com os de longo prazo (HAMILTON, 1994). Dessa forma, os mecanismos de correção de erro pretendem fornecer um caminho para combinar as vantagens de se modelar tanto em nível quanto nas diferenças. Nesse modelo, não apenas a dinâmica do processo de ajustamento de curto prazo como também a do processo de longo prazo são modeladas simultaneamente.

O número de vetores de cointegração depende do posto ou rank ( $r$ ) da matriz  $\Pi$ . Em termos de vetores de cointegração, têm-se três possibilidades, conforme Enders (1995): se o posto de  $\Pi$  é completo, então as variáveis  $Y_t$  são  $I(0)$ , ou seja, significa que qualquer combinação linear entre as variáveis é estacionária e o ajuste do modelo deve ser efetuado com as variáveis em nível; se o posto de  $\Pi$  é zero, então não há relacionamento de cointegração e o modelo deve ser ajustado com as variáveis em diferença e, quando  $\Pi$  tem posto reduzido, há  $r$  vetores de cointegração.

Para Enders (1995), o rank de uma matriz é igual ao número de raízes características estritamente diferentes de zero, que pode ser identificado por meio de dois testes estatísticos. O primeiro deles é o teste do traço, que testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração distintos é menor ou igual a  $r$  contra a hipótese alternativa de que o número desses vetores é maior do que  $r$ , que pode ser definido por:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda'_i) \quad (9)$$

em que:  $\lambda'_i$  = valores estimados das raízes características obtidos da matriz  $\Pi$ ;  $T$  = número de observações.

O segundo teste é o do máximo autovalor, que testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração é  $r$  contra a hipótese alternativa de existência de  $r + 1$  vetores de cointegração, podendo ser expresso da seguinte forma:

$$\lambda_{max}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \lambda'_{r+1}) \quad (10)$$

Verificada a cointegração entre as séries analisadas, estima-se o modelo VEC, conforme definido na Expressão (8).

## 2.2.3 FONTE DOS DADOS

Os dados para estimação do modelo apresentado na Equação (4) foram coletados nos seguintes sites: no Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior – MDIC (2020) para a variável preço de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul (dividindo o faturamento em dólares pela quantidade em quilogramas – US\$/ Kg); no Instituto de Economia Aplicada – IPEA (2020), para as variáveis custo de produção, utilizado como proxy o Índice de Preços ao Atacado – Disponibilidade Interna – IPA- DI e taxa de câmbio nominal (em real/ dólar - R\$/US\$); e no WORLD BANK (2020), para a variável preço internacional do tabaco, utilizado como proxy os preços de importação norte-americanos (em US\$/ Kg). O período analisado foi o de janeiro/2000 a janeiro/2020, com cotações mensais, totalizando 241 observações. As séries também foram separadas em 2 (dois) subperíodos: 01 – de janeiro de 2000 a janeiro de 2010; e 02 – de fevereiro de 2010 a janeiro de 2020. Além disso, as séries não foram deflacionadas, sendo utilizadas na forma original.

Na Tabela 1, encontra-se um resumo das variáveis estimadas no modelo.

**Tabela 1** -Variáveis estimadas no modelo e as respectivas siglas

Variável	Sigla
Preço de exportação do tabaco do RS/ período total	PTAB_RS
Preço de exportação do tabaco do RS/ subperíodo 01	PTAB_RS01
Preço de exportação do tabaco do RS/ subperíodo 02	PTAB_RS02
Custo de produção no Brasil/ período total	CUSTO
Custo de produção no Brasil/ subperíodo 01	CUSTO01
Custo de produção no Brasil/ subperíodo 02	CUSTO02
Taxa de câmbio Real/ Dólar / período total	CAMBIO
Taxa de câmbio Real/ Dólar / subperíodo 01	CAMBIO01
Taxa de câmbio Real/ Dólar / subperíodo 02	CAMBIO02
Preço internacional do tabaco/ período total	PINT
Preço internacional do tabaco/ subperíodo 01	PINT01
Preço internacional do tabaco/ subperíodo 02	PINT02

Fonte: Organização dos autores.

Ainda, foi aplicado a todas as séries o método *Season-trend Decomposition* – STL, através do software *Eviews 11* como forma de detectar a sazonalidade e efetuar a correção caso esteja presente. As séries de preços de exportação e preços internacionais do tabaco apresentaram sazonalidade e foram dessazonalizadas por este procedimento, sendo seus nomes alterados para PTAB\_RS\_STL, PTAB\_RS\_STL01, PTAB\_RS\_STL02, PINT\_STL, PINT\_STL01 e PINT\_STL02.

A seguir, foi aplicado o logaritmo neperiano sobre todas as séries e seus nomes foram alterados acrescentando um ‘L’ no início.

Na seção seguinte, será apresentada a análise e discussão dos resultados dos modelos para o tabaco do Rio Grande do Sul no período total e subperíodos.

## ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Como forma de indicar a ordem de integração das séries de análise, foram aplicados dois testes de estacionariedade: ADF – *Dickey- Fuller* Aumentado; e KPSS - *Kwiatkowski, Philips, Schmidt e Shin*. Os resultados estão expostos nas Tabelas 2 e 3.

