

TRANSMISSÃO DA VARIAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PREÇOS DE EXPORTAÇÃO BRASILEIRO DO MILHO¹

Leonardo Copetti²
Daniel Arruda Coronel³

Resumo: O objetivo deste trabalho consistiu no exame da relação entre as variações cambiais e os preços de exportação brasileiros milho, relação definida como o *pass-through* da taxa de câmbio, tendo como referência o período de janeiro de 2000 a dezembro de 2018. Os dados foram coletados nos *sites* do 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. Os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação do milho ocorreram de forma incompleta no período total e no primeiro sub-período e nula no segundo 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: Milho. Preços de Exportação. *Pass-Through*.

TRANSMISSION OF EXCHANGE RATE VARIATION FOR THE BRAZILIAN EXPORT PRICES OF MAIZE

Abstract: The aim of this paper consisted in the exam of the relation between exchange rate variations and the Brazilian export prices of maize, relation defined as *pass-through* of exchange rate, having as reference the period from January, 2000 to December, 2018. The data was collected from the sites of the Institute for Applied Economics – IPEA and in the Agriculture and Horticulture Development Board – AHDB. In this sense, we used instrumental of time series, especially the Vector Error Correction Model. The results found provided indications that the degree of *pass-through* of the exchange rate for the export prices of maize occurred in an incomplete way in the total period and in the first sub-period and null (zero) in the second sub-period, representing that depreciations of the exchange rate do not translate themselves in significant gains of competitiveness, since that they do not reduce expressively the export prices.

Keywords: Maize; Export Prices; *Pass-Through*.

JEL: F14; Q17

Área: Globalização e competitividade regional

1 INTRODUÇÃO

Segundo o *United States Department of Agriculture* – USDA (2019), o Brasil, junto com a Ucrânia, é o terceiro maior exportador mundial de milho, visto que, na safra 2018/ 2019, o total exportado foi de 29 milhões de toneladas cada, o que representou 17,37% das exportações mundiais, que foram de 166,96 milhões de toneladas.

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

² Mestre em Administração – UFSM. Email: leonardocopetti@hotmail.com

³ Professor Associado do Programa de Pós-Graduação em Economia da UFSM, Bolsista de Produtividade do CNPq e Diretor da Editora da UFSM.

Além disso, para o Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC, 2019), o total do grão de milho exportado pelo Brasil em 2018 foi de US\$ 4,03 bilhões, o que representou 1,68% das exportações totais do país. Em comparação com o ano de 2000, houve um incremento de 15.680% do faturamento das exportações desta *commodity*, sendo que as exportações neste ano foram de US\$ 257 mil.

Para Souza *et al.* (2012), que avaliaram a competitividade dos principais produtos agropecuários do Brasil entre 1996 e 2009, por meio do índice Vantagem Comparativa Revelada Normalizada (VCRN), o milho foi competitivo de 2001 a 2007, sendo que a competitividade de 2007 mostrou-se 10,6 vezes maior em relação a 2000, ano em que não se apresentou competitivo. Já de acordo com Luz (2014), o milho só não foi competitivo nos anos de 2000 e 2005, decorrente da forte estiagem que atingiu o Brasil, mas no restante do período apresentou competitividade.

Ainda, segundo Massuquetti *et al.* (2014), que realizaram pesquisa utilizando indicadores de comércio internacional das exportações do agronegócio da Região Sul do Brasil, entre 2000 e 2013, o milho em grão, exceto para semeadura, apresentou competitividade nos anos 2007 e 2012. A competitividade das exportações brasileiras de milho também foi confirmada por autores como Dilly *et al.* (2017) e Ferreira e Capitani (2017). Por outro lado, percebe-se que há ainda poucos estudos envolvendo competitividade do milho brasileiro e coeficiente de *pass-through*, lacuna na literatura que a presente pesquisa vem tentar preencher.

Para 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 milho no período total de 01/2000 a 12/2018, e nos sub-períodos de 01/2000 a 12/2007 e 01/2008 a 2018?

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 milho, bem como para 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

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 trabalho indicou 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 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.

