

TRANSMISSÃO DA VARIAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PREÇOS BRASILEIROS DE EXPORTAÇÃO DO PETRÓLEO: UMA ANÁLISE EMPÍRICA

TRANSMISSION OF EXCHANGE RATE VARIATION FOR BRAZILIAN PETROLEUM
EXPORT PRICES: AN EMPIRICAL ANALYSIS

Leonardo Sangoi Copetti¹ e Daniel Arruda Coronel²

Resumo: O objetivo deste trabalho consistiu no exame da relação entre as variações cambiais e os preços brasileiros de exportação de petróleo, relação definida como o *pass-through* da taxa de câmbio, tendo como referência o período de novembro de 2000 a janeiro de 2019. Os dados foram coletados nos sites da Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis – ANP, Instituto de Economia Aplicada – IPEA e no WORLD BANK. Neste sentido, fez-se uso dos instrumentais de séries temporais, especialmente do Modelo Vetor de Correção de Erros. Os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação do petróleo ocorreram de forma incompleta no período total e no segundo subperíodo e nula no primeiro subperíodo, representando que depreciações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, dado que não reduzem expressivamente os preços de exportação.

Palavras-Chave: Petróleo. Preços de Exportação. *Pass-through*

The aim of this work consisted of the examination of the relation between the exchange rate variations and the Brazilian export prices of petroleum, relation defined as the *pass-through* of the exchange rate, having as reference the period from November, 2000 to January, 2019. The data were collected in the sites of National Agency of Petroleum, Natural Gas and Biofuels – ANP, Institute for Applied Economics – IPEA and in the WORLD BANK. In this sense, we used the instrumentals 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 petroleum occurred in an incomplete way in the total period and in the second sub-period and null in the first 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: Petroleum; Exports Prices; *Pass-through*.

¹ Universidade Federal de Santa Maria (UFSM); Grupo de pesquisa Economia e Finanças; Av. Roraima, 1000; Prédio 74 C, sala 4212; CEP: 97.105-900; Santa Maria – RS. E-mail: leonardocopetti@hotmail.com

² Universidade Federal de Santa Maria (UFSM); Departamento de Economia e Relações Internacionais; Av. Roraima, 1000; Prédio 74 C - Sala 4161; CEP: 97.105-900; Santa Maria – RS. E-mail: daniel.coronel@uol.com.br

1. INTRODUÇÃO

Segundo o *International Trade Center* – ITC (2019), o Brasil é o décimo sexto maior exportador mundial de petróleo, sendo que, no ano de 2018, o total exportado foi de US\$ 25,13 bilhões, o que representou 2,19% das exportações mundiais, que foram de US\$ 1,15 trilhões.

Além disso, para o Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC, 2019), a representatividade do petróleo sobre o total exportado pelo Brasil, em 2018, foi de 8,66%. Em comparação com o ano de 2000, houve um incremento de 15.705% do faturamento das exportações desta *commodity*, sendo que as exportações neste ano foram de US\$ 159 milhões.

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

Conforme dados do ITC (2019), os três maiores exportadores mundiais de petróleo, em 2018, foram, respectivamente, Arábia Saudita, com US\$ 182,5 bilhões (16,10%); Rússia, com US\$ 129 bilhões (11,40%) e Iraque, com US\$ 91,70 bilhões (8,10%). Por outro lado, os três maiores importadores mundiais de petróleo foram, respectivamente, China, com US\$ 239,20 bilhões (20,20%); Estados Unidos, com US\$ 163,10 bilhões (13,80%) e Índia, com US\$ 114,50 bilhões (9,70%). Além disso, segundo a *World Trade Organization* – WTO (2019), o único dos três maiores importadores que aplica taxas de importação é a Índia de 5%.

Diante deste contexto, o problema de pesquisa deste trabalho é responder à seguinte questão: existe diferença entre o grau de *pass-through* para os preços brasileiros de exportação do petróleo no período total de 11/2000 a 01/2019, e nos subperíodos de 11/2000 a 12/2011 e 01/2012 a 01/2019?

A partir do desenvolvimento deste estudo, têm-se elementos para auxiliar na compreensão da

magnitude com que se dá a transmissão de preços para o mercado do petróleo, bem como para entender mais de como as políticas econômica e cambial podem impactar sobre a competitividade do exportador brasileiro.

Almeida e Souza (2013) analisaram a evolução do perfil das exportações brasileiras em comparação com as exportações chinesas utilizando o Índice de Vantagens Comparativas Reveladas – IVCR, no período de 2000 e 2009. Como resultados, as exportações de petróleo foram competitivas no mercado internacional somente no ano de 2009. Já para Martins e Veríssimo (2013), a evolução da representatividade da conta de combustíveis na pauta comercial brasileira foi crescente, passando de 1,65% nos anos 2000 a 10,91% em 2012, sendo o petróleo responsável por mais de 91,91% desta conta no período. Ainda nesta perspectiva, segundo os autores, com a elevação da produção e maior participação no comércio internacional, o Brasil apresentou sinais de especialização nas exportações de petróleo, com o IVCR passando de 0,020 em 2000 a 1,349 em 2012, indicando competitividade no ano de 2012. Por outro lado, percebe-se uma lacuna de estudos envolvendo a competitividade do petróleo brasileiro e o coeficiente de *pass-through*, para o que a presente pesquisa vem a contribuir.