**Tabela 2-** Testes de raiz unitária em nível aplicados nas séries mensais de preços de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul (em US\$/Kg), custo de produção, taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) e preços internacionais do tabaco (US\$/ Kg) no período de janeiro de 2000 a janeiro de 2020

Séries	Modelo	Teste ADF		Teste KPSS		
		Estatística de teste		Modelo	Estatística de teste	
LPTAB_RS_STL	constante	-1.358176	ns	constante	1.502759	***
LPTAB_RS_STL01	constante	-0.866043	ns	constante	1.106518	***
LPTAB_RS_STL02	constante	-2.807012	*	constante	0.819346	***
LCUSTO	constante	-2.268870	ns	constante	1.867500	***
LCUSTO01	constante	-1.929445	ns	constante	1.204363	***
LCUSTO02	constante	-1.262225	ns	constante	1.296953	***
LCAMBIO	constante	-1.239783	ns	constante	0.645957	**
LCAMBIO01	constante	-1.763906	ns	constante	0.436676	*
LCAMBIO02	constante	-0.648865	ns	constante	1.203221	***
LPINT_STL	constante	-0.771228	ns	constante	1.746207	***
LPINT_STL01	constante	1.067132	ns	constante	0.847182	***
LPINT_STL02	constante	-2.026486	ns	constante	0.635995	**

Nota 1: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%; \* significativo a 10%; ns não significativo

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Pela análise da Tabela 2, observa-se que somente a série taxa de câmbio no primeiro período (LCAMBIO01) foi estacionária em nível pelo teste KPSS, sendo as demais séries não estacionárias em nível, com 5% de significância, para os testes ADF e KPSS, ou seja, suas médias, as variâncias ou ambas variam com o tempo. Por outro lado, os resultados da Tabela 3 indicam concordância em ambos os testes, pois, efetuada a primeira diferença, as séries foram estacionárias, com 5% de significância.

**Tabela 3-** Testes de raiz unitária em primeira diferença aplicados nas séries mensais de preços de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul (em US\$/Kg), custo de produção, taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) e preços internacionais do tabaco (US\$/ Kg) no período de janeiro de 2000 a janeiro de 2020

Séries	Modelo	Teste ADF		Teste KPSS	
		Estatística de teste		Modelo	Estatística de teste
LPTAB_RS_STL	constante	14.91771	***	constante	0.170335 ns
LPTAB_RS_STL01	constante	-10.72411	***	constante	0.404187 *
LPTAB_RS_STL02	constante	-11.84923	***	constante	0.094843 ns
LCUSTO	constante	-7.082245	***	constante	0.319904 ns
LCUSTO01	constante	-6.845414	**	constante	0.227848 ns
LCUSTO02	constante	-8.172678	***	constante	0.091894 ns
LCAMBIO	constante	-10.44811	***	constante	0.132509 ns
LCAMBIO01	constante	-6.845414	***	constante	0.227848 ns
LCAMBIO02	constante	-8.172678	***	constante	0.091894 ns
LPINT_STL	constante	-12.47825	***	constante	0.187256 ns
LPINT_STL01	constante	-7.609922	***	constante	0.089845 ns
LPINT_STL02	constante	10.16229	***	constante	0.058811 ns

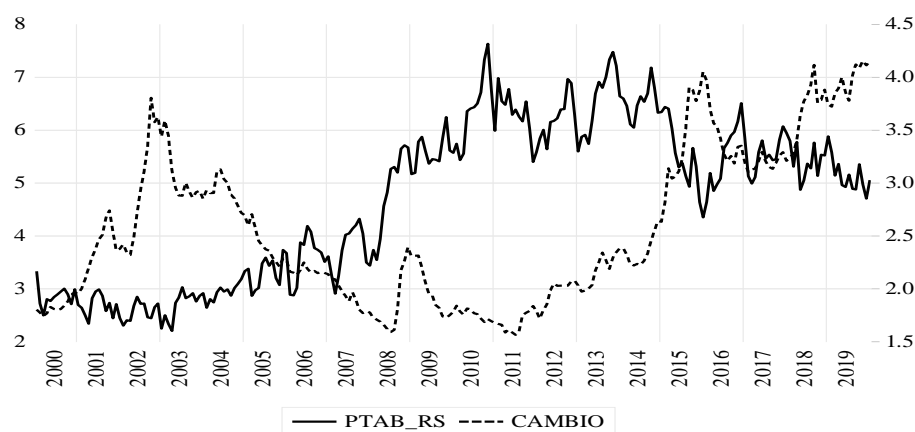
Nota 1: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%; \* significativo a 10%; ns não significativo

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Efetuada os testes de estacionariedade das séries e identificada a ordem de integração, a próxima etapa consistiu em analisar individualmente a dinâmica do repasse cambial nos preços de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul no período total e nos dois subperíodos.

### 3.1 TABACO – PERÍODO TOTAL – DE JAN/2000 A JANEIRO/2020

Na Figura 1, é possível identificar a evolução do preço de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul (em US\$/ Kg) e a taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) de janeiro de 2000 até janeiro de 2020.





**Figura 1-** Relação entre preço de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul (em US\$/ Kg) e a taxa de câmbio nominal (R\$/US\$), no período de janeiro de 2000 a janeiro de 2020.

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de MDIC (2020) e IPEA (2020).

A partir da Figura 1, identificou-se que as séries apresentam tendências opostas, oscilando o crescimento/ decréscimo entre o preço de exportação e a taxa de câmbio, e uma tendência estocástica, ou seja, um padrão aleatório ao longo do tempo. Contudo, é possível que os dados apresentem um relacionamento de longo prazo a ser confirmado pelo teste de cointegração.

Para realização do teste de cointegração foi necessário verificar o número de defasagens para inserir do modelo (Tabela 4).