Autores	País / países	Período	Produtos	Metodologia/ objetivo do estudo	Resultados
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) e preço internacional inelástico (-0,507)/ e <i>pass-through</i> 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 milho.

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 milho aos preços domésticos se comportou 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 milho 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 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 λ 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 ϕ_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 (DICKY; 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 estacionárias⁴.

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 $\beta_i = \sum_{j=i}^p \alpha_j$,

⁴ 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.)

em que α_0 é o intercepto; γ descreve o comportamento da série temporal; y representa a variável dependente; Δ é a representação do operador de diferença e ε_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 γ , sendo que, se $\gamma = \mathbf{0}$, a série contém uma raiz unitária. Nesse teste, compara-se o resultado da estatística τ com os valores apropriados reportados por Dickey-Fuller para determinar se aceita ou se rejeita a hipótese nula $\gamma = \mathbf{0}$. A hipótese nula será rejeitada se o valor calculado da estatística τ 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 analisada⁵. 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 :

⁵ Engle e Granger (1987) mostram que, se todas as séries de interesse possuem a mesma ordem de integração $I(d)$ e existir um vetor α , 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 $X_t \sim CI(d,b)$.

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

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 α representando a velocidade de ajustamento ao desequilíbrio e β 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 Π . Em termos de vetores de cointegração, têm-se três possibilidades, conforme Enders (1995): se o posto de Π 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 Π é zero, então não há relacionamento de cointegração e o modelo deve ser ajustado com as variáveis em diferença e, quando Π 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

λ_i = valores estimados das raízes características obtidos da matriz Π ; 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, $Q = T * \sum_{k=1}^q \rho_k^2$, 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 α .

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 milho (preço médio do milho em grãos no atacado no Paraná, em R\$/ saca de 60 kg, transformado em US\$/ toneladas), 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 na *Agriculture and Horticulture Development Board* - AHDB (2019) para a variável preço internacional do milho (contrato futuro do milho, primeiro vencimento, da *Chicago Board of Trade* – CBOT, em *cents* de dólar/ *bushel*, transformado em US\$/ toneladas). O período analisado foi o de janeiro/2000 a dezembro/2018, com cotações mensais, totalizando 228 observações. As séries também foram separadas em 2 (dois) sub-períodos: 01 de janeiro de 2000 a dezembro de 2007; e 02 de janeiro de 2008 a dezembro de 2018.

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 milho/ período total	LBRA_M
Log preço de exportação do milho/ sub-período 01	LBRA_M01
Log preço de exportação do milho/ sub-período 02	LBRA_M02
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	LBRA_E
Log taxa de câmbio Real/ Dólar / sub-período 01	LBRA_E01
Log taxa de câmbio Real/ Dólar / sub-período 02	LBRA_E02
Log preço internacional do milho/ Bolsa Chicago – CBOT/ período total	LINT_MCBOT
Log preço internacional do milho/ Bolsa Chicago – CBOT/ sub-período 01	LINT_MCBOT01
Log preço internacional do milho/ Bolsa Chicago – CBOT/ sub-período 02	LINT_MCBOT02

Fonte: Organização dos autores

Na seção seguinte, será apresentada a análise e discussão dos resultados dos modelos para o milho estimados no período total e sub-períodos.

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, Phillips, 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 milho (em US\$/toneladas), custo de produção, taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) e preços internacionais do milho (US\$/toneladas) no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2018

Séries	Modelo	Teste ADF		Modelo	Teste KPSS	
		Estatística de teste			Estatística de teste	
LBRA_M	constante	-2.423136	ns	constante	1.073763	***
LBRA_M01	constante	-0.450020	ns	constante	0.762361	***
LBRA_M02	constante	-2.834797	*	constante	0.372945	*
LBRA_CP	constante	-2.199909	ns	constante	1.901491	***
LBRA_CP01	constante	-1.411265	ns	constante	1.211594	***
LBRA_CP02	constante	-0.700100	ns	constante	1.413524	***
LBRA_E	constante	-1.348579	ns	constante	0.457308	*
LBRA_E01	constante	-1.394613	ns	constante	0.309432	ns
LBRA_E02	constante	-0.823412	ns	constante	1.221801	***
LINT_MCBOT	constante	-1.955841	ns	constante	1.097359	***
LINT_MCBOT01	constante	-1.228093	ns	constante	0.643940	**
LINT_MCBOT02	constante	-1.900863	ns	constante	0.469872	**

