

**Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação brasileiros do arroz: um estudo comparativo do dólar e do baht<sup>1</sup>**

**Transmission of exchange rate variation for the brazilian export prices of rice: a comparative study of dollar and baht**

**Transmisión de la variación de cambio a los precios de exportación del arroz brasileño: un estudio comparativo del dólar y el baht**

Recebido: 09/06/2020 | Revisado: 29/06/2020 | Aceito: 04/07/2020 | Publicado: 16/07/2020

**Leonardo Sangoi Copetti**

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-4801-4714>

Universidade Federal de Santa Maria, Brasil

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

**Daniel Arruda Coronel**

ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-0264-6502>

Universidade Federal de Santa Maria, Brasil

E-mail: [daniel.coronel@uol.com.br](mailto:daniel.coronel@uol.com.br)

**Resumo**

O objetivo deste trabalho consistiu no exame da relação entre variações cambiais e os preços de exportação brasileiros do arroz, relação definida como o *pass-through* da taxa de câmbio, tendo como referência o período de janeiro de 1997 a fevereiro de 2019. Para tanto, estimaram-se dois modelos: em dólar e em baht (moeda tailandesa). Os dados foram coletados nos *sites* do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior – MDIC, no Instituto de Economia Aplicada – IPEA, no Banco Central do Brasil – BCB 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 arroz ocorreu de forma incompleta para o dólar, indicando que as depreciações da taxa de câmbio em dólar não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, dado que não reduzem expressivamente os preços de exportação. Já para o modelo estimado em baht, o *pass-through* foi completo, indicando que as

---

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

variações cambiais são integralmente repassadas ao preço de exportação nessa moeda, indicando competitividade.

**Palavras-chave:** Arroz; Preços de exportação; *Pass-through*.

### **Abstract**

The objective of this work consisted on the relation exam between exchange rates and the Brazilian export prices of rice, relation defined as the pass-through of the exchange rate, having as reference the period from January, 1997 to February, 2019. For this, we estimated two models: in dollar and in baht (Thai currency). Data was collected in the sites of Ministry of Development, Industry and Foreign Trade – MDIC, Institute for Applied Economics – IPEA, Central Bank of Brazil – BCB and WORLD BANK. In this sense, we used the instrumentals of time series, especially of the Vector Error Correction Model. The results found provided indications that the pass-through degree of the exchange rate for the export prices of rice occurred in an incomplete way for dollar indicating that the depreciations of exchange rates in dollar do not translate themselves in significant gains of competitiveness, since that they do not reduce expressively the export prices. Yet, for the estimated model in baht, the pass-through was completed, indicating that the exchange variations are fully passed on to the export price in baht, indicating competitiveness.

**Keywords:** Rice; Export prices; *Pass-through*.

### **Resumen**

El objetivo de este estudio fue examinar la relación entre las variaciones del tipo de cambio y los precios de exportación brasileños del arroz, una relación definida como el traspaso del tipo de cambio, teniendo como referencia el período de enero de 1997 a febrero de 2019. Para ambos, se estimaron dos modelos: en dólares y en baht (moneda tailandesa). Los datos se recopilaron en los sitios web del Ministerio de Desarrollo, Industria y Comercio Exterior - MDIC, el Instituto de Economía Aplicada - IPEA, el Banco Central de Brasil - BCB y el BANCO MUNDIAL. En este sentido, se utilizaron instrumentos de series temporales, especialmente el Modelo de Vector de Corrección de Errores. Los resultados encontrados proporcionaron indicios de que el grado de transferencia del tipo de cambio para los precios de exportación del arroz se produjo de manera incompleta para el dólar, lo que indica que la depreciación del tipo de cambio en dólares no se traduce en ganancias significativas de competitividad, ya que no reducen significativamente los precios de exportación. Para el modelo estimado en baht, el traspaso fue completo, lo que indica que las variaciones de

cambio se transfieren completamente al precio de exportación en esa moneda, lo que indica competitividad.

**Palabras clave:** Arroz; Precios de exportación; *Pass-through*.

## 1. Introdução

Segundo o Observatorio de Estadísticas Internacionales del Arroz - OSIRIZ (2019), o Brasil é o oitavo maior exportador mundial de arroz, visto que, em 2018, o total exportado foi de 1,2 milhões de toneladas, o que representou 2,47% das exportações mundiais, que foram de 48,5 milhões de toneladas.

Além disso, segundo o Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC, 2019), o total do arroz exportado pelo Brasil, em 2018, foi de US\$ 468 milhões, o que representou 0,19% das exportações totais do país. Em comparação com o ano de 1997, houve um incremento de 23.300% do faturamento das exportações desta *commodity*, sendo que as exportações neste ano foram de US\$ 2 milhões.