**Tabela 4** - Critério de defasagem do VAR auxiliar para o tabaco – período total.

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
1	2094.598	NA	2.10e-13	-17.84204	-17.60506	-17.74648
			<b>1.06e-</b>			
<b>2</b>	2190.107	184.4599	<b>13*</b>	<b>-18.52452*</b>	<b>-18.05056*</b>	<b>-18.33340*</b>
3	2206.012	30.17253*	1.06e-13	-18.52371	-17.81277	-18.23703
4	2215.671	17.99067	1.12e-13	-18.46928	-17.52135	-18.08703

Nota 1: valor da verossimilhança (LogL); p-valor do teste de razão de verossimilhança (LR); Erro de Predição Final (FPE); Critério de Informação de Akaike (AIC); Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (BIC); e o Critério de Informação de Hannan & Quinn (HQC).

Nota 2: \*indica a defasagem ótima (n) definida pelo critério.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base nos dados da Tabela 4, foi possível indicar que o número de defasagens é de 2 (duas) a serem incluídas no VAR, visto que, dos cinco critérios considerados, quatro indicaram mesmo número de defasagens do VAR auxiliar.

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração deve ser rejeitadas ao nível de 1% para a estatística do traço e para a estatística do máximo autovalor (de acordo com os dados da Tabela 5). Além disso, o modelo da equação de cointegração que mais se ajustou ao teste foi o modelo 4 do sumário do teste, com as variáveis em nível com tendência linear e as equações de cointegração com interceptos.

**Tabela 5** – Teste de cointegração de Johansen para o tabaco do RS – período total.

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
<b>R=0</b>	<b>77.12891***</b>	<b>0.0026</b>	<b>38.99162***</b>	<b>0.0062</b>
R≤1	38.13730	0.1386	18.68630	0.3269
R≤2	19.45100	0.2550	12.97616	0.3300
R≤3	6.474846	0.4025	6.474846	0.4025

Nota: \*\* significativo a 5% e \*\*\* significativo a 1%.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

De acordo com a Tabela 6, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), todos os coeficientes estimados foram significativos ao nível de 1%.

**Tabela 6**- Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o tabaco do RS – período total.

LPTAB_RS_STL (-1)	LCUSTO (-1)	LCAMBIO (-1)	LPINT_STL (-1)	@TREND (00M01)	C
1,0000	-0.896135***	0.319495***	-1.261118***	0.004562***	4.798017
	(0.14878)	(0.06257)	(0.17002)	(0.00126)	-
	[-6.02327]	[ 5.10607]	[-7.41754]	[ 3.60894]	-

Nota 1: LPTAB\_RS\_STL = logaritmo neperiano do preço de exportação do tabaco do RS – período total (US\$/ Kg) – dessazonalizado pelo método STL decomposition; LCUSTO = logaritmo neperiano do custo de produção – período total; LCAMBIO = logaritmo neperiano da taxa de câmbio – período total (R\$/ US\$); LPINT = logaritmo neperiano do preço internacional do tabaco – período total (US\$/ Kg); @TREND (00M01) = tendência linear; C = constante. Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t. Nota 3: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%, ns não significativo.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Na Equação (11), é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

$$LPTAB\_RS\_STL_t = + 0,90 LCUSTO_t - 0,32 LCAMBIO_t + 1,26 LPINT\_STL_t - 0,005 @TREND (00M01) - 4,80 \quad (11)$$

De acordo com a Equação (11), verifica-se que o coeficiente de pass-through foi incompleto, indicando que a variação da taxa de câmbio (R\$/ US\$) influencia parcialmente o preço de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul, ou seja, um aumento de 1% na taxa de câmbio ocasiona uma redução de 0,32% no preço de exportação do tabaco do RS. Os estudos revisados sobre o repasse das variações da taxa

de câmbio aos preços de exportação também corroboraram o resultado de um pass-through incompleto no mercado brasileiro (CRUZ JR. ; SILVA, 2004, TEJADA ; SILVA, 2008, FRAGA ET AL.; 2008 , CORREA, 2012; COPETTI; VIEIRA e CORONEL, 2012 ; SOUZA; RANIRO e ROSA, 2018; SOUZA, 2018 COPETTI ; CORONEL, 2019a, 2019b, 2019c, 2019d, 2019e, 2019f, 2019g, 2019h, 2019i, 2020a, 2020b). O resultado da presente pesquisa sugere que as depreciações cambiais produziram pouco efeito na redução do preço de exportação do tabaco e na competitividade do exportador gaúcho no comércio internacional. Para Cruz Jr. e Silva (2004), o pass-through incompleto representa que as variações na taxa de câmbio produzam efeitos na moeda doméstica e na lucratividade, desta forma, nos períodos de desvalorização cambial, o exportador eleva sua margem de lucro e, na valorização cambial, o exportador é forçado a comprimir sua lucratividade. Já para Fraga et al. (2008), as políticas econômicas e cambiais que visam fomentar a competitividade do exportador via desvalorização da taxa de câmbio podem não ser o melhor instrumento para elevar suas exportações quando o grau de pass-through for incompleto.

Além disso, os exportadores possivelmente adotaram uma estratégia de precificação no meio termo entre a PCP e LCP, ou seja, parte do preço de exportação foi fixado em reais e parte em dólar. Para Knetter (1993), a estratégia PCP indica a determinação de preços pelo exportador em relação ao mercado de destino, sendo o pass-through completo, e a LCP, o mercado de destino determina o preço, sendo o pass-through nulo.

Ainda, de acordo com a Equação (11), constata-se que o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona um aumento de 0,09 no preço de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul.

Também foi possível inferir, com base na Equação (11), que o aumento de 1% no preço internacional do tabaco determina um aumento de 1,26% no preço de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul. O resultado encontrado na presente pesquisa sugere um coeficiente inelástico na transmissão de preços e invalida a Lei do Preço Único, que, de acordo com Mundlack e Larson (1992), diz que bens idênticos, em regiões distintas, em livre concorrência de mercado, devem ser vendidos pelo mesmo preço.