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

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

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

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

Cruz Jr. & Silva (2004) estudaram o coeficiente de *pass-through* para a exportação trimestral dos produtos agropecuários brasileiros no período compreendido do 3º trimestre de 1994 ao 2º trimestre 2003. Foram utilizadas as seguintes séries para a estimação do modelo: o índice de preços de exportação para produtos agropecuários do Brasil, o índice de preços de atacado para lavouras de exportação (IPA-OG) como proxy para o custo de produção, a taxa de câmbio nominal (real/dólar) fim do período, e, para o preço internacional, foi utilizada série de preços de importação de commodities dos Estados

Unidos. O instrumental usado para a estimação foi de econometria de séries temporais e do modelo Vetorial de Correção de Erros - VEC. Como resultado, os autores estimaram um coeficiente de *pass-through* de -0,53, representando que as variações da taxa de câmbio afetam parcialmente o preço de exportação dos produtos agropecuários brasileiros.

Tejada e Silva (2008) analisaram a relação entre as variações da taxa de câmbio e os preços das exportações dos principais produtos exportados pelo Brasil, com dados trimestrais, de janeiro de 1980 a janeiro de 2004. Os setores pesquisados e as respectivas participações no ano de 2004 foram Peças e Outros Veículos (10,29%), Siderurgia (7,11%), Extrativa Mineral (8,41%), Máquinas e Tratores - MAQ (5,33%), Veículos Automotores (5,05%), Óleos Vegetais (4,96%), Refino de Petróleo (4,55%), Madeira e Mobiliário (4,14%), Beneficiamento de Produtos Vegetais (3,22%), Metalurgia de Não Ferrosos (3,16%), Celulose Papel e Gráfica (3,06%), Material Elétrico (2,34%), Elementos Químicos (2,15%), e Equipamentos Eletrônicos (2,10%). Para estimar o coeficiente de *pass-through*, os autores utilizaram o filtro de Kalman, gerando um coeficiente variável ao longo do tempo. Como resultados, os setores analisados apresentaram um coeficiente de *pass-through* oscilando entre zero e -1 (menos um), indicando *pass-through* incompleto, já para o setor de refino de petróleo a média do *pass-through* oscilou de -0,2172 a -0,2328.

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

Correa (2012) analisou o impacto das variações cambiais sobre as exportações de 26 setores da economia brasileira, no período de 1995 a 2005. Os setores pesquisados foram extrativa

mineral, extração de petróleo e gás, minerais não metálicos, siderurgia, metalurgia dos não ferrosos, outros produtos metalúrgicos, fabricação de máquinas e tratores, material elétrico, equipamentos eletrônicos, automóveis, outros veículos e peças, madeira e mobiliário, papel e gráfica, indústria da borracha, elementos químicos não petroquímicos, refino de petróleo e petroquímica, fabricação de produtos químicos diversos, indústria têxtil, fabricação de artigos de couro e calçados, indústria do café, beneficiamento de produtos vegetais, abate de animais, indústria do açúcar, fabricação de gorduras e óleos vegetais, outros produtos alimentares e bebidas, e indústrias diversas. As variáveis utilizadas no modelo econométrico foram o preço das exportações brasileiras de 26 setores classificados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE, a taxa de câmbio nominal, o custo doméstico representando uma proxy para custo setorial, o preço das exportações concorrentes internacionais correspondendo ao índice de preços das importações norte-americanas e o grau de utilização da capacidade instalada calculada pela Fundação Getúlio Vargas - FGV. Como resultados, constataram-se coeficientes de *pass-through* incompletos para os diversos setores pesquisados e de -0,626 para setor de extração de petróleo e gás.

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

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

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

econômicas 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.

Quadro 1. Síntese dos estudos empíricos

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)/ setor de refino de petróleo (de -0,2172 a -0,2328)
Fraga <i>et al.</i> (2008)	Brasil	07/1994-12/2004	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (-0,34)
Correa (2012)	Brasil	1995-2005	exportações setoriais	Econometria de series temporais/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompletos para os setores pesquisados e de -0,626 para extração de petróleo e gás
Copetti, Vieira & Coronel (2012)	Brasil e Argentina	03/1999-02/2011	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (-0,11)
Copetti, Vieira & Coronel (2013)	Estados Unidos, Brasil e Argentina	01/2003-01/2012	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> nulo
Souza (2018)	Brasil	01/2002-12/2016	milho e algodão	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ Modelo Estrutural Vetorial de Correção de Erro/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto para o milho (0,419) e preço internacional inelástico (-0,507)/ e <i>pass-through</i> nulo para o algodão
Souza, Raniro e Rosa (2018)	Brasil	01/2012-12/2016	açúcar	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	baixo coeficiente (-0,03) de <i>pass-through</i> cambial para os preços em dólares e alto coeficiente (0,97) para o preço em reais