Para o OSIRIZ (2019), o total de arroz exportado pelo mundo, em 2018, foi de 48,5 milhões de toneladas, sendo que os três maiores exportadores, o total exportado e a representatividade mundial foram, respectivamente, Índia, com 11,8 milhões de toneladas (24,33%), Tailândia, com 11,0 milhões de toneladas (22,68%) e Vietnã, com 6,2 milhões de toneladas (12,78%). Já os três maiores importadores mundiais, nesse ano, o total importado e a representatividade foram, respectivamente, China, com 5,9 milhões de toneladas (12,14%), Nigéria, com 2,5 milhões de toneladas (5,14%) e União Europeia, com 2,0 milhões de toneladas (4,12%). Além disso, segundo a World Trade Organization – WTO (2019), dentre esses três maiores importadores, a China é a que aplica as maiores barreiras à importação de arroz (65%), base alimentar da população, a Nigéria aplica um percentual médio de tarifas de importação de 8,75%, e a União Europeia é a que apresenta menores taxas dentre os três maiores importadores (7,7%).

Segundo Obstfeld & 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 pelo 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 & 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), Copetti; Vieira & Coronel (2013), Souza (2018), Souza; Raniro & Rosa (2018), Copetti & Coronel (2019a, 2019b, 2019c, 2019d, 2019e, 2019f, 2019g, 2019h, 2019i, 2020a, 2020b).

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.

Wander (2006) realizou pesquisa sobre a competitividade do arroz brasileiro no mercado internacional, entre as safras de 1999/2000 a 2004/2005. Para tanto, analisou dados conjunturais de produção, de importação e exportação, além de custos de produção do arroz. Como resultados, o autor destaca a autossuficiência da produção brasileira desta *commodity* atingida na safra 2004/2005, bem como as desvantagens competitivas que o Brasil apresenta em relação ao Uruguai e à Argentina, que apresentaram custos de produção menores. Já Fernandes *et al.* (2008) analisaram a competitividade das exportações do arroz brasileiro utilizando o Índice de Vantagem Comparativa Revelada (IVCR), no período de 1961 a 2005. Como resultados, os autores apontaram que o Brasil como um todo não possui vantagem comparativa para exportação de arroz. Não obstante a isso, segundo Zanin (2013), as exportações brasileiras de arroz passaram a ser mais representativas a partir de 2005, sendo, em média, o saldo do volume comercializado positivo de 2008 a 2012. Entretanto, percebe-se que há poucos estudos sobre competitividade do arroz brasileiro, e ausência de estudos analisando o

*pass-through* nas exportações brasileiras de arroz, 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 arroz entre as taxas de câmbio real/ dólar e real/ baht, no período compreendido entre 01/1997 a 02/2019? Sendo este um dos preços de referência internacional do arroz, a presente pesquisa propõe testar também a relação da variação da taxa de câmbio do real contra o baht, moeda da Tailândia, aos preços de exportação brasileiros em baht.

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 arroz, e 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**

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 resultados, os autores encontram 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, ou seja, uma depreciação cambial produz efeito limitado na redução dos preços de exportação, no aumento da demanda pelas exportações e na competitividade do exportador. Desta forma, as variações na taxa de câmbio produzem efeitos na moeda doméstica e nas margens de lucro do exportador, porque, em períodos de desvalorização

cambial, o exportador aumenta sua margem de lucro e, em períodos de valorização cambial, o exportador é forçado a comprimir sua margem de lucro.

Tejada & Silva (2008) analisaram a relação entre as variações da taxa de câmbio e os preços das exportações dos principais produtos exportados pelo Brasil, utilizando a metodologia do filtro de *Kalman*, gerando um coeficiente variável ao longo do tempo, com dados trimestrais, no período do primeiro trimestre de 1980 ao primeiro trimestre de 2004. O modelo estimado pelos autores, com base no modelo de Ferreira & Sanso (1999), relaciona como variável dependente o logaritmo natural dos preços de exportação em dólares, e como variáveis independentes, o logaritmo natural do custo de produção, utilizado o Índice de Preços por Atacado - Disponibilidade Interna – IPA-DI, o logaritmo natural da taxa de câmbio nominal real/ dólar e o logaritmo natural do preço das exportações mundiais em dólares. Em relação aos setores pesquisados e às respectivas participações, totalizaram 65,86% das exportações totais brasileiras no ano de 2004, dentre eles, 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%). Como resultados, os setores analisados apresentaram um *pass-through* oscilando entre um mínimo coeficiente médio de -0,14 e um máximo de -0,34, indicando um reduzido ganho de competitividade aos exportadores, já que desvalorizações cambiais não reduziram significativamente os preços das exportações em dólares, não implicando necessariamente o aumento da margem de lucro dos exportadores, pois, dependendo do setor, e, levando em consideração os insumos importados que se elevam na depreciação cambial, a margem pode até reduzir.