Para a análise da dinâmica das variáveis do modelo serão usados dois instrumentos proporcionados pelos modelos VAR/VEC, que são a de-composição da variância dos erros de previsão e a função de resposta de impulso.

A Tabela 7 apresenta os resultados relativos à decomposição da variância dos erros de previsão para o preço de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul – período total.

**Tabela 7** – Resultados da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem para as variáveis LPTAB\_RS\_STL, LCUSTO, LCAMBIO e LPINT\_STL no período de janeiro de 2000 a janeiro de 2020.

Variável	Período (meses)	LPTAB_RS_STL	LCUSTO	LCAMBIO	LPINT_STL
LPTAB_RS_STL	1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
	6	87.86084	0.458064	2.752486	8.928606
	12	68.19267	4.984784	7.054146	19.76840
	18	57.15715	9.060248	8.864937	24.91766
	24	50.61587	11.69692	9.834696	27.85251

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão do preço de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul – período total (LPTAB\_RS\_STL), apresentados na Tabela 7, mostram que, decorridos 24 meses após um choque não antecipado sobre essa variável, 50,62% de seu comportamento devem-se a ela própria, sendo que os 49,38% restantes são atribuídos às demais variáveis, 11,70% ao custo de produção (LCUSTO), 9,83% à taxa de câmbio nominal (LCAMBIO) e 27,85% ao preço internacional do tabaco. Esse resultado fornece indícios da tendência da precificação via mercado interno, sendo que em média 30% da produção de tabaco gaúcha é destinada ao mercado interno (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE, 2020; MDIC,2020).

Na Figura 2, é possível identificar os resultados da função de resposta de impulso e efeitos de choques na taxa de câmbio nominal sobre o preço de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul – período total.

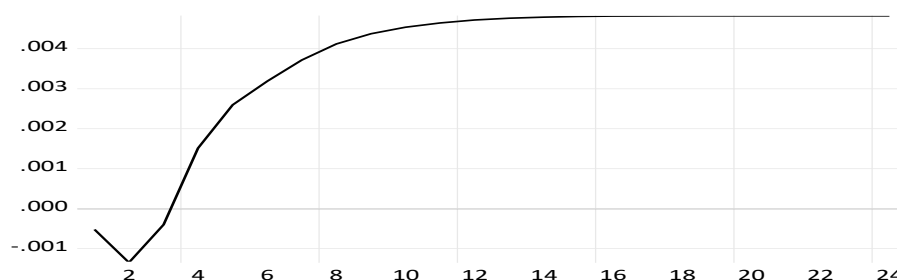


Figura 2- Resultados da função de resposta de impulso e efeitos de choques na taxa de câmbio nominal (LCAMBIO) sobre o preço de exportação do tabaco do RS – período total (LPTAB\_RS\_STL)

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

De acordo com a Figura 2, após um choque não antecipado na taxa de câmbio nominal (LCAMBIO), verificam-se três fases dis-tintas da variável preço de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul – período total (LPTAB\_RS\_STL) ao longo do tempo. Inicialmente, o preço de exportação do tabaco se reduz até o segundo mês após um choque inicial não antecipado na taxa de câmbio nominal. Do segundo ao décimo segundo mês, o preço de exportação aumenta a taxas crescentes. Do décimo mês em diante, o preço de exportação do tabaco tende a estabilizar-se. Portanto, com base no resultado da função de resposta de impulso, pode-se inferir que, apesar da indefinição no ajuste do preço de exportação do tabaco exportador, acompanhando os movimentos cambiais no período inicial, o ajuste do preço em relação às variações da taxa de câmbio nominal tende a ser crescente ao longo do tempo. Com a finalidade de diagnóstico do modelo, foram estimados dois testes de correlação serial para os resíduos, cujos resultados encontram-se na Tabela 8.

**Tabela 8-** Testes de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o tabaco – período total.

Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	0.393069	---	0.394727	---	16.02117	0.4515
2	4.397364	---	4.432957	---	17.12965	0.3773
3	22.23805	0.8102	22.50140	0.7989	25.08379	0.0684
4	28.18992	0.9765	28.55501	0.9734	7.126169	0.9708
5	49.66038	0.8501	50.48621	0.8293	23.91072	0.0915
6	62.96271	0.8757	64.13256	0.8523	15.34430	0.4996
7	78.56211	0.8576	80.20468	0.8252	16.42150	0.4240
8	97.32967	0.7808	99.62502	0.7286	19.97636	0.2213
9	108.1406	0.8590	110.8608	0.8127	11.40487	0.7838
10	125.3420	0.8236	128.8167	0.7604	18.19861	0.3124
11	137.5617	0.8660	141.6285	0.8050	13.54073	0.6329
12	145.8605	0.9341	150.3679	0.8921	9.163781	0.9065

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 11, até doze defasa-gens os testes indicaram a aceitação da hipótese nula de que não há correlação serial nos resíduos, com 5% de significância. Desta forma, os resultados de diagnóstico do modelo estimado são válidos e apresentam um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

Nas próximas subseções, serão apresentadas as análises em subperíodos como forma de testar a estabilidade do relacionamento da taxa de câmbio e os preços de exportação do tabaco do RS.

## 3.2 ANÁLISE DO SUBPERÍODO 01 – DE JAN/2000 A JANEIRO/2010

Para realização do teste de cointegração, é necessário verificar o número de defasagens para inserir do modelo (Tabela 9).