Fonte. Organização dos autores

Nesta subseção, foram reunidos estudos realizados sobre transmissão de preços e coeficiente de *pass-through* nas exportações

brasileiras a fim de analisar a relação entre a taxa de câmbio e os preços de exportação do Brasil. Os estudos supracitados revelaram que o Brasil apresentou um coeficiente de *pass-through*

incompleto nas exportações (entre zero e -1 ou entre zero e 1) e nulo. A presente pesquisa difere dos estudos citados pelo comparativo do coeficiente de *pass-through* nas exportações do petróleo na análise em subperíodos.

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^* 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 *markup* 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 $\ln(CP/E)$ e $\ln PW$ 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 estacionárias.

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

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

com: $\gamma = -(1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i)$ 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:

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

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

3.2.2 Análise de cointegração

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

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

de vários vetores e não só de um único vetor de cointegração.

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

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

em que: z_t é um vetor ($nx1$), A_i é uma matriz de parâmetros (nxn) e $u_t \sim IID(\mu, \sigma^2)$.

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

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

em que $\Gamma_i = -(\mathbf{I} - A_1 - \dots - A_i)$, ($i = 1, \dots, k-1$) e $\Pi = -(\mathbf{I} - A_1 - \dots - A_k)$. 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:

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

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:

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

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

3.2.3 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 $Q^* > \chi^2_{1-\alpha; q}$, sendo $\chi^2_{1-\alpha; q}$ 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):

$$\hat{u}_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \hat{\rho}_1 \hat{u}_{t-1} + \hat{\rho}_2 \hat{u}_{t-2} + \dots + \hat{\rho}_p \hat{u}_{t-p} + v_t \quad (13)$$

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

3.2.4 Fonte dos dados

Os dados para estimação do modelo apresentado na Equação (4) foram coletados nos seguintes sites: na Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis - ANP (2019), para a variável preço de exportação do petróleo (dividindo o valor total exportado em dólares pela quantidade exportada em Barril Equivalente de

Petróleo - Bep - US\$/Bep), no Instituto de Economia Aplicada - IPEA (2019), para as variáveis custo de produção, utilizado como proxy o Índice de Preços ao Atacado - Disponibilidade Interna - IPA- DI, e taxa de câmbio nominal (em real/ dólar - R\$/US\$); e no WORLD BANK (2019) para a variável preço internacional do Petróleo (petróleo bruto, Reino Unido, Brent 38° API - 38 graus de densidade, em US\$/Bep). O período analisado foi o de novembro/2000 a janeiro/2019, com cotações mensais, totalizando 219 observações. As séries também foram separadas em 2 (dois) subperíodos: 01 - de novembro de 2000 a dezembro de 2011; e 02 - de janeiro de 2012 a janeiro de 2019.

Na Tabela 1, encontra-se um resumo das variáveis estimadas no modelo.

Tabela 1. Variáveis estimadas no modelo e as respectivas siglas

Variável	Sigla
Log preço de exportação do petróleo/ período total	LBRA_P
Log preço de exportação do petróleo/ subperíodo 01	LBRA_P01
Log preço de exportação do petróleo/ subperíodo 02	LBRA_P02
Log custo de produção no Brasil/ período total	LBRA_CP
Log custo de produção no Brasil/ subperíodo 01	LBRA_CP01
Log custo de produção no Brasil/ subperíodo 02	LBRA_CP02
Log taxa de câmbio real/ dólar / período total	LTX_D

Tabela 2. Testes de raiz unitária em nível aplicados nas séries mensais de preços de exportação do petróleo (em US\$/Bep), custo de produção, taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) e preços internacionais do petróleo (US\$/Bep) no período de novembro de 2000 a janeiro de 2019

Séries	Modelo	Teste ADF		Modelo	Teste KPSS	
		Estatística de teste			Estatística de teste	
LBRA_P	constante	-2.346819	ns	constante	0.897110	***
LBRA_P01	constante	-0.916314	ns	constante	1.267389	***
LBRA_P02	constante	-1.533881	ns	constante	0.693128	**
LBRA_CP	constante	-2.067883	ns	constante	1.845130	***
LBRA_CP01	constante	-2.022938	ns	constante	1.311344	***
LBRA_CP02	constante	-1.280881	ns	constante	1.137992	**
LTX_D	constante	-1.409772	ns	constante	0.477122	***
LTX_D01	constante	-1.569497	ns	constante	0.992167	***
LTX_D02	constante	-1.818617	ns	constante	1.000954	***
LINT_P	constante	-2.183586	ns	constante	0.861141	***
LINT_P01	constante	-1.328399	ns	constante	1.251202	***

Log taxa de câmbio real/ dólar / subperíodo 01	LTX_D01
Log taxa de câmbio real/ dólar / subperíodo 02	LTX_D02
Log preço internacional do petróleo/ período total	LINT_P
Log preço internacional do petróleo/ subperíodo 01	LINT_P01
Log preço internacional do petróleo/ subperíodo 02	LINT_P02

Fonte. Organização dos autores

Além disso, o período de análise teve seu início em novembro de 2000 em função da disponibilidade da série de preços de exportação do petróleo. Já a data final está relacionada ao período de coleta dos dados e estimação dos modelos.