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, utilizando os testes de raiz unitária (ADF), de cointegração de Johansen e o Modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC), no período de julho de 1994 a dezembro de 2004.

O modelo estimado pelos autores, com base no modelo de Ferreira (2000), relaciona como variável dependente o logaritmo natural dos preços de exportação em dólares, utilizando o índice de preços de soja FOB-Paranaguá, e como variáveis independentes, o logaritmo natural do custo de produção, utilizando o Índice de Preços por Atacado para lavouras de exportação - IPA-OG, o logaritmo natural da taxa de câmbio nominal real/ dólar e o logaritmo natural do preço internacional da soja em dólares.

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, utilizando a metodologia autorregressiva com defasagens distribuídas (ADL), 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 dos 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, com coeficientes de maior magnitude em setores de menor intensidade tecnológica (com exceção de equipamentos eletrônicos e outros veículos e peças), representando os setores de melhor desempenho exportador 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) verificou o relacionamento da taxa de câmbio (real/ euro - R\$/€) e dos 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 & 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.



Copetti & Coronel (2019a, 2019b, 2019c, 2019d, 2019e, 2019f, 2019g, 2019h, 2019i, 2020a, 2020b) desenvolveram diversos estudos sobre as exportações do agronegócio brasileiro e o coeficiente de *pass-through* dos produtos óleo de soja, celulose, milho, açúcar, café robusta, farelo de soja, arroz, e grão de soja, no período de janeiro de 1997 a março de 2019. Para tanto, utilizam-se de econometria de séries temporais e do Modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC.

Os resultados indicaram *pass-through* incompleto para o óleo de soja, a celulose, o milho, o açúcar, o café robusta, o arroz e o grão de soja. Mas para o farelo de soja, o coeficiente de *pass-through* foi nulo.

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

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

<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	3º trim./ 1994- 2º trim./ 2003	produtos agropecuários	Modelo VEC / coeficiente <i>depass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto(-0,53)
Tejada & Silva (2008)	Brasil	01/1980- 01/2004	exportações setoriais	filtro de <i>Kalman</i> / coeficiente <i>depass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto
Fraga <i>et al.</i> (2008)	Brasil	07/1994- 12/2004	grão de soja	Modelo VEC/ coeficiente <i>depass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (-0,34)
Correa (2012)	Brasil	1995- 2005	exportações setoriais	Econometria de series temporais/ coeficiente <i>depass-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 VEC / coeficiente <i>depass-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 VEC / coeficiente <i>depass-through</i>	<i>pass-through</i> nulo
Souza (2018)	Brasil	01/2002- 12/2016	milho e algodão	Modelo VEC /coeficiente <i>depass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto para o milho (0,419) e <i>pass-through</i> nulo para o algodão
Souza, Raniro & Rosa (2018)	Brasil	01/2012- 12/2016	açúcar	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente <i>depass-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
Copetti & Coronel (2019a, 2019b, 2019c, 2019d, 2019e, 2019f, 2019g, 2019h, 2019i, 2020a, 2020b)	Brasil	01/1997- 03/2019	óleo de soja, celulose, milho, açúcar, café robusta, farelo de soja, arroz, e grão de soja	Modelo VEC / coeficiente <i>depass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto para o óleo de soja, a celulose, o milho, o açúcar, o café robusta, o arroz e o grão de soja, e nulo para o farelo de soja

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 arroz em dólar e em baht.

### 3. Metodologia

A presente pesquisa é caracterizada como quantitativa e explicativa (Pereira et al., 2018). Como fontes de dados secundários foram utilizados os dados coletados nos seguintes sites: Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior – MDIC (2020), no Instituto de Economia Aplicada – IPEA (2020), no Banco Central do Brasil – BCB (2020) e no WORLD BANK (2020).

#### 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.  $\phi_2 = -1$  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, diagnóstico se as variáveis são ou não estacionárias<sup>2</sup>. A utilização dos dois testes em conjunto para o de estacionariedade das séries temporais relaciona-se a uma maior confiabilidade e robustez dos resultados.

---

<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.)

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, partindo da 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<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  $\alpha$

<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  $X_t \sim CI(d, b)$ .