**Tabela 9** - Critério de defasagem do VAR auxiliar para o tabaco – subperíodo 01.

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
1	1045.169	NA	2.69e-13	-17.59263	-17.21490	-17.43928
<b>2</b>	1113.753	127.7891	<b>1.10e-13*</b>	<b>-18.49150*</b>	<b>-17.73604*</b>	<b>-18.18479*</b>
3	1129.524	28.30612*	1.10e-13	-18.48758	-17.35438	-18.02752
4	1141.822	21.23410	1.18e-13	-18.42432	-16.91338	-17.81090

Nota 1: valor da verossimilhança (LogL); p-valor do teste de razão de verossimilhança (LR); Erro de Predição Final (FPE); Critério de Informação de Akaike (AIC); Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (BIC); e o Critério de Informação de Hannan & Quinn (HQC).

Nota 2: \*indica a defasagem ótima (n) definida pelo critério.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base nos dados da Tabela 9, foi possível indicar que o número de defasagens é de 2 (duas) a serem incluídas no VAR, visto que, dos cinco critérios considerados, quatro indicaram o mesmo número de defasagens do VAR auxiliar.

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 5% (de acordo com os dados da Tabela 10). Além disso, o modelo da equação de cointegração que mais se ajustou ao teste foi o modelo 3 do sumário do teste, com as variáveis em nível e as equações de cointegração com interceptos.

**Tabela 10** – Teste de cointegração de Johansen para o tabaco – subperíodo 01.

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
<b>R=0</b>	<b>49.18600**</b>	<b>0.0373</b>	<b>27.71629**</b>	<b>0.0481</b>
R≤1	21.46971	0.3290	13.46193	0.4107
R≤2	8.007785	0.4646	7.994987	0.3792
R≤3	0.012798	0.9097	0.012798	0.9097

Nota: \*\* significativo a 5% e \*\*\* significativo a 1%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

De acordo com a Tabela 11, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), somente o coeficiente da taxa de câmbio foi não significativo, ao nível de 10%, mas os demais coeficientes estimados foram significativos ao nível de 1%.

**Tabela 11** - Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o tabaco – subperíodo 01.

LPTAB_RS_STL01 (-1)	LCUSTO01 (-1)	LCAMBIO01 (-1)	LPINT_STL01 (-1)	C
1,0000	-0.376277***	0.088904 ns	-1.032144***	2.038491
	(0.05082)	(0.07553)	(0.12601)	-
	[-7.40411]	[ 1.17709]	[-8.19118]	-

Nota 1: LPTAB\_RS\_STL01 = logaritmo *neperiano* do preço de exportação do tabaco do RS – sub-período 01 (US\$/ Kg) – dessazonalizado pelo método *STL decomposition*; LCUSTO01 = logaritmo *neperiano* do custo de produção – sub-período 01; LCAMBIO01 = logaritmo *neperiano* da taxa de câmbio – sub-período 01 (R\$/ US\$); LPINT01 = logaritmo *neperiano* do preço internacional do tabaco – sub-período 01 (US\$/ Kg); C = constante. Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t. Nota 3: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%, ns não significativo.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Na Equação (12), é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

$$LPTAB\_RS\_STL01_t = + 0,38 LCUSTO01_t + 1,03 LPINT\_STL01_t - 2,04 \quad (12)$$

De acordo com a Equação (12), verifica-se que o coeficiente de pass-through foi nulo, indicando que a variação da taxa de câmbio não influencia o preço de exportação do tabaco no Rio Grande do Sul no subperíodo 01.

Uma possível explicação para o coeficiente nulo no subperíodo 01 é que os exportadores optaram por não alterar seu preço em moeda estrangeira, devido à maior instabilidade cambial que caracterizou o subperíodo. Para Ferreira e Sanso (1999), o coeficiente de pass-through é uma função, dentre outros fatores, da volatilidade da taxa de câmbio porque os exportadores, para preservar suas participações no comércio internacional, e percebendo a instabilidade do câmbio, optam por manter seus preços em moeda estrangeira invariantes às mudanças cambiais. Por esta razão, aumentos na variabilidade da taxa de câmbio podem ser acompanhados de uma redução no coeficiente pass-through.

Ainda, de acordo com a Equação (12), constata-se que o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona um aumento de 0,38% no preço de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul no subperíodo 01.

Também é possível inferir, com base na Equação (12), que o aumento de 1% no preço internacional do tabaco determina um aumento de 1,03% no preço de exportação do tabaco gaúcho no subperíodo 01. Com a finalidade de diagnóstico do modelo, foram estimados testes de correção serial para os resíduos, cujos resultados encontram-se na Tabela 12.

**Tabela 12**-Teste de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o tabaco – subperíodo 01.

Defasagen s	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	1.155132	---	1.165005	---	1.155132	---
2	9.346317	---	9.497417	---	9.346317	---
3	20.01050	0.8641	20.43980	0.8479	20.01050	0.8641
4	34.46928	0.8480	35.40591	0.8189	34.46928	0.8480
5	50.99110	0.7898	52.65877	0.7383	50.99110	0.7898
6	66.69281	0.7684	69.20165	0.6965	66.69281	0.7684
7	87.38335	0.6167	91.19700	0.5041	87.38335	0.6167
8	101.8867	0.6475	106.7552	0.5158	101.8867	0.6475
9	113.2171	0.7463	119.0211	0.6095	113.2171	0.7463
10	138.9043	0.5103	147.0867	0.3241	138.9043	0.5103
11	149.9129	0.6222	159.2271	0.4133	149.9129	0.6222
12	170.9822	0.5076	182.6815	0.2742	170.9822	0.5076

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 12, até doze defasagens os testes indicaram a aceitação da hipótese nula de que não há correlação serial nos resíduos, com 5% de significância. Desta forma, os resultados de diagnóstico do modelo estimado são válidos e apresentam um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

### 3.3 ANÁLISE DO SUBPERÍODO 02 – DE FEV/2010 A JAN/2020

Para realização do teste de cointegração, é necessário verificar o número de defasagens para inserir do modelo (Tabela 13).