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 segundo período (LBRA_E02) 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, 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 milho (em US\$/toneladas), custo de produção, taxa de câmbio nominal (R\$/US\$) e preços internacionais do milho (US\$/toneladas) no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2018

Séries	Modelo	Teste ADF		Teste KPSS	
		Estadística de teste		Modelo	Estadística de teste
LBRA_M	constante	-10.02472	***	constante	0.051064 ns
LBRA_M01	constante	-6.275561	***	constante	0.384846 *
LBRA_M02	constante	-7.697434	***	constante	0.044298 ns
LBRA_CP	constante	-6.411110	***	constante	0.325420 ns
LBRA_CP01	constante	-3.362544	**	constante	0.227427 ns
LBRA_CP02	constante	-6.240706	***	constante	0.034697 ns
LBRA_E	constante	-9.965397	***	constante	0.134717 ns
LBRA_E01	constante	-6.707759	***	constante	0.440833 ns
LBRA_E02	constante	-7.350570	***	constante	0.089353 ns
LINT_MCBOT	constante	-10.83954	***	constante	0.086892 ns
LINT_MCBOT01	constante	-6.161939	***	constante	0.143477 ns
LINT_MCBOT02	constante	-8.876310	***	constante	0.079659 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 milho no período total e nos dois sub-períodos.

4.1 Milho – período total – de jan/2000 a dez/2018

Na Figura 1, é possível identificar a evolução do preço de exportação do milho (em US\$/ toneladas) e a taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) de janeiro de 2000 até dezembro de 2018.

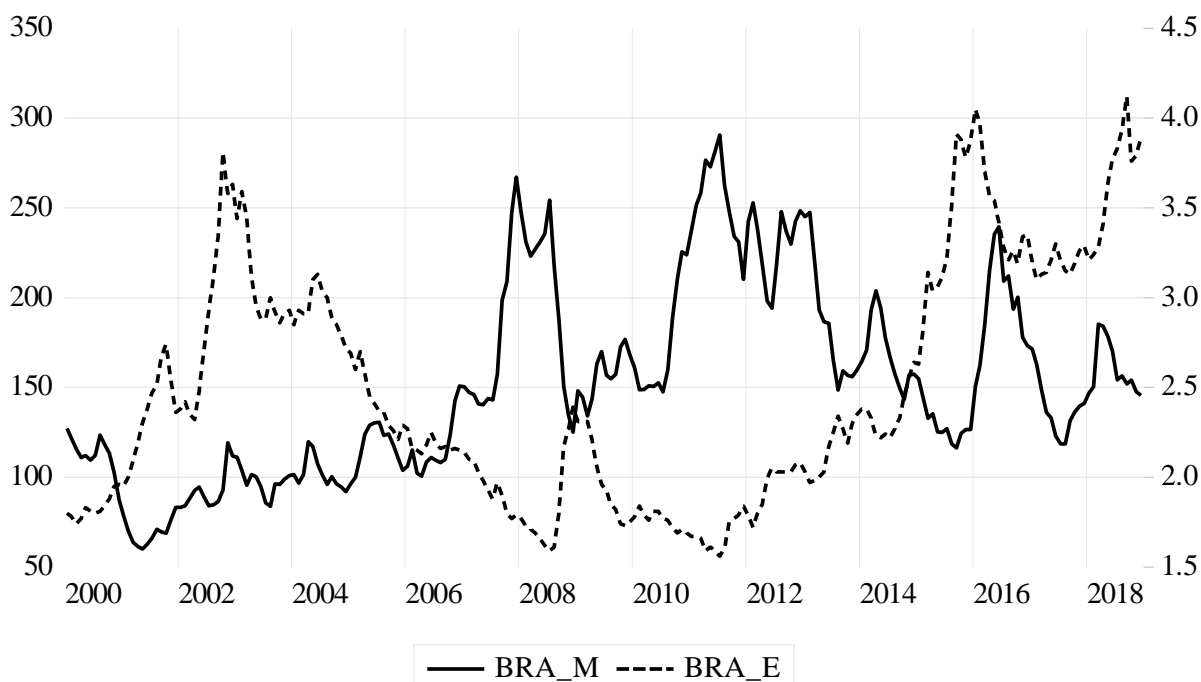


Figura 1- Relação entre preço de exportação do milho (em US\$/ toneladas) e a taxa de câmbio nominal (R\$/US\$), no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2018.