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

4. ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

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

LINT_P02	constante	-1.684094	ns	constante	0.701662	**
----------	-----------	-----------	----	-----------	----------	----

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

Fonte. Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

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

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

Tabela 3. Testes de raiz unitária em primeira diferença aplicados nas séries mensais de preços de exportação do petróleo (em US\$/Bep), custo de produção, taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) e preços internacionais do petróleo (US\$/Bep) no período de novembro de 2000 a janeiro de 2019

Séries	Modelo	Teste ADF		Teste KPSS		
		Estatística de teste		Estatística de teste		
LBRA_P	constante	-7.959371	***	constante	0.112184	ns
LBRA_P01	constante	-10.16415	***	constante	0.057303	ns
LBRA_P02	constante	-6.461943	***	constante	0.110916	ns
LBRA_CP	constante	-6.335765	***	constante	0.296785	ns
LBRA_CP01	constante	-4.337640	***	constante	0.279641	ns
LBRA_CP02	constante	-5.058239	***	constante	0.073498	ns
LTX_D	constante	-9.783106	***	constante	0.132651	ns
LTX_D01	constante	-7.397785	***	constante	0.149420	ns
LTX_D02	constante	-6.609097	***	constante	0.128745	ns
LINT_P	constante	-11.58217	***	constante	0.112062	ns
LINT_P01	constante	-9.198808	***	constante	0.053681	ns
LINT_P02	constante	-7.052763	***	constante	0.123116	ns

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

Fonte. Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

4.1 Petróleo - período total - de nov/2000 a jan/2019

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

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.

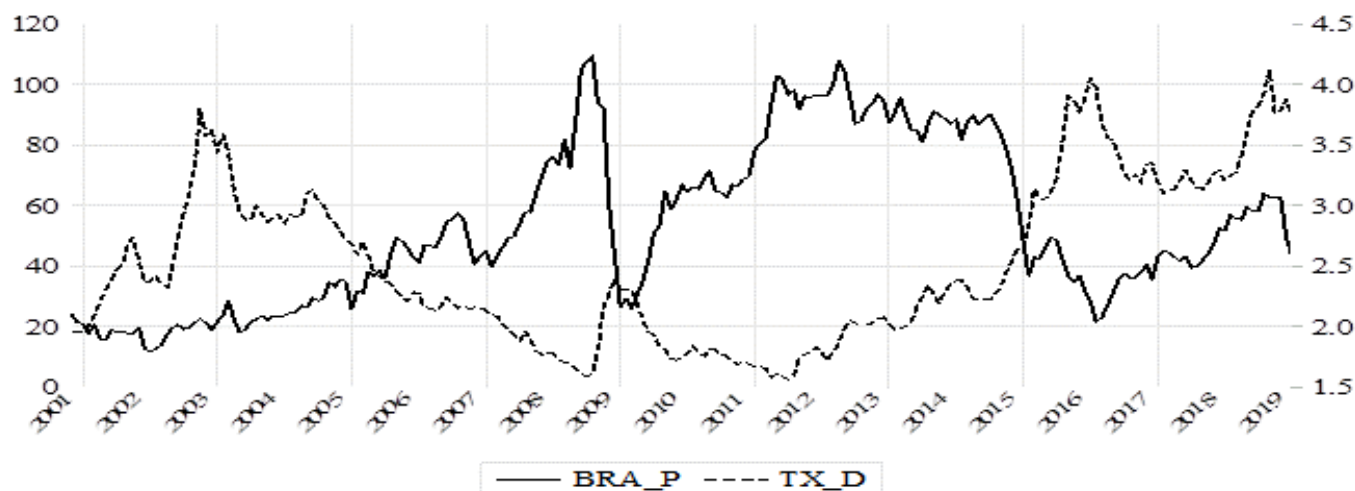


Figura 1. Relação entre preço de exportação do petróleo (em US\$/ Bep) e a taxa de câmbio nominal (R\$/US\$), no período de novembro de 2000 até janeiro de 2019.

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

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

Com base nos dados da Tabela 4, foi possível indicar que o número de defasagens é de 3 (três) a

serem incluídas no VAR, visto que, dos cinco critérios considerados, três indicaram mesmo número de defasagens do VAR auxiliar.