**Tabela 13** - Critério de defasagem do VAR auxiliar para o tabaco – subperíodo 02.

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
1	1113.700	NA	1.33e-13	-18.29500	-17.92334*	-18.14407
<b>2</b>	1144.367	<b>57.24410*</b>	<b>1.04e-13*</b>	<b>-18.53944*</b>	-17.79611	<b>-18.23757*</b>
3	1152.035	13.80338	1.20e-13	-18.40058	-17.28559	-17.94778
4	1162.969	18.95183	1.31e-13	-18.31615	-16.82948	-17.71241

Nota 1: valor da verossimilhança (LogL); p-valor do teste de razão de verossimilhança (LR); Erro de Predição Final (FPE); Critério de Informação de Akaike (AIC); Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (BIC); e o Critério de Informação de Hannan & Quinn (HQC).

Nota 2: \*indica a defasagem ótima (n) definida pelo critério.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base nos dados da Tabela 13, foi possível indicar que o número de defasagens é de 2 (duas) a serem incluídas no VAR, visto que, dos cinco critérios considerados, quatro indicaram o mesmo número de defasagens do VAR auxiliar.

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 1% (de acordo com os dados da Tabela 14). Além disso, o modelo da equação de cointegração que mais se ajustou ao teste foi o modelo 1 do sumário do teste, com as variáveis em nível sem tendência determinística e as equações de cointegração sem interceptos.

**Tabela 14** – Teste de cointegração de Johansen para o tabaco – subperíodo 02.

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
<b>R=0</b>	<b>45.94618**</b>	<b>0.0118</b>	<b>26.54220**</b>	<b>0.0234</b>
R≤1	19.40398	0.1822	12.00149	0.2993
R≤2	7.402490	0.2868	6.907707	0.2576
R≤3	0.494783	0.5448	0.494783	0.5448

Nota: \*\* significativo a 5% e \*\*\* significativo a 1%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

De acordo com a Tabela 15, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), somente o coeficiente do custo de produção foi não significativo, ao nível de 10%, mas os demais coeficientes estimados foram significativos ao nível de 1%

**Tabela 15** - Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o tabaco – subperíodo 02.

LPTAB_RS_STL02 (-1)	LCUSTO02 (-1)	LCAMBIO02 (-1)	LPINT_STL02 (-1)
1,0000	-0.082269 ns	0.422073***	-1.069595***
	(0.06624)	(0.03931)	(0.27134)
	[-1.24199]	[ 10.7360]	[-3.94197]

Nota 1: LPTAB\_RS\_STL02 = logaritmo neperiano do preço de exportação do tabaco do RS – sub-período 02 (US\$/ Kg) – dessazonalizado pelo método STL decomposition; LCUSTO02 = logaritmo neperiano do custo de produção – sub-período 02; LCAMBIO02 = logaritmo neperiano da taxa de câmbio – sub-período 02 (R\$/ US\$); LPINT02 = logaritmo neperiano do preço internacional do tabaco – sub-período 02 (US\$/ Kg). Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t. Nota 3: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%, ns não significativo.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Na Equação (13), é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

$$LPTAB\_RS\_STL02_t = -0,42 LCAMBIO02_t + 1,07 LPINT\_STL02_t \quad (13)$$

De acordo com a Equação (13), verifica-se que o coeficiente de *pass-through* foi incompleto, indicando que a variação da taxa de câmbio (R\$/ US\$) influencia parcialmente o preço de exportação do tabaco gaúcho, ou seja, um aumento de 1% na taxa de câmbio ocasiona uma diminuição de 0,42% no preço de exportação do tabaco gaúcho no subperíodo 02.

Em relação à estratégia de preços adotada pelos exportadores, no comparativo do subperíodo 02 em relação ao subperíodo 01, possivelmente os exportadores adotaram mais uma posição PCP do que LCP, ou seja, foi possível definir os preços mais em dólares do que em reais, indicando maior competitividade nos preços no subperíodo 02. Ainda, o maior *pass-through* do subperíodo 02 (0,42) traduziu-se no aumento do volume de exportações em 43,17% e na elevação da participação de mercado das exportações de tabaco gaúchas de 14,17% em 2010 para 15,45% em 2019 (MDIC, 2020). Segundo o MDIC (2020) e o WORD BANK (2020), a média de preços de exportação gaúchos e do preço internacional do tabaco foi de, no subperíodo 01, respectivamente, US\$ 3,49 / Kg e US\$ 3,11, representando em torno de 12% maiores os preços gaúchos em relação aos preços internacionais. Já em relação à média de preços de exportação gaúchos e dos preços internacionais, no sub-período 02, foi de, respectivamente, US\$ 5,91 / Kg e US\$ 4,67 / Kg passando a 27% maiores os preços gaúchos em relação aos internacionais e indicando a maior competitividade gaúcha, sendo uma das possíveis causas o maior *pass-through* que caracterizou o sub-período.

Ainda, de acordo com a Equação (13), constata-se que o custo de produção brasileiro foi nulo no subperíodo 02.