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 milho – período total

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
1	1774.920	NA	1.78e-12	-15.70464	-15.46095	-15.60627
2	1892.703	227.1538*	7.16e-13*	-16.61342*	-16.12604*	-16.41669*
3	1904.555	22.43382	7.43e-13	-16.57638	-15.84532	-16.28129
4	1916.574	22.32051	7.71e-13	-16.54084	-15.56608	-16.14738

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 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 o milho – período total

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
R=0	72.66494***	0.0000	40.59853***	0.0001
R≤1	32.06641***	0.0043	24.11659***	0.0049
R≤2	7.949814	0.2406	5.859468	0.3659
R≤3	2.090346	0.1748	2.090346	0.1748

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 milho – período total

LBRA_M (-1)	LBRA_CP (-1)	LBRA_E (-1)	LINT_MCBOT (-1)
1,0000	-0.602966***	0.552295***	-0.344687***
	(0.11081)	(0.14525)	(0.11646)
	[-5.44127]	[3.80236]	[-2.95960]

Nota 1: LBRA_M = logaritmo *neperiano* do preço de exportação do milho – período total (US\$/toneladas); LBRA_CP = logaritmo *neperiano* do custo de produção – período total; LBRA_E = logaritmo *neperiano* da taxa de câmbio – período total (R\$/ US\$); LINT_MCBOT = logaritmo *neperiano* do preço internacional do milho – período total (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.

$$LBRA_M_t = + 0,60 LBRA_{CP} - 0,55 LBRA_E + 0,34 LINT_{MCBOT}_t \quad (13)$$

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 milho brasileiro, ou seja, o aumento de 1% na taxa de câmbio ocasiona uma diminuição de 0,55% no preço de exportação do milho.

O estudo de Souza (2018) esboçado na literatura revisada também encontrou um *pass-through* incompleto para o milho, mas no valor de 0,419, 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 (CRUZ JR. ; SILVA, 2004, TEJADA ; SILVA, 2008, FRAGA ET AL.; 2008 , CORREA, 2012; COPETTI; VIEIRA E CORONEL, 2012 ; SOUZA; RANIRO; ROSA, 2018).

Ainda, de acordo com a Equação (13), constata-se que o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona um aumento de 0,60% no preço de exportação do milho. Este resultado está em consonância com o trabalho de Souza (2018), contudo, o autor estimou um coeficiente de 0,492 para o custo de produção, representando que o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona um aumento de 0,49% no preço de exportação do milho.

Também foi possível inferir, com base na Equação (13), que o aumento de 1% no preço internacional do milho determina um aumento de 0,34% no preço de exportação do grão de soja em dólar. 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 milho ao mercado brasileiro, com o coeficiente de -0,507, 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 7.

Tabela 7- Testes de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o milho – período total

Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	0.381999	---	0.383704	---	22.33275	0.1328
2	10.38394	---	10.47535	---	21.39902	0.1637
3	27.64589	0.4833	27.97057	0.4660	23.60185	0.0986
4	39.81375	0.6516	40.35866	0.6285	14.49459	0.5619
5	54.64485	0.6711	55.52683	0.6397	14.85858	0.5350
6	62.71604	0.8627	63.81915	0.8393	8.172864	0.9436
7	74.08892	0.9142	75.55721	0.8931	11.39593	0.7844
8	92.88292	0.8497	95.04408	0.8088	18.09347	0.3185
9	107.6586	0.8518	110.4354	0.8029	16.31889	0.4309
10	115.4268	0.9362	118.5649	0.9053	8.123275	0.9451
11	136.3940	0.8691	140.6098	0.8061	21.29167	0.1676
12	148.9812	0.8970	153.9062	0.8354	12.56045	0.7046

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.