Tabela 4. Critério de defasagem do VAR auxiliar para o petróleo – período total

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
0	109.5357	NA	4.42e-06	-0.977183	-0.914678	-0.951931
1	1633.939	2978.231	3.80e-12	-14.94388	-14.63135	-14.81761
2	1741.058	205.3114	1.64e-12	-15.78757	-15.22502*	-15.56030*
3	1765.186	45.35230*	1.52e-12*	-15.86283*	-15.05026	-15.53455

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

Fonte. Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração, bem como a hipótese alternativa de que há pelo menos um vetor de cointegração, devem ser rejeitadas ao nível de 1% para a estatística do traço e para a

estatística do máximo autovalor (de acordo com os dados da Tabela 5). Além disso, o modelo da equação de cointegração que mais se ajustou ao teste foi o modelo 3 do sumário do teste, com as variáveis em nível com tendência linear e as equações de cointegração com interceptos.

Tabela 5. Teste de cointegração de Johansen para o petróleo – período total

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
R=0	56.38858***	0.0064	36.18685***	0.0031
R≤1	20.20173	0.4093	11.96822	0.5508
R≤2	8.233514	0.4408	5.739914	0.6468
R≤3	2.493600	0.1143	2.493600	0.1143

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

Fonte. Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

coeficientes estimados foram significativos ao nível de 5%

De acordo com a Tabela 6, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), todos os

Tabela 6. Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para petróleo - período total

LBRA_P (-1)	LBRA_CP (-1)	LTX_D (-1)	LINT_P (-1)	C
1,0000	-0.169427***	0.184005**	-0.949807***	0.907520
	(0.06111)	(0.08142)	(0.05046)	-
	[-2.77271]	[2.26002]	[-18.8223]	-

Nota 1. LBRA_P = logaritmo neperiano do preço de exportação do petróleo - período total (US\$/Bep); LBRA_CP = logaritmo neperiano do custo de produção - período total; LTX_D = logaritmo neperiano da taxa de câmbio - período total (R\$/ US\$); LINT_P = logaritmo neperiano do preço internacional do petróleo - período total (US\$/Bep); C = constante.

Nota 2. os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t. Nota 3: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%, ns não significativo.

Fonte. Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

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

$$LBRA_P_t = +0,17 LBRA_CP_t - 0,18 LTX_D_t + 0,95 LINT_P_t - 0,91 \quad (13)$$

De acordo com a Equação (13), verifica-se que o coeficiente de *pass-through* foi incompleto, indicando que a variação da taxa de câmbio (R\$/ US\$) influencia parcialmente o preço de exportação do petróleo brasileiro, ou seja, o aumento de 1% na taxa de câmbio ocasiona uma diminuição de 0,18% no preço de exportação do petróleo.

O estudo de Correa (2012) esboçado na literatura revisada também encontrou um *pass-through* incompleto para o setor extração de petróleo e gás, mas no valor de -0,626, porém seu período de análise foi distinto do da presente pesquisa. Já Tejada e Silva (2008) encontraram um coeficiente de *pass-through* para o setor de refino de petróleo oscilando entre as médias de -0,2172 a -0,2328. Demais estudos revisados sobre o repasse das variações da taxa de câmbio aos preços de exportação brasileiros também corroboraram o resultado de um *pass-through* incompleto (FERREIRA ; SANSÓ, 1999 ; CRUZ JR. ; SILVA, 2004, FRAGA ET AL., 2008 ; COPETTI; VIEIRA E CORONEL, 2012 ; SOUZA; RANIRO; ROSA, 2018 ; SOUZA, 2018).

Ainda, de acordo com a Equação (13), constata-se que o aumento de 1% no custo de

produção brasileiro ocasiona um aumento de 0,17% no preço de exportação do petróleo.

Também foi possível inferir, com base na Equação (13), que o aumento de 1% no preço internacional do petróleo determina um aumento de 0,95% no preço de exportação do petróleo. O resultado encontrado na presente pesquisa sugere um coeficiente inelástico na transmissão de preços e invalida a Lei do Preço Único, que, de acordo com Mundlack e Larson (1992), diz que bens idênticos, em regiões distintas, em livre concorrência de mercado, devem ser vendidos pelo mesmo preço.

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

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 7, até doze defasagens o teste indicou a rejeição da hipótese nula de que a correlação serial é diferente de zero, com 5% de significância. Desta forma, os resultados de diagnóstico do modelo estimado são válidos e apresentam um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 7, até doze defasagens o teste indicou a rejeição da hipótese nula de que a correlação serial é diferente de zero, com 5% de significância. Desta forma, os resultados de diagnóstico do modelo estimado são válidos e apresentam um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