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 Fonte dos dados

Os dados para estimação do modelo apresentado na Equação (4) foram coletados nos seguintes sites: Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC, 2019), para as variáveis preço de exportação do arroz em dólar e em baht – moeda tailandesa (dividindo o valor total exportado em dólares pela quantidade exportada em kg, transformado em dólar/ toneladas – US\$/ toneladas; e transformado em baht/ 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, e a taxa de câmbio nominal real/ dólar - R\$/US\$ e; no Banco Central do Brasil – BCB (2019) para a taxa de câmbio real/ baht – R\$/ ฿ (média mensal, fechamento, para venda); e no WORLD BANK (2019) para a variável preço internacional do arroz (preço FOB, Tailândia, 5% quebrado). O período analisado foi o de janeiro/ 1997 a fevereiro/2019, com cotações mensais, totalizando 266 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 arroz em dólar	LBRA_ARD
Log preço de exportação do arroz em <u>baht</u>	LBRA_ARB
Log custo de produção no Brasil	LBRA_CP
Log taxa de câmbio real/ dólar	LBRA_D
Log taxa de câmbio real/ <u>baht</u>	LBRA_B
Log preço internacional do arroz em dólar	LINT_ARD
Log preço internacional do arroz em <u>baht</u>	LINT_ARB

Fonte: Organização dos autores.

Na seção seguinte, será apresentada a análise e discussão dos resultados dos modelos para o arroz estimados em dólar e em baht.

## 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 arroz (em US\$/toneladas e em ₺ /toneladas), custo de produção, taxas de câmbio (R\$/ US\$ e R\$/ ₺) e preços internacionais do arroz (US\$/toneladas e ₺ /toneladas) no período de janeiro de 1997 a fevereiro de 2019.

Séries	Modelo	Teste ADF		Modelo	Teste KPSS	
		Estatística de teste			Estatística de teste	
LBRA_ARD	<u>constante</u>	-3.156641	**	<u>constante</u>	0.549052	**
LBRA_ARB	<u>constante</u>	-3.689235	***	<u>constante</u>	0.205196	ns
LBRA_CP	<u>constante</u>	-1.780027	ns	<u>constante</u>	2.029350	***
LBRA_D	<u>constante</u>	-1.838332	ns	<u>constante</u>	0.738068	**
LBRA_B	<u>constante</u>	-1.031603	ns	<u>constante</u>	1.326059	***
LINT_ARD	<u>constante</u>	-1.434562	ns	<u>constante</u>	1.251577	***
LINT_ARB	<u>constante</u>	-2.407428	ns	<u>constante</u>	1.183054	***

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 em dólar e em baht foram estacionárias em nível, para ambos os testes, com 5% de significância. Já a taxa de câmbio (R\$/ US\$) foi estacionária em nível somente 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, 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 arroz (em US\$/toneladas e em ₺ /toneladas), custo de produção, taxas de câmbio (R\$/ US\$ e R\$/ ₺) e preços internacionais do arroz (US\$/toneladas e ₺ /toneladas) no período de janeiro de 1997 a fevereiro de 2019.

Séries	Modelo	Teste ADF		Modelo	Teste KPSS	
		Estatística de teste			Estatística de teste	
LBRA_ARD	<u>constante</u>	-16.77430	***	<u>constante</u>	0.048327	ns
LBRA_ARB	<u>constante</u>	-16.41278	***	<u>constante</u>	0.070615	ns
LBRA_CP	<u>constante</u>	-7.508783	***	<u>constante</u>	0.371853	*
LBRA_D	<u>constante</u>	-10.51984	***	<u>constante</u>	0.146971	ns
LBRA_B	<u>constante</u>	-10.76784	***	<u>constante</u>	0.059901	ns
LINT_ARD	<u>constante</u>	-10.55539	***	<u>constante</u>	0.117873	ns
LINT_ARB	<u>constante</u>	-10.65410	***	<u>constante</u>	0.059943	ns