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

4.2 Análise do sub-período 01 – de jan/2000 a dez/2007

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 milho – sub-período 01

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
1	732.0623	NA	2.04e-12	-15.56657	-15.12800	-15.38956
2	807.4196	137.6090*	5.62e-13*	-16.85695*	-15.97980*	-16.50292*
3	814.1423	11.69170	6.91e-13	-16.65527	-15.33955	-16.12423
4	821.4960	12.14970	8.41e-13	-16.46731	-14.71302	-15.75926

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, 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 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 grão de soja em euro

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
R=0	45.26158**	0.0141	25.85618**	0.0292
R≤1	19.40541	0.1821	10.07807	0.4770
R≤2	9.327337	0.1508	7.349440	0.2206
R≤3	1.977897	0.1880	1.977897	0.1880

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 milho 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 milho – sub-período 01

LBRA_M01 (-1)	LBRA_CP01 (-1)	LBRA_E01 (-1)	LINT_MCBOT01 (-1)
1,0000	-0.738835***	0.902763***	-0.221730ns
	(0.17640)	(0.22227)	(0.20134)
	[-4.18842]	[4.06147]	[-1.10126]

Nota 1: LBRA_M01 = logaritmo *neperiano* do preço de exportação do milho – sub-período 01 (US\$/toneladas); LBRA_CP01 = logaritmo *neperiano* do custo de produção – sub-período 01; LBRA_E01 = logaritmo *neperiano* da taxa de câmbio – sub-período 01 (R\$/ US\$); LINT_MCBOT01 = logaritmo *neperiano* do preço internacional

do milho – sub-período 01 (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.

$$LBRA_{M01_t} = + 0,74 LBRA_{CP01} - 0,90 LBRA_{E01} \quad (14)$$

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 milho brasileiro, ou seja, o aumento de 1% na taxa de câmbio ocasiona uma diminuição de 0,90% no preço de exportação do milho no sub-período 01.

Ainda, de acordo com a Equação (14), constata-se que o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona um aumento de 0,74% no preço de exportação do milho no sub-período 01.

Também é possível inferir, com base na Equação (14), que o coeficiente do preço internacional do milho foi nulo, indicando ausência na transmissão de preços 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 milho – sub-período 01

Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	1.071003	---	1.082644	---	11.92648	0.7490
2	7.879443	---	8.040721	---	19.65966	0.2359
3	21.74369	0.7930	22.36711	0.7640	17.25580	0.3692
4	36.57578	0.7790	37.86581	0.7307	16.10116	0.4459
5	54.27108	0.6841	56.56652	0.6020	19.84770	0.2272
6	63.17104	0.8533	66.08028	0.7846	9.025935	0.9123
7	74.92674	0.9026	78.79283	0.8352	12.35845	0.7190
8	93.68230	0.8352	99.31362	0.7129	20.87750	0.1833
9	105.4277	0.8851	112.3175	0.7654	12.64963	0.6982
10	122.0405	0.8605	130.9318	0.6964	18.77492	0.2805
11	137.4936	0.8541	148.4579	0.6540	17.27470	0.3680
12	147.6553	0.9105	160.1250	0.7322	10.42632	0.8434

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.

4.3 Análise do sub-período 02 – de jan/2008 a dez/2018

Para realização do teste de cointegração, é necessário verificar o número de defasagens para inserir do modelo (Tabela 12).

Tabela 12 - Critério de defasagem do VAR auxiliar para o milho – sub-período 02

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
1	1073.411	NA	1.29e-12	-16.02138	-15.67195	-15.87939
2	1127.521	101.6607	7.27e-13	-16.59880	-15.89994*	-16.31482*
3	1144.845	31.49791*	7.14e-13*	-16.61886*	-15.57057	-16.19288
4	1156.898	21.18507	7.60e-13	-16.55907	-15.16134	-15.99110

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 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 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 13 – Teste de cointegração de Johansen para o milho – sub-período 02

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
R=0	54.48858***	0.0010	33.71667***	0.0019
R≤1	20.77190	0.1299	13.57219	0.1933
R≤2	7.199716	0.3056	6.751574	0.2719
R≤3	0.448142	0.5666	0.448142	0.5666