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

Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	1.073526	---	1.078543	---	23.57879	0.0991
2	4.538332	---	4.575882	---	24.60675	0.0771
3	10.96520	---	11.09370	---	25.58485	0.0602
4	23.98126	0.6825	24.35651	0.6626	17.92018	0.3286
5	42.80557	0.5228	43.62902	0.4874	21.19069	0.1713
6	63.40315	0.3573	64.81791	0.3124	22.56288	0.1259
7	77.97752	0.4157	79.88276	0.3581	16.05066	0.4494
8	90.82009	0.5152	93.22167	0.4448	13.84566	0.6102
9	110.0676	0.4266	113.3101	0.3443	20.84946	0.1844
10	130.4543	0.3281	134.6913	0.2412	22.17509	0.1376
11	152.5086	0.2219	157.9348	0.1426	23.21711	0.1081
12	171.4884	0.1876	178.0366	0.1092	20.39551	0.2029

Fonte. Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

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

4.2 Análise do subperíodo 01 - de nov/2000 a dez/2011

Para realização do teste de cointegração, é necessário verificar o número de defasagens para inserir do modelo (Tabela 8).

Tabela 8. Critério de defasagem do VAR auxiliar para o petróleo – subperíodo 01

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
0	162.5607	NA	1.02e-06	-2.439396	-2.351164	-2.403544
1	962.6315	1538.598	5.92e-12	-14.50202	-14.06086	-14.32277
2	1037.432	139.2432	2.40e-12	-15.40664	-14.61255*	-15.08398*
3	1056.576	34.45974*	2.29e-12*	-15.45501*	-14.30800	-14.98894

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

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

Fonte. Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base nos dados da Tabela 8, foi possível indicar que o número de defasagens é de 3 (três) a serem incluídas no VAR, visto que, dos cinco critérios considerados, três indicaram o mesmo número de defasagens do VAR auxiliar.

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 1% (de acordo com os dados da Tabela 9). Além disso, o modelo da equação de cointegração que mais se ajustou ao teste foi o modelo 3 do sumário do teste, com as variáveis em nível com tendência linear e as equações de cointegração com intercepto.

Tabela 9. Teste de cointegração de Johansen para o petróleo – subperíodo 01

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
R=0	55.46797***	0.0082	33.63830***	0.0074
R≤1	21.82968	0.3081	12.48585	0.5005
R≤2	9.343829	0.3345	7.290036	0.4554
R≤3	2.053793	0.1518	2.053793	0.1518

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

Fonte. Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

De acordo com a Tabela 10, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), somente o coeficiente do preço internacional do petróleo foi não significativo, ao nível de 10%, mas os demais

coeficientes estimados foram significativos ao nível de 1%.

Tabela 10. Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o petróleo – subperíodo 01

LBRA_P01 (-1)	LBRA_CP01 (-1)	LTX_D01 (-1)	LINT_P01 (-1)	C
1,0000	-0.442637*** (0.09584) [-4.61863]	0.100187ns (0.09024) [1.11025]	-0.855621*** (0.06694) [-12.7817]	2.212883 - -

Nota 1. LBRA_P01 = logaritmo neperiano do preço de exportação do petróleo – subperíodo 01 (US\$/Bep); LBRA_CP01 = logaritmo neperiano do custo de produção – subperíodo 01; LTX_D01 = logaritmo neperiano da taxa de câmbio – subperíodo 01 (R\$/ US\$); LINT_P01 = logaritmo neperiano do preço internacional do petróleo – subperíodo 01 (US\$/Bep); C = constante. **Nota 2.** Os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t. **Nota 3:** *** significativo a 1%; ** significativo a 5%, ns não significativo.

Fonte. Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

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

$$LBRA_P01_t = +0,44 LBRA_CP01_t + 0,86 LINT_P01_t - 2,21 \quad (14)$$

De acordo com a Equação (14), verifica-se que o coeficiente de *pass-through* foi nulo, indicando que a taxa de câmbio não exerce influência sobre o preço de exportação do petróleo brasileiro no subperíodo 01. Este resultado de um *pass-through* nulo pode ser corroborado pelos estudos de Copetti, Vieira & Coronel (2013), em relação ao grão de soja e Souza (2018) em relação ao algodão.

Uma possível explicação para o coeficiente nulo no subperíodo 01 é que os exportadores optaram por não alterar seu preço em moeda estrangeira devido à instabilidade cambial que caracterizou o subperíodo, que foi percebida como transitória. Para Ferreira & Sanso (1999), o coeficiente de *pass-through* é uma função, dentre outros fatores, da volatilidade da taxa de câmbio

que os exportadores, para preservar suas participações no comércio internacional, e, percebendo a instabilidade do câmbio, optam por manter seus preços em moeda estrangeira invariantes às mudanças cambiais. Por esta razão, aumentos na variabilidade da taxa de câmbio podem ser acompanhadas de uma redução no coeficiente *pass-through*.

Ainda, de acordo com a Equação (14), constata-se que o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona um aumento de 0,44% no preço de exportação do petróleo no subperíodo 01.

Também foi possível inferir, com base na Equação (14), que o aumento de 1% no preço internacional do petróleo determina um aumento de 0,86% no preço de exportação do petróleo no subperíodo 01.

Com a finalidade de diagnóstico do modelo, foram estimados testes de correção serial para os resíduos, cujos resultados encontram-se na Tabela 11.

