

TRANSMISSÃO DA VARIAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PREÇOS DE EXPORTAÇÃO BRASILEIROS DO ALGODÃO

Leonardo Sangoi Copetti
Daniel Arruda Coronel
Adriano Mendonça Souza

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

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

1. Introdução

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

Segundo o Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC, 2019), o total de algodão exportado pelo Brasil, em 2018, foi de US\$ 1,59 bilhões, o que representou 0,66% das exportações totais do país. Em comparação com o ano de 1999, houve um incremento de 34.541% do faturamento das exportações desta commodity, sendo que as exportações neste ano foram de US\$ 4,59 milhões.

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

Seguindo esta temática, o problema de pesquisa é responder a seguinte questão: “Qual o grau de pass-through para os preços de exportação brasileiros do algodão no período de 06/1999 a 12/2018?”

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

2. Transmissão de preços e coeficiente de *pass-through* no mercado brasileiro

Ferreira e Sansó (1999) investigaram a relação da taxa de câmbio e os preços das exportações brasileiras de manufaturados, com dados trimestrais, no período de março de 1978 a abril de 1996, dividido em dois subperíodos, de março de 1978 a abril de 1985 e de janeiro de 1986 a abril de 1996. Para tanto, utilizaram-se de econometria de séries temporais baseadas na metodologia de Engle-Granger, Shin e Johansen. Como resultados, no período de março de 1978 a abril de 1996, os autores encontraram um coeficiente de *pass-through* incompleto e verificaram que as variações da taxa de câmbio influenciam parcialmente os preços de exportação. Já no subperíodo de janeiro de 1986 a abril de 1996, o *pass-through* foi próximo a zero, indicando que as variações na taxa de câmbio possivelmente não exerceram influência sobre os preços das exportações brasileiras de manufaturados, sendo as mudanças nos preços de exportação explicadas basicamente pelo movimento nos preços internacionais. Os autores sugerem que este resultado está ligado à opção dos exportadores brasileiros por não alterarem seus preços em moeda estrangeira, devido à extrema instabilidade cambial que caracterizou este período. Para preservar sua participação nos mercados externos, os exportadores optaram por manter seus preços em moeda estrangeira invariantes às mudanças na taxa de câmbio que são percebidas como transitórias.

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

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

Fraga *et al.* (2008) investigaram o repasse da variação da taxa de câmbio para os preços mensais de exportação da soja em grão do Brasil no período de julho de 1994 a dezembro de 2004. Para tanto, os autores utilizaram testes de raiz unitária (ADF), de co-integração de

Johansen e o Modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC). Os resultados indicaram um coeficiente de *pass-through* no valor de -0,34, representando um *pass-through* incompleto, ou seja, que as variações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, afetando apenas o *mark-up* do exportador.

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

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

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

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

incompleto no valor de 0,419, implicando que as variações cambiais afetaram a competitividade do exportador dessa cultura, e também, no mesmo modelo, apresentou um coeficiente inelástico para o preço internacional do milho no valor de -0,507. No caso do algodão, o *pass-through* para o preço de exportação do algodão foi nulo, indicando que as variações cambiais agiram impactando apenas o *mark-up* do exportador dessa *commodity*, custo de produção nulo e coeficiente inelástico (-0,847) na transmissão dos preços internacionais do algodão ao mercado doméstico.

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

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

Autores	País / países	Período	Produtos	Metodologia/ objetivo do estudo	Resultados
Ferreira e Sansó (1999)	Brasil	03/1978-04/1996	produtos manufaturados	Metodologia de Engle-Granger, Shin e Johansen/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto
Cruz Jr. & Silva (2004)	Brasil	3º trim./ 1994-2º trim./ 2003	produtos agropecuários	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (-0,53)
Tejada e Silva (2008)	Brasil	01/1980-01/2004	exportações setoriais	filtro de Kalman/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (entre -1 e zero)
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/	<i>pass-through</i> incompleto (-0,11)

				coeficiente de <i>pass-through</i>	
Copetti, Vieira & Coronel (2013)	Estados Unidos, Brasil e Argentina	01/2003-01/2012	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> nulo
Souza (2018)	Brasil	01/2002-12/2016	milho e algodão	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ Modelo Estrutural Vetorial de Correção de Erro/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto para o milho (0,419) / <i>pass-through</i> nulo para o algodão, custo de produção nulo e preço internacional inelástico (-0,847)
Souza, Raniero e Rosa (2018)	Brasil	01/2012-12/2016	açúcar	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	baixo coeficiente (-0,03) de <i>pass-through</i> cambial para os preços em dólares e alto coeficiente (0,97) para o preço em reais

Quadro 1 - Síntese dos estudos empíricos

Fonte: Organização dos autores

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

Os estudos supracitados revelaram que o Brasil apresentou um coeficiente de *pass-through* incompleto nas exportações (entre zero e -1 ou entre zero e 1) e nulo e que a transmissão de preços internacionais do algodão aos preços domésticos se comportaram de forma inelástica, ou seja, os preços internacionais são transmitidos parcialmente aos preços domésticos.