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 milho – sub-período 02

LBRA_M02 (-1)	LBRA_CP02 (-1)	LBRA_E02 (-1)	LINT_MCBOT02 (-1)
1,0000	-0.268633**	0.121267ns	-0.684866***
	(0.12381)	(0.16735)	(0.12645)
	[-2.16969]	[0.72462]	[-5.41624]

Nota 1: LBRA_M02 = logaritmo *neperiano* do preço de exportação do milho – sub-período 02 (US\$/toneladas); LBRA_CP02 = logaritmo *neperiano* do custo de produção – sub-período 02; LBRA_E02 = logaritmo *neperiano* da taxa de câmbio – sub-período 02 (R\$/ US\$); LINT_MCBOT02 = logaritmo *neperiano* do preço internacional do milho – sub-período 02 (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.

$$LBRA_M02_t = + 0,27 LBRA_CP02 + 0,68 LINT_MCBOT02_t \quad (15)$$

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 milho no sub-período 02. Uma possível explicação para o coeficiente nulo no sub-período 02 é que os exportadores optaram por não alterar seu preço em moeda estrangeira, devido à instabilidade

cambial que caracterizou o sub-período. 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*.

Ainda, de acordo com a Equação (15), constata-se que o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona um aumento de 0,27% no preço de exportação do milho no sub-período 02.

Também é possível inferir, com base na Equação (15), que o aumento de 1% no preço internacional do milho determina um aumento de 0,68% no preço de exportação do milho 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 milho – sub-período 02

Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	0.783725	---	0.789708	---	12.59450	0.7021
2	2.831074	---	2.868554	---	14.96795	0.5270
3	7.088624	---	7.225117	---	10.20970	0.8555
4	17.65320	0.9345	18.11984	0.9231	10.89902	0.8157
5	28.89569	0.9616	29.80495	0.9497	11.31182	0.7898
6	35.93252	0.9942	37.17686	0.9910	7.091243	0.9715
7	43.88046	0.9988	45.56988	0.9978	7.979950	0.9495
8	61.95221	0.9932	64.80756	0.9859	17.14266	0.3764
9	76.71939	0.9901	80.65526	0.9772	17.36438	0.3624
10	86.40680	0.9958	91.13672	0.9882	9.355340	0.8981
11	108.9793	0.9756	115.7613	0.9334	22.20189	0.1368
12	119.2013	0.9873	127.0054	0.9571	11.59860	0.7711

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 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 nos preços de exportação do milho no período total e em dois sub-períodos. Nesse tocante, os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação do milho foi incompleto com os coeficientes para o período total e o sub-período 01 de, respectivamente, 0,55 e 0,90. Já o sub-período 02 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 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 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

AHDB - Agriculture and Horticulture Development Board. **Market Data Centre**. Disponível em: <https://cereals.ahdb.org.uk>. Acesso em: 22 mar. 2019.

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.

DILLY, R. F. *et al.* Exportações mundiais de milho: um estudo da competitividade e do grau de concentração do Brasil e dos Estados Unidos da América (EUA) no período 2000/2014. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (RBERU)**, vol. 11, n. 1, p. 1-19, 2017.

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.

FERREIRA, B; CAPITANI, D. H. D. Competitividade do milho brasileiro no mercado internacional. **Revista de Política Agrícola**. Brasília, v.26, n.2, p. 86-99, 2017.

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.

LUZ, A. N. C. **A competitividade da agricultura brasileira: o Brasil é competitivo no comércio global de grãos?** 2014. 150f. Dissertação (Mestrado em Economia). Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, BR-RS, 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.

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.

MASSUQUETTI, A. *et al.* As oportunidades comerciais do agronegócio da região sul do Brasil. **Revista de Economia e Agronegócio**, Viçosa, v. 12, n. 1, 2 e 3, p. 91-114, jun. 2014.

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, R. S. *et al.* Competitividade dos principais produtos agropecuários do Brasil. Vantagem comparativa revelada normalizada. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, v. 2, n. 2, p. 64-71, 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

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.