Tabela 11. Teste de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o petróleo – subperíodo 01

Defasagens	Teste de Portmanteau			Teste LM		
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	1.411170	---	1.422109	---	22.87541	0.1171
2	4.697619	---	4.759909	---	19.37106	0.2499
3	10.48154	---	10.68046	---	24.46599	0.0798
4	21.71681	0.7942	22.27240	0.7685	15.20556	0.5096
5	39.94543	0.6460	41.23017	0.5910	19.93756	0.2230
6	59.68234	0.4873	61.92209	0.4073	21.64561	0.1550
7	79.64742	0.3650	83.02339	0.2720	21.45599	0.1616
8	92.48588	0.4662	96.70372	0.3483	14.03529	0.5961
9	114.5841	0.3141	120.4456	0.1945	24.18490	0.0855
10	130.6169	0.3245	137.8145	0.1871	18.55270	0.2925
11	152.1904	0.2272	161.3822	0.1043	23.72552	0.0957
12	174.4327	0.1486	185.8864	0.0514	24.56882	0.0778

Fonte. Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 11, até doze 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 subperíodo 02 – de jan/2012 a jan/2019

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

Tabela 12. Critério de defasagem do VAR auxiliar para o petróleo – subperíodo 02

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
0	230.8377	NA	4.65e-08	-5.532627	-5.415226	-5.485492
1	702.4863	885.7790	6.94e-13	-16.64601	-16.05900*	-16.41033
2	732.5102	53.45724*	4.94e-13*	-16.98805*	-15.93144	-16.56384*
3	745.0984	21.18503	5.41e-13	-16.90484	-15.37863	-16.29209

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

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

Fonte. Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base nos dados da Tabela 12, foi possível indicar que o número de defasagens é de 2 (duas) a serem incluídas no VAR, visto que, dos

cinco critérios considerados, quatro indicaram mesmo número de defasagens do VAR auxiliar.

Tabela 13. Teste de cointegração de Johansen para o petróleo – subperíodo 02

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
R=0	54.57310**	0.0451	29.31273**	0.0403
R≤1	25.26038	0.3846	17.29521	0.2159
R≤2	7.965160	0.8272	4.579070	0.9217
R≤3	3.386090	0.5111	3.386090	0.5111

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

Fonte. Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

De acordo com a Tabela 14, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), todos os coeficientes estimados foram significativos ao nível de 1%.

Tabela 14. Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o petróleo – subperíodo 02

LBRA_P02 (-1)	LBRA_CP02 (-1)	LTX_D02 (-1)	LINT_P02 (-1)	C
1,0000	-1.010262*** (0.19364) [-5.21725]	0.660123*** (0.12038) [5.48381]	-0.913209*** (0.03894) [-23.4519]	5.698669*** (1.08101) [5.27162]

Nota 1. LBRA_P02 = logaritmo neperiano do preço de exportação do petróleo – subperíodo 02 (US\$/Bep); LBRA_CP02 = logaritmo neperiano do custo de produção – subperíodo 02; LTX_D02 = logaritmo neperiano da taxa de câmbio – subperíodo 02 (R\$/ US\$); LINT_P02 = logaritmo neperiano do preço internacional do petróleo – subperíodo 02 (US\$/Bep); C = constante.

Nota 2. Os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t. Nota 3: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%, ns não significativo.

Fonte. Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

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

$$LBRA_P02_t = +1,01 LBRA_CP02_t - 0,66 LTX_D02_t + 0,91 LINT_P02_t - 5,70 \quad (15)$$

De acordo com a Equação (15), verifica-se que o coeficiente de *pass-through* foi incompleto, indicando que a variação da taxa de câmbio (R\$/ US\$) influencia parcialmente o preço de exportação do petróleo brasileiro, ou seja, o aumento de 1% na taxa de câmbio ocasiona uma diminuição de 0,66% no preço de exportação do petróleo.

O estudo de Correa (2012) esboçado na literatura revisada também encontrou um *pass-through* incompleto para o setor extração de petróleo e gás, mas no valor de -0,626, porém seu período de análise foi distinto do da presente pesquisa. Demais estudos revisados sobre o repasse das variações da taxa de câmbio aos

preços de exportação brasileiros também corroboraram o resultado de um *pass-through* incompleto (FERREIRA ; SANSÓ, 1999 ; CRUZ JR. ; SILVA, 2004, TEJADA ; SILVA, 2008, FRAGA ET AL., 2008 ; COPETTI; VIEIRA E CORONEL, 2012 ; SOUZA; RANIRO; ROSA, 2018 ; SOUZA, 2018).

Ainda, de acordo com a Equação (15), constata-se que o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona um aumento de 1,01% no preço de exportação do petróleo no subperíodo 02.

Também foi possível inferir, com base na Equação (15), que o aumento de 1% no preço internacional do petróleo determina um aumento de 0,91% no preço de exportação do petróleo brasileiro no subperíodo 02.