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,

E

medido em moeda estrangeira; λ 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 (DICKEY; FULLER, 1979, 1981) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS, 1992). Esses testes permitem verificar a existência ou não de raízes unitárias nas séries temporais, ou seja, se as variáveis são ou não estacionárias¹.

O teste ADF consiste na estimação da seguinte equação por Mínimos Quadrados

¹ 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.)

Ordinários e pode ser expresso, conforme Enders (1995), da seguinte forma:

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

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

em que 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 $\gamma = 0$, 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 $\gamma = 0$. 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:

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

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

tendo as seguintes hipóteses:

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

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

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 analisada². Dessa forma, para identificar o possível relacionamento de longo prazo entre as séries, utilizou-se o teste de cointegração elaborado por Johansen (1988).

² 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 $X_t \sim CI(d,b)$.

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:

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

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

3.2.3.1 Teste de *Portmanteau*

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

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

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

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

onde $\hat{\rho}_k$ a autocorrelação estimada dos resíduos na defasagem “ k ” e “ n ” o número de lags testado. O teste irá rejeitar a hipótese nula caso $Q^* > \chi_{1-\alpha; q}^2$, sendo $\chi_{1-\alpha; q}^2$ uma distribuição qui-quadrado com “ q ” graus de liberdade e nível de significância 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 Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – CEPEA (2019) para a variável preço de exportação do algodão (indicador do algodão CEPEA/ESALQ - à vista, em cents de dólar por libra-peso - US\$/ lb); no Instituto de Economia Aplicada – IPEA (2019), para as variáveis custo de produção, utilizado como proxy o Índice de Preços ao Atacado – Disponibilidade Interna – IPA- DI, e a taxa de câmbio nominal (em real/ dólar - R\$/US\$); e na Intercontinental Exchange – ICE (2019), para a variável preço internacional do algodão (contrato futuro do algodão, primeiro vencimento, em cents de dólar por libra-peso - US\$/ lb). O período analisado foi o de junho/1999 a dezembro/2018, com cotações mensais, totalizando 235 observações.

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 algodão/ período total	LBRA_A
Log custo de produção no Brasil/ período total	LBRA_CP
Log taxa de câmbio Real/ Dólar / período total	LTX_D
Log preço internacional do algodão / Bolsa Nova York/ período total	LINT_ANY

Fonte: Organização dos autores

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

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

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

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 algodão (em US\$/ lb), custo de produção, taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) e preços internacionais do algodão (US\$/ lb) no período de junho de 1999 a dezembro de 2018

Séries	Teste ADF		Teste KPSS	
	Modelo	Estatística de teste	Modelo	Estatística de teste
LBRA_A	constante	-2.546945 ns	constante	1.097986 ***
LBRA_CP	constante	-2.326150 ns	constante	1.953265 ***
LTX_D	constante	-1.310487 ns	constante	0.462303 *
LINT_ANY	constante	-2.859001 *	constante	0.912846 ***

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 (LTX_D) foi estacionária em nível para o teste KPSS, com 5% de significância. Por outro lado, os resultados da Tabela 3 indicam concordância em ambos os testes, pois, efetuada a primeira diferença, as séries foram estacionárias, com 5% de significância.