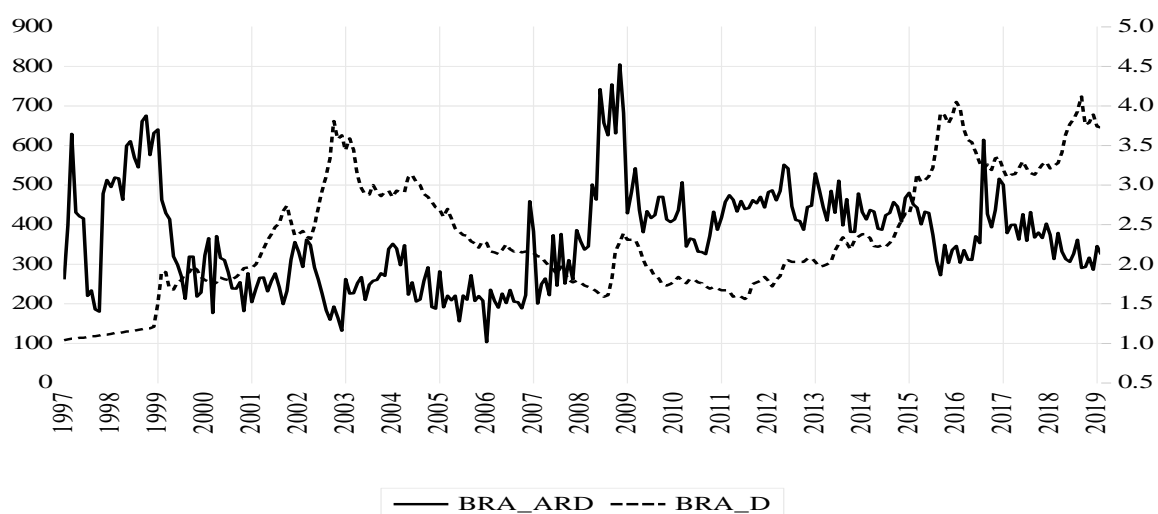
Nota 1: \*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%; \* significativo a 10%; ns não significativo.  
 Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

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 arroz.

#### 4.1 Arroz em dólar

Na Figura 1, é possível identificar a evolução do preço de exportação do arroz (em US\$/toneladas) e a taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) de janeiro de 1997 até fevereiro de 2019.

**Figura 1** - Relação entre preço de exportação do arroz (em US\$/ toneladas) e a taxa de câmbio nominal (R\$/US\$), no período de janeiro de 1997 a fevereiro 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 o arroz em dólar.

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
1	1736.715	NA	2.32e-11	-13.13523	-12.91732	-13.04765
2	1883.912	285.4034	8.52e-12	-14.13673	-13.70090*	-13.96156*
3	1905.834	<b>41.83692*</b>	<b>8.15e-12*</b>	<b>-14.18194*</b>	-13.52820	-13.91919
4	1914.619	16.49768	8.61e-12	-14.12687	-13.25521	-13.77653

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 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 arroz em dólar.

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
<b>R=0</b>	<b>64.47292***</b>	<b>0.0007</b>	<b>37.26120***</b>	<b>0.0021</b>
R≤1	27.21172	0.0966	18.02236	0.1290
R≤2	9.189361	0.3482	6.297002	0.5754
R≤3	2.892359	0.0890	2.892359	0.0890

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 arroz em dólar

LBRA_ARD (-1)	LBRA_CP (-1)	LBRA_D (-1)	LINT_ARD (-1)	C
1,0000	0.744809***	-0.753156***	-1.202999***	-2.611380
	(0.22356)	(0.27949)	(0.23787)	-
	[ 3.33153]	[-2.69473]	[-5.05737]	-

Nota 1: LBRA\_ARD = logaritmo *neperiano* do preço de exportação do arroz em dólar (US\$/toneladas); LBRA\_CP = logaritmo *neperiano* do custo de produção; LBRA\_D = logaritmo *neperiano* da taxa de câmbio (R\$/ US\$); LINT\_ARD = logaritmo *neperiano* do preço internacional do arroz em dólar (US\$/toneladas); 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.

$$LBRA\_ARD_t = -0,74 LBRA\_CP + 0,75 LBRA\_D + 1,20 LINT\_ARD_t + 2,61 \quad (11)$$

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 arroz brasileiro cotado em dólar, ou seja, um aumento de 1% na taxa de câmbio ocasiona um aumento de 0,75% no preço de exportação do arroz cotado em dólar.

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 & Coronel, 2012, Souza; Raniro & 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 arroz 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 produzem 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), o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona uma diminuição de 0,74% no preço de exportação do arroz em dólar.

Também foi possível inferir, com base na Equação (11), que o aumento de 1% no preço internacional do arroz em dólar determina um aumento de 1,20% no preço de exportação do arroz 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 & 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 arroz em dólar.

Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	0.237000	---	0.237908	---	9.294236	0.9008
2	1.044611	---	1.051732	---	14.73998	0.5438
3	5.703373	---	5.764456	---	15.86673	0.4623
4	17.36453	0.9410	17.60640	0.9356	15.85004	0.4635
5	29.29348	0.9567	29.76744	0.9503	12.96717	0.6752
6	39.77632	0.9795	40.49596	0.9749	10.96264	0.8118
7	56.24648	0.9565	57.41825	0.9447	17.07123	0.3810
8	76.11637	0.8842	77.91396	0.8524	20.54256	0.1968
9	86.85564	0.9330	89.03526	0.9080	11.12534	0.8017
10	105.9049	0.8785	108.8405	0.8320	20.31718	0.2063
11	124.9014	0.8151	128.6695	0.7441	19.58754	0.2394
12	133.6095	0.9025	137.7956	0.8498	9.108592	0.9089

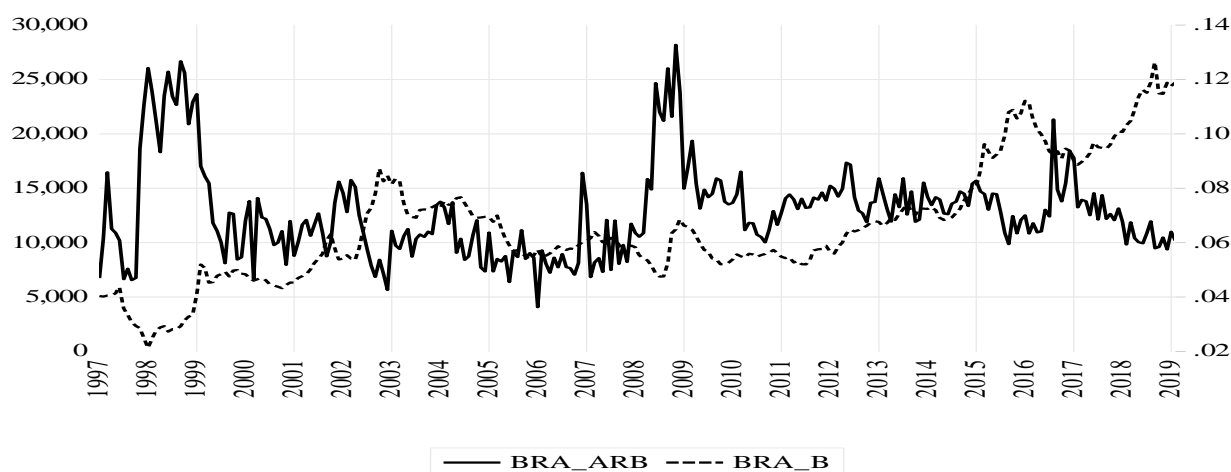
Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 7, até doze defasagens os testes indicaram, com 1% de significância, que não existe problema de auto correlação serial. 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 Arroz em baht

Na Figura 2, é possível identificar a evolução do preço de exportação do arroz (em ¢ /toneladas) e a taxa de câmbio nominal (R\$/¢) de janeiro de 1997 até fevereiro de 2019.

**Figura 2** – Relação entre o preço de exportação do arroz (em ¢ /toneladas) e a taxa de câmbio (Real/ Baht - R\$/¢), no período de janeiro de 1997 a fevereiro de 2019.



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 arroz em baht.

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
1	1683.309	NA	3.49e-11	-12.72755	-12.50964	-12.63997
2	1817.881	260.9243	1.41e-11	-13.63268	-13.19685*	-13.45751*
3	1837.395	<b>37.24073*</b>	<b>1.37e-11*</b>	<b>-13.65950*</b>	-13.00576	-13.39675
4	1848.398	20.66317	1.43e-11	-13.62136	-12.74970	-13.27102

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 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 arroz em baht.

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
<b>R=0</b>	<b>75.09772***</b>	<b>0.0000</b>	<b>46.09677***</b>	<b>0.0001</b>
R≤1	29.00095	0.0616	17.01198	0.1714
R≤2	11.98897	0.1575	10.40562	0.1866
R≤3	1.583352	0.2083	1.583352	0.2083

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 arroz em baht.

LBRA_ARB (-1)	LBRA_CP (-1)	LBRA_B (-1)	LINT_ARB (-1)	C
1,0000	1.045846***	-1.072159***	-1.195825***	-7.308974
	(0.21463)	(0.27731)	(0.21752)	-
	[ 4.87287]	[-3.86626]	[-5.49763]	-

Nota 1: LBRA\_ARB = logaritmo *neperiano* do preço de exportação do arroz em baht (฿/toneladas); LBRA\_CP = logaritmo *neperiano* do custo de produção; LBRA\_B = logaritmo *neperiano* da taxa de câmbio (R\$/ ฿); LINT\_ARB = logaritmo *neperiano* do preço internacional do arroz em baht (฿/toneladas); 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.

$$LBRA\_ARB_t = - 1,05 LBRA\_CP + 1,07 LBRA\_B + 1,20 LINT\_ARB_t + 7,31 \quad (12)$$

De acordo com a Equação (12), verifica-se que o coeficiente de *pass-through* foi completo, indicando que a variação da taxa de câmbio influencia totalmente o preço de exportação do arroz em baht, ou seja, o aumento de 1% na taxa de câmbio (R\$/ ฿) ocasiona um aumento de 1,07% no preço de exportação do arroz em baht.