Com a finalidade de diagnóstico do modelo, foram estimados testes de correção serial para os resíduos, cujos resultados encontram-se na Tabela 15.

Tabela 15. Teste de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o petróleo – subperíodo 02

Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	2.341421	---	2.370327	---	17.55293	0.3507
2	10.73602	---	10.97479	---	18.83374	0.2774
3	16.02982	0.9752	16.46963	0.9698	6.448434	0.9825
4	32.83602	0.9112	34.13768	0.8812	20.02126	0.2193
5	47.45835	0.8978	49.70951	0.8489	14.92534	0.5301
6	54.00973	0.9784	56.77810	0.9594	6.747608	0.9778
7	60.31982	0.9966	63.67714	0.9913	6.482912	0.9820
8	76.45381	0.9924	81.55534	0.9771	17.85393	0.3325

9	90.38151	0.9916	97.20015	0.9690	19.00044	0.2686
10	108.0244	0.9822	117.2935	0.9278	20.71320	0.1898
11	119.5771	0.9884	130.6360	0.9385	12.79878	0.6874
12	135.3126	0.9846	149.0690	0.9057	18.55997	0.2921

Fonte. Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 15, até doze defasagens o teste indicou a rejeição da hipótese nula de que a correlação serial é diferente de zero, com 1% de significância. Desta forma, os resultados de diagnóstico do modelo estimado são válidos e apresentam um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

4. CONCLUSÕES

O trabalho realizou uma investigação da influência da variação da taxa de câmbio nos preços de exportação do petróleo no período total e em dois subperíodos. Nesse tocante, os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação do petróleo foi incompleto com os coeficientes para o período total e o subperíodo 02 de, respectivamente, 0,18 e 0,66. Já o subperíodo 01 apresentou o coeficiente de *pass-through* nulo.

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

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

Entre as limitações do presente trabalho, está o fato de o coeficiente de *pass-through*

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

5. REFERÊNCIAS

ALMEIDA, M. A. S.; SOUZA, G. F. S. Perfil exportador brasileiro entre 2000 e 2009: o Brasil versus China. *Revista Economia Ensaios*, Uberlândia (MG), 28 (1), p. 7-26, Jul./Dez. 2013.

ANP - Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis. Dados Estatísticos. Importações e Exportações. Disponível em: www.anp.gov.br. Acesso em: 01 mar. 2019.

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

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

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

COPETTI, L. S.; VIEIRA, K. M.; CORONEL, D. A. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação da soja em grão: análise dos mercados dos Estados Unidos, do Brasil e da

- Argentina. Revista em Agronegócios e Meio Ambiente, v. 6, n. 3, p. 435-461, set./dez. 2013
- CORREA, A. L. Taxa de câmbio e preços de exportação no Brasil: avaliação empírica dos coeficientes de *pass-through* setoriais. Economia e Sociedade, Campinas, v. 21, n.1 (44), p.61-91, abr. 2012.
- CRUZ JR., J. C.; SILVA, O. M. *Pass-through* da taxa de câmbio nos preços de exportação dos produtos agropecuários brasileiros: 1994-2003. In: Anais do XLII Congresso brasileiro de economia e sociologia rural (SOBER), 2004, Cuiabá-MT.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. Journal of the American Statistical Association, v.74, n.366, p.427-431, 1979.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. Econometrica, v.49, p.1057-1073, 1981.
- ENDERS, W. Applied Econometric Time Series. Nova York: John Wiley & Sons, 1995.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. Econometrica, Chicago, v.55, n.2, p. 251-276, 1987
- FERREIRA, A.; SANZO, A. Exchange rate pass-through: the case of Brazilian exports of manufactures. In: World Congress Of The International Economic Association, 2, Buenos Aires, ago. 1999.
- FRAGA, G. J. et al. O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação de soja. Revista Análise Econômica, Porto Alegre, n. 49, p. 193-210, 2008.
- GODFREY, L. G. Testing for higher order serial correlation in regression equations when the regressors include lagged dependent variables. Econometrica, 1978.
- GREENE, W. H. Econometrics Analysis. 6.ed. New Jersey: Pearson Education, 2008.
- HAMILTON, J. D. Time series analysis. New Jersey: Princeton University Press, 1994.
- HARRIS, R.I.D. Using cointegration analysis in econometric modelling. London: Prentice-Hall-Harvester Wheatsheaf,1995.
- IPEA - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: 14 jan. 2019.
- ITC - International Trade Centre. Trade Map. Disponível em: <https://www.trademap.org>. Acesso em: 01 mar. 2019.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. Journal of Economic Dynamic and Control, v.12, p.231-254,1988.
- MARTINS, R. M.; VERÍSSIMO, M. P. Exportações brasileiras de petróleo e a especialização da economia em bens intensivos em recursos naturais no período 2000-2012. Perspectiva Econômica, vol. 9, N. 2, p. 115-130, jul/dez 2013.