Tabela 3- Testes de raiz unitária em primeira diferença aplicados nas séries mensais de preços de exportação do algodão (em US\$/ lb), custo de produção, taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) e preços internacionais do algodão (US\$/ lb) no período de junho de 1999 a dezembro de 2018

Séries	Modelo	Teste ADF		Teste KPSS	
		Estatística de teste		Estatística de teste	
LBRA_A	constante	-13.90845	***	constante	0.032936 ns
LBRA_CP	constante	-6.442072	***	constante	0.456932 *
LTX_D	constante	-10.11407	***	constante	0.129286 ns
LINT_ANY	constante	-11.33471	***	constante	0.029009 ns

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

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

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

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

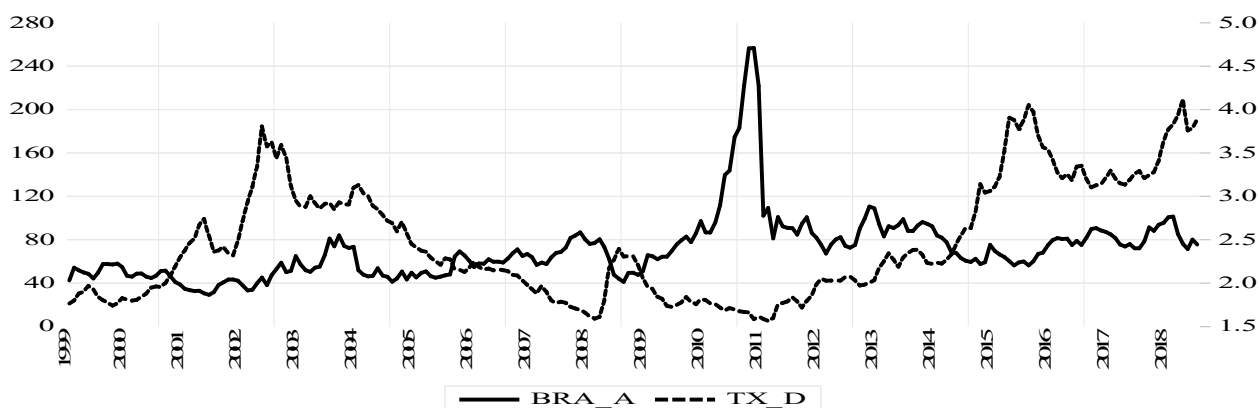


Figura 1- Relação entre preço de exportação do algodão (em US\$/ lb) e a taxa de câmbio nominal (R\$/US\$), no período de junho de 1999 a dezembro de 2018.

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

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

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

Tabela 4 - Critério de defasagem do VAR auxiliar para o algodão

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
-----------	------	----	-----	-----	-----	----

0	61.90794	NA	7.12e-06	-0.501367	-0.441759	-0.477325
1	1612.841	3034.726	1.20e-11	-13.79083	-13.49279	-13.67062
2	1760.341	283.5067	3.86e-12	-14.92936	-14.39288*	-14.71298*
3	1777.253	31.92133*	3.83e-12*	-14.93726*	-14.16234	-14.62471
4	1787.717	19.38659	4.02e-12	-14.88932	-13.87597	-14.48060

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

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base nos dados da Tabela 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 o mesmo número de defasagens do VAR auxiliar.

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração, bem como a hipótese alternativa de que há pelo menos um vetor de cointegração, devem ser rejeitadas ao nível de 5% para a estatística do traço e para a estatística do máximo autovalor (de acordo com os dados da Tabela 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 algodão

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

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

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

De acordo com a Tabela 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 algodão

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

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

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

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

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

De acordo com a Equação (13), verifica-se que o coeficiente de *pass-through* foi

incompleto, indicando que a variação da taxa de câmbio (R\$/ US\$) influencia parcialmente o preço de exportação do algodão brasileiro, ou seja, o aumento de 1% na taxa de câmbio ocasiona uma diminuição de 0,24% no preço de exportação do algodão.

O estudo de Souza (2018) esboçado na literatura revisada encontrou um *pass-through* nulo para o algodão, porém seu período de análise foi distinto do da presente pesquisa. Demais estudos revisados sobre o repasse das variações da taxa de câmbio aos preços de exportação brasileiros corroboraram o resultado de um *pass-through* incompleto (FERREIRA ; SANSÓ, 1999 ; CRUZ JR. ; SILVA, 2004, TEJADA ; SILVA, 2008, FRAGA *ET AL.*; 2008 , CORREA, 2012; COPETTI; VIEIRA E CORONEL, 2012 ; SOUZA; RANIRO; ROSA, 2018 ; COPETTI ; CORONEL, 2019a, 2019b, 2019c, 2019d, 2019e, 2019f, 2019g, 2020a, 2020b, 2020c).