Ainda, o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona uma diminuição de 1,05% no preço de exportação do arroz em baht.

Também foi possível inferir, com base na Equação (12), que o aumento de 1% no preço internacional do arroz em baht determina um aumento de 1,20% no preço de exportação do arroz brasileiro em baht.

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 arroz em baht.

Defasagens	Teste de <u>Portmanteau</u>				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	0.521033	---	0.523029	---	15.38682	0.4965
2	1.784467	---	1.796182	---	19.36869	0.2500
3	6.312022	---	6.376179	---	21.88305	0.1470
4	19.86424	0.8694	20.13851	0.8594	18.47741	0.2967
5	40.13762	0.6379	40.80631	0.6093	21.74004	0.1518
6	46.05441	0.9075	46.86177	0.8921	6.459510	0.9823
7	68.77452	0.7092	70.20557	0.6657	24.13570	0.0866
8	78.81413	0.8347	80.56139	0.7971	10.30649	0.8501
9	86.03217	0.9411	88.03620	0.9202	7.518646	0.9619
10	105.9057	0.8785	108.6984	0.8345	20.57019	0.1956
11	124.7862	0.8170	128.4063	0.7495	18.91742	0.2730
12	136.1246	0.8726	140.2890	0.8114	11.56705	0.7732

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 11, até doze defasagens os testes indicaram, com 5% de significância, que não existe problema de auto correlação serial. Desta forma, os resultados de diagnóstico do modelo estimado são válidos e apresentam 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 arroz em dólar e em baht. Nesse tocante, os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de *pass-through* da taxa de câmbio em dólar (em R\$/US\$) para os preços de exportação do arroz em dólar foi incompleto com o coeficiente de -0,75; já o *pass-through* da taxa de câmbio em baht (em R\$/฿) para os preços de exportação do arroz em baht foi completo.

A partir disso, pode-se inferir que o coeficiente de *pass-through* encontrado em dólar determina que depreciações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, dado que não reduzem expressivamente os preços de exportação. Por outro lado, o coeficiente de *pass-through* em baht estimado forneceu indicações de competitividade do arroz brasileiro, já que as variações cambiais em baht são integralmente repassadas ao preço de exportação em baht.



Desse modo, como as variações cambiais determinaram reduzidos efeitos sobre a competitividade do arroz em dólar, 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 arroz, 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

- BCB. (2019). Banco central do brasil. Cotações e boletins. Accessed on April 01, at <https://www4.bcb.gov.br/pec/taxas/port/ptaxnpeq.asp?frame=1>
- Box, G. E. P., & Pierce, D. A. (1970). Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Time Series Models. *Journal of the American Statistical Association*, 65 (332), 1509-1526.
- Breusch, T. S. (1978) Testing for autocorrelation in dynamic linear models. *Australian Economic Papers*, Wiley Blackwell, vol. 17(31), 334-355.
- Bueno, R. D. L. D. (2008) *Econometria de séries temporais*. São Paulo: Cengage Learning.
- Copetti, L. S., Vieira, K. M., & Coronel, D. A. (2012). Transmissão das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação da soja no Brasil e na Argentina. *Custos e Agronegócios Online, Recife*, 8 (3), 113-132.
- Copetti, L. S., Vieira, K. M., & Coronel, D. A. (2013). 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*, 6 (3), 435-461.

Copetti, L. S., & Coronel, D. A. (2019a). 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*, 11(1),118-143.

Copetti, L. S., & Coronel, D. A. (2019b). 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, 1-20.

Copetti, L. S., & Coronel, D. A. (2019c). 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, 1-20.

Copetti, L. S., Coronel, D. A., & Souza, E. P. (2019d). 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, 1-20.

Copetti, L. S., & Coronel, D. A. (2019e). 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, 1-20.

Copetti, L. S., & Coronel, D. A. (2019f). 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, 1-15.

Copetti, L. S., & Coronel, D. A. (2019g). 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, 1-15.