Também é possível inferir, com base na Equação (13), que o aumento de 1% no preço internacional do tabaco determina um aumento de 1,07% no preço de exportação do tabaco gaúcho no subperíodo 02.

Com a finalidade de diagnóstico do modelo, foram estimados testes de correção serial para os resíduos, cujos resultados encontram-se na Tabela 16.

**Tabela 16**-Teste de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o tabaco – subperíodo 02.

Defasagen	Teste de Portmanteau			Teste LM		
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
s						
1	1.245614	---	1.256081	---	21.80331	0.1497
2	8.605253	---	8.740460	---	17.80753	0.3353
3	22.46925	0.7591	22.95994	0.7350	24.76122	0.0741
4	37.88173	0.7301	38.90389	0.6893	16.14205	0.4431
5	60.49789	0.4577	62.50336	0.3874	22.39014	0.1310
6	79.74832	0.3620	82.76697	0.2786	21.41782	0.1630
7	86.92090	0.6301	90.38387	0.5281	8.294712	0.9396
8	105.4278	0.5521	110.2126	0.4228	18.14813	0.3153
9	116.0661	0.6817	121.7136	0.5413	12.20745	0.7296
10	135.5436	0.5907	142.9618	0.4147	22.91480	0.1160
11	155.7228	0.4912	165.1774	0.2921	22.09963	0.1400
12	168.8476	0.5537	179.7605	0.3270	16.75124	0.4019

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 16, até doze defasa-gens os testes indicaram a aceitação da hipótese nula de que não há correlação serial nos resíduos, com 5% de significância. Desta forma, os resultados de diagnóstico do modelo estimado são válidos e apresentam um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

### 3 CONCLUSÕES

O trabalho realizou uma investigação da influência da variação da taxa de câmbio nos preços de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul no período total e em dois subperíodos. Nesse tocante, os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de pass-through da taxa de câmbio

para os preços de exportação do tabaco do Rio Grande do Sul foi incompleto com os coeficientes para o período total e o subperíodo 02 de, respectivamente, 0,32 e 0,42. Já o subperíodo 01 apresentou o coeficiente de pass-through nulo.

A partir disso, pode-se inferir que os coeficientes de pass-through encontrados determinam que depreciações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, uma vez que não reduzem expressivamente os preços de exportação.

Desse modo, como as variações cambiais determinaram reduzidos efeitos sobre a competitividade do tabaco do Rio Grande do Sul, cabe um enfoque sobre aspectos como o grau de concorrência na formação de preços desse mercado (pricing to market) e a elasticidade-preço da demanda. Logo, as características do mercado do tabaco, como a elevada concentração, porém com reduzido poder de mercado dos exportadores com o crescimento da renda mundial, tem possivelmente minimizado o ajuste dos preços decorrentes de depreciações cambiais.

Entre as limitações do presente trabalho, está o fato de o coeficiente de pass-through estimado ser estático, ou seja, permitir a análise geral de períodos específicos de tempo, não compreendendo o dinamismo e a influência da percepção do exportador sobre os movimentos cambiais período a período na sua estratégia de precificação. Neste sentido, recomenda-se, para estudos posteriores, a aplicação do filtro de Kalman como forma de captar a dinâmica do repasse cambial.

## REFERÊNCIAS

BOX, G. E. P.; PIERCE, D. A. Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Time Series Models. *Journal of the American Statistical Association*, v. 65, n. 332, p. 1509-1526, 1970.

BREUSCH, T. S. Testing for autocorrelation in dynamic linear models. *Australian Economic Papers*, 17, 1978.

BUENO, R. D. L. D. *Econometria de séries temporais*. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

COPETTI, L. S.; VIEIRA, K. M.; CORONEL, D. A. Transmissão das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação da soja no Brasil e na Argentina. *Custos e Agronegócios Online*, Recife, v. 8, n. 3, p.113-132, jul./ set. 2012.

COPETTI, L. S.; VIEIRA, K. M.; CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação da soja em grão: análise dos mercados dos Estados Unidos, do Brasil e da Argentina. *Revista em Agronegócios e Meio Ambiente*, v. 6, n. 3, p. 435-461, set./dez. 2013.

COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportações brasileiras do óleo de soja: um estudo comparativo do dólar e do euro. *Revista de Administração e Negócios da Amazônia*, v. 11, p. 118-143, 2019a.

COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação brasileiros da celulose. In: *Anais do VII Seminário de Jovens Pesquisadores em Economia e Desenvolvimento*, Santa Maria, RS, 2019b. p. 1-20.

COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação brasileiro do milho. In: *Anais do XVII Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos – XVII – ENABER*, Rio de Janeiro, 2019c, p. 1-20.

COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A. ; SOUSA, E. P. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação brasileiros do açúcar vhp, branco e cristal. In: *Anais do XVII Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos - XVII - ENABER*, Rio de Janeiro, 2019d, p. 1-20.

COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação brasileiros do café robusta: um estudo comparativo do dólar e do euro. In: *Anais do XVII Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos – XVII - ENABER*, Rio de Janeiro, 2019e, p. 1-20.

COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportações brasileiras do milho. In: *Anais do XXXIX Encontro Nacional de Engenharia de Produção - ENEGEP*, Santos-SP, 2019f. p. 1-15.

COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportações brasileiras do farelo de soja: um estudo comparativo do dólar e do euro. In: *Anais do XXXIX Encontro Nacional de Engenharia de Produção - ENEGEP*, Santos-SP, 2019g. p. 1-15.

COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportações brasileiras do óleo de soja: um estudo comparativo do dólar e do euro. In: Anais do XXXIX Encontro Nacional de Engenharia de Produção - ENEGEP, Santos-SP, 2019h. p. 1-15.

COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação brasileiros do arroz. In: Anais do XXVI Simpósio de Engenharia de Produção - SIMPEP, Bauru, São Paulo, 2019i, p. 1-12.

COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação brasileiros do milho. Engenharia de produção: produtividade e competitividade. 2ed. Piracanjuba-GO: Editora Conhecimento Livre, 2020a, v. II, p. 717-731.

COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação brasileiros do grão de soja: um estudo comparativo do dólar e do euro. Desenvolvimento em Questão, v. 18, p. 166-185, 2020b.

CORREA, A. L. Taxa de câmbio e preços de exportação no Brasil: avaliação empírica dos coeficientes de pass-through setoriais. Economia e Sociedade, Campinas, v. 21, n.1 (44), p.61-91, abr. 2012.

CRUZ JR., J. C.; SILVA, O. M. Pass-through da taxa de câmbio nos preços de exportação dos produtos agropecuários brasileiros: 1994-2003. In: Anais do XLII Congresso brasileiro de economia e sociologia rural (SOBER), 2004, Cuiabá-MT.

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.366, p.427-431, 1979.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. Econometrica, v.49, p.1057-1073, 1981.

ENDERS, W. Applied Econometric Time Series. Nova York: John Wiley & Sons, 1995. ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. Econometrica, Chicago, v.55, n.2, p. 251-276, 1987

FERREIRA, A.; SANZO, A. Exchange rate pass-through: the case of Brazilian exports of manufactures. In: World Congress Of The International Economic Association, 2, Buenos Aires, ago. 1999.

FRAGA, G. J. et al. O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação de soja. Revista Análise Econômica, Porto Alegre, n. 49, p. 193-210, 2008.

GREENE, W. H. Econometrics Analysis. 6.ed. New Jersey: Pearson Education, 2008.

HAMILTON, J. D. Time series analysis. New Jersey: Princeton University Press, 1994.

HARRIS, R.I.D. Using cointegration analysis in econometric modelling. London: Prentice-Hall-Harvester Wheatsheaf, 1995.

IPEA - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: 01 fev. 2020.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamic and Control*, v.12, p.231-254,1988.

KNETTER, M. M. International comparisons of pricing to market behavior. *American Economic Review*. v. 83, p. 473-486, 1993.

KRUGMAN, P. Pricing to Market When the Exchange Rate Changes. In *Real Financial Linkages among Open Economies*, edited by S. W. Arndt and J. D. Richardson, Cambridge, MA: MIT Press, 1987.

KWIAKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the alternative of stationary against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root?. *Journal of Econometrics*. p. 159-178, 1992.

MDIC - Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. Balança Comercial. Disponível em: <http://www.mdic.gov.br/index.php/balanca-comercial>. Acesso em: 01 mar. 2019.

MENON, J. Exchange rate and import prices for a small open economy. *Applied Economics*, v. 27, n. 3, p. 297-301, 1995.

MUNDLACK, Y.; LARSON, D. F. On the transmission of world agricultural prices. *The World Bank Review*, v.6, n.1, p.399-422, 1992.

OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. Exchange rate dynamics redux. *Journal of Political Economy*, v. 103 (3), p. 624-660, 1995.

SOUZA, D. K. F. O impacto das variações cambiais nas exportações do milho e do algodão. 2018. 95 f. Dissertação (Mestrado em Economia). Universidade Federal de São Carlos, Sorocaba, 2018.

SOUZA, D. K. F.; RANIRO, L. R.; ROSA, M. B. Análise do pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportação do açúcar. In: *Anais do 56° Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural – SOBER, Campinas - SP, 2018*.

TEJADA, C. A. O.; SILVA, A. G. O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços dos principais produtos exportados pelo Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v.46, n.01, p.171-205, jan-mar/2008

WORLD BANK. World Bank Commodity Price Data. Disponível em:

[pubdocs.worldbank.org/en/561011486076393416/CMO-Historical-Data-Monthly.xlsx](https://pubdocs.worldbank.org/en/561011486076393416/CMO-Historical-Data-Monthly.xlsx)

Acesso em: 01 fev. 2020.

WTO – World Trade Organization. Tariff Analysis Online. Disponível em: <http://tao.wto.org>. Acesso em: 20 out. 2019.

## NOTA

<sup>1</sup>Um processo estocástico é estacionário quando a sua média e a sua variância são constantes ao longo do tempo e quando o valor da covariância entre dois períodos de tempo depende apenas distância, do

intervalo ou da defasagem entre os períodos de tempo, e não do próprio tempo em que a covariância é calculada. Em notação matemática, as propriedades do processo estocástico estacionário podem ser representadas por: (Média) , (Variância) e (Covariância) . Um processo estocástico com as propriedades descritas anteriormente é conhecido, na literatura de séries temporais, como processo fracamente estacionário, ou estacionário em covariância, ou estacionário de segunda ordem, ou estacionário em sentido amplo. Um processo estocástico é fortemente estacionário quando todos os momentos de sua distribuição não variam ao longo do tempo (BUENO, 2008.)

<sup>2</sup>Engle e Granger (1987) mostram que, se todas as séries de interesse possuem a mesma ordem de integração  $I(d)$  e existir um vetor  $\alpha$ , com  $\alpha \neq 0$ , em que a combinação linear dessas variáveis seja de ordem  $d-b$ ,  $Z_t = \alpha' X_t \sim I(d-b), b > 0$ , pode-se afirmar que  $X_t$  é um vetor de variáveis cointegradas denotadas por  $X_t \sim CI(d,b)$ .