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

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

Também foi possível inferir, com base na Equação (13), que o aumento de 1% no preço internacional do algodão determina um aumento de 0,69% no preço de exportação do algodão. O resultado encontrado na presente pesquisa sugere um coeficiente inelástico na transmissão de preços e invalida a Lei do Preço Único, que, de acordo com Mundlack e Larson (1992), diz que bens idênticos, em regiões distintas, em livre concorrência de mercado, devem ser vendidos pelo mesmo preço. O estudo de Souza (2018), revisado na literatura, também corroborou com o resultado de um coeficiente inelástico na transmissão do preço internacional do algodão ao mercado brasileiro, com o coeficiente de -0,847, porém seu período de análise foi distinto do usado no presente estudo.

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

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

Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	0.774757	---	0.778125	---	18.64652	0.2874
2	2.209826	---	2.225728	---	18.07725	0.3194
3	9.371094	---	9.481223	---	21.23453	0.1697
4	17.22818	0.9439	17.47676	0.9386	12.46648	0.7113
5	36.68850	0.7749	37.36762	0.7498	23.40424	0.1033
6	52.50242	0.7433	53.60325	0.7070	17.82585	0.3342
7	77.15086	0.4416	79.02195	0.3837	26.04471	0.0534
8	102.5878	0.2115	105.3714	0.1610	26.21614	0.0511
9	124.9755	0.1262	128.6667	0.0853	25.77564	0.0573
10	137.6160	0.1903	141.8792	0.1299	13.68937	0.6218
11	157.5369	0.1476	162.7962	0.0911	21.01398	0.1780

12 167.0885 0.2575 172.8711 0.1685 9.116716 0.9085

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 7, até doze defasagens o teste indicou, com 5% de significância, que não existe problema de autocorrelação 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

A pesquisa investigou a influência da variação da taxa de câmbio nos preços de exportação do algodão. Nesse tocante, os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação do algodão foi incompleto com o coeficiente de 0,24.

Infere-se que o coeficiente de *pass-through* encontrados determina que depreciações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, já que não reduzem expressivamente os preços de exportação.

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

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

REFERÊNCIAS

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.

CEPEA - Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. **Preços Agropecuários. Açúcar**. Disponível em:
<https://www.cepea.esalq.usp.br/br/indicador/algodao-a-vista.aspx>
Acesso em: 14 jan. 2019.

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

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

COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportações brasileiras do óleo de soja: um estudo comparativo do dólar e do euro. **Revista de Administração e Negócios da Amazônia**, v. 11, p. 118-143, 2019a.

COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação brasileiro do milho. In: **Anais do XVII Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos – XVII – ENABER**, Rio de Janeiro, 2019b, p. 1-20.

COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A. ; SOUSA, E. P. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação brasileiros do açúcar vhp, branco e cristal. In: **Anais do XVII Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos - XVII - ENABER**, Rio de Janeiro, 2019c, p. 1-20.

COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação brasileiros do café robusta: um estudo comparativo do dólar e do euro. In: **Anais do XVII Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos – XVII - ENABER**, Rio de Janeiro, 2019d, p. 1-20.

COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportações brasileiras do milho. In: **Anais do XXXIX Encontro Nacional de Engenharia de Produção - ENEGEP**, Santos-SP, 2019e. p. 1-15.

COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportações brasileiras do óleo de soja: um estudo comparativo do dólar e do euro. In: **Anais do XXXIX Encontro Nacional de Engenharia de Produção - ENEGEP**, Santos-SP, 2019f. p. 1-15.

COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação brasileiros do arroz. In: **Anais do XXVI Simpósio de Engenharia de Produção - SIMPEP**, Bauru, São Paulo, 2019g, p. 1-12.

COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação brasileiros do grão de soja: um estudo comparativo do dólar e do euro. **Desenvolvimento em Questão**, v. 18, p. 166-185, 2020a.

COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A. . Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços brasileiros de exportação do petróleo: uma análise empírica. **REVISTA CIENTIFICA DO ITPAC**, v. 13, p. 64-81, 2020b.

COPETTI, L. S.; CORONEL, D. A. . Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços

de exportação brasileiros do café robusta: um estudo comparativo do dólar e do euro. **CAPITAL CIENTÍFICO**, v. 18, p. 24-44, 2020c.

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

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

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v.74, n.366, p.427-431, 1979.

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

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

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

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

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

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

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

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

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

IPEA - **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**. Disponível em:

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

Acesso em: 14 jan. 2019.

ICE - **Intercontinental Exchange. Cotton historical prices**. Disponível em:

https://www.theice.com/publicdocs/futures_us_reports/cotton/Cotton%20Historical%20Prices.xls

Acesso em: 14 jan. 2019.

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

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

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

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

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

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.