Copetti, L. S., & Coronel, D. A. (2019h). 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, 1-15.*

Copetti, L. S., & Coronel, D. A. (2019i). 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, 1-12.*

Copetti, L. S., & Coronel, D. A. (2020a). 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, II (1), 717-731.*

Copetti, L. S., & Coronel, D. A. (2020b). 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, 18 (1), 166-185.*

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

Cruz Jr., J. C., & Silva, O. M. (2004). *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), Cuiabá-MT.*

Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association, 74 (366), 427-431.*

Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica, 49 (1), 057-1073.*

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

Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. *Econometrica, Chicago, 55 (2), 251-276.*

Fernandes, S. M., et al. (2008). Análise da competitividade do arroz brasileiro: vantagem comparativa revelada. In: 46° Congresso da SOBER, 20 a 23 de julho de, 2008, Rio Branco, Acre, Brasil. Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER).

Ferreira, A., & Sanso, A. (1999). Exchange rate pass-through: the case of Brazilian exports of manufactures. In: World Congress Of The International Economic Association, 2, Buenos Aires.

Fraga, G. J., et al. (2008). O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação de soja. *Revista Análise Econômica*, Porto Alegre, 26(49), 193-210.

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

Greene, W. H. (2008). *Econometrics Analysis*. 6.ed. New Jersey: Pearson Education.

Hamilton, J. D. (1994). *Time series analysis*. New Jersey: Princeton University Press.

Harris, R. I. D. (1995). *Using cointegration analysis in econometric modelling*. London: Prentice-Hall-Harvester Wheatsheaf.

INFOARROZ. (2019) Observatorio de Estadísticas Internacionales del Arroz. Informativo mensual del mercado mundial Del arroz. Accessed on April 01, at [http://www.infoarroz.org/portal/uploadfiles/20190211090145\\_15\\_ia0119es.pdf](http://www.infoarroz.org/portal/uploadfiles/20190211090145_15_ia0119es.pdf)

IPEA. (2020). Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Accessed on February 01, at <http://www.ipeadata.gov.br>

ITC. (2020). International Trade Centre. Trade Map. Accessed on February 01, at <https://www.trademap.org/>

Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamic and Control*, 12 (1), 231-254.

Knetter, M. M. (1993). International comparisons of pricing to market behavior. *American Economic Review*, 83(1), 473-486.

Krugman, P. (1987). 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.

Kwiatkowski, D., et al. (1992) 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*, 54 (1), 159-178.

MDIC. (2019). Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. Balança Comercial. Accessed on March 01, at <http://www.mdic.gov.br/index.php/balanca-comercial>

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

Mundlack, Y., & Larson, D. F. (1992). On the transmission of world agricultural prices. *The World Bank Review*, 6 (1), 399-422.

Obstfeld, M., & Rogoff, K. (1995). Exchange rate dynamics redux. *Journal of Political Economy*, 103 (3), 624-660.

Pereira, A. S., Shitsuka, D. M., Parreira, F. J., & Shitsuka, R. (2018). Metodologia da pesquisa científica. [e-book]. Santa Maria. Ed. UAB/NTE/UFSM. Disponível em: [https://repositorio.ufsm.br/bitstream/handle/1/15824/Lic\\_Computacao\\_Metodologia-Pesquisa-Cientifica.pdf?sequence=1](https://repositorio.ufsm.br/bitstream/handle/1/15824/Lic_Computacao_Metodologia-Pesquisa-Cientifica.pdf?sequence=1).

Souza, D. K. F. (2018). 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.

Souza, D. K. F., Raniro, L. R., & Rosa, M. B. (2018). 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.

Tejada, C. A. O., & Silva, A. G. (2008). O *pass-through* das variações da taxa de câmbio para os preços dos principais produtos exportados pelo Brasil. Revista de Economia e Sociologia Rural, 46 (01), 171-205.

Wander, A. E. (2006). A competitividade do agronegócio brasileiro de arroz. Custos e Agronegócio online, Recife, 2(1), 1-14.

World Bank. (2020). World Bank Commodity Price Data. Accessed on February 01, at <pubdocs.worldbank.org/en/561011486076393416/CMO-Historical-Data-Monthly.xlsx>

WTO. (2019). World Trade Organization. Tariff Analysis Online. Accessed on October 20, at <http://tao.wto.org>

Zanin, V. (2013). Panorama geral da orizicultura brasileira. Indicadores Econômicos FEE, Porto Alegre, RS, 41 (2), 51-66.

#### **Porcentagem de contribuição de cada autor no manuscrito**

Leonardo Sangoi Copetti – 50%

Daniel Arruda Coronel – 50%