

Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação brasileiros do minério de ferro: um estudo comparativo do dólar e do euro¹

Transmission of exchange rate variation for brazilian export prices of iron ore: a comparative study of dollar and euro

Transmisión de la variación del tipo de cambio a los precios de exportación brasileña de mineral de hierro: un estudio comparativo del dólar y el euro

Recebido: 17/12/2020 | Revisado: 18/12/2020 | Aceito: 20/12/2020 | Publicado: 26/12/2020

Leonardo Sangoi Copetti

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

Universidade Federal de Santa Maria, Brasil

E-mail: leonardocopetti@hotmail.com

Daniel Arruda Coronel

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

Universidade Federal de Santa Maria, Brasil

E-mail: daniel.coronel@uol.com.br

Resumo

O objetivo deste trabalho consistiu no exame da relação entre variações cambiais e os preços de exportação brasileiros do minério de ferro, relação definida como o *pass-through* da taxa de câmbio, tendo como referência o período de janeiro de 2000 a abril de 2019. Para tanto, estimaram-se dois modelos: em dólar e em euro. Os dados foram coletados nos *sites* do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior – MDIC, Instituto de Economia Aplicada – IPEA e no MARKET INDEX. Neste sentido, usaram-se os instrumentais de séries temporais, especialmente do Modelo Vetor de Correção de Erros. Os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação do minério de ferro ocorreu de forma incompleta, com os coeficientes para dólar e euro de, respectivamente, 0,84 e 0,77, representando que depreciações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, uma vez que reduzem parcialmente os preços de exportação.

Palavras-chave: Minério de ferro; Preços de exportação; *Pass-Through*.

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

Abstract

The objective of this work consisted of the examination of the relation between exchange rate variations and the Brazilian export prices of iron ore, relation defined as the pass-through of the exchange rate, having as reference the period from January, 2000 to April, 2019. For this, we estimated two models: in dollar and in euro. The data were collected in the sites of Ministry of Development, Industry and Foreign Trade (MDIC), Institute of Applied Economics (IPEA) and in the MARKET INDEX. In this sense, we made use of timeseries instrumentals, especially the Error Correction Vector Model. The results found provided indications that the pass-through degree of exchange rate for the export prices of iron ore occurred in an incomplete form, with the coefficients for dollar and euro of, respectively, 0.84 and 0.77, representing that depreciations of exchange rate do not translate themselves into significant gains of competitiveness, since that they reduce partially the export prices.

Keywords: Iron ore; Export Prices; Pass-Through.

Resumen

El objetivo de este estudio fue examinar la relación entre las variaciones del tipo de cambio y los precios de exportación brasileños del mineral de hierro, relación definida como el traspaso del tipo de cambio, teniendo como referencia el período de enero de 2000 a abril de 2019. Para ello, se estimaron dos modelos: dólar y euro. Los datos fueron recolectados en los sitios web del Ministerio de Fomento, Industria y Comercio Exterior - MDIC, Instituto de Economía Aplicada - IPEA y MARKET INDEX. En este sentido, se utilizaron instrumentos de series de tiempo, especialmente el Modelo de Vector de Corrección de Errores. Los resultados encontrados arrojaron indicios de que el grado de traspaso del tipo de cambio de los precios de exportación del mineral de hierro se produjo de forma incompleta, con coeficientes para dólar y euro de, respectivamente, 0,84 y 0,77. lo que representa que las depreciaciones del tipo de cambio no se traducen en ganancias significativas de competitividad, ya que reducen parcialmente los precios de exportación.

Palabras clave: Mineral de hierro; Precios de Exportación; Pass-Through.

1. Introdução

Segundo o *International Trade Centre* - ITC (2019), o Brasil é o segundo maior exportador mundial do minério de ferro, visto que, no ano de 2018, o total exportado foi de

390 milhões de toneladas, o que representou 24,38% das exportações mundiais, que foram de 1,6 bilhões de toneladas.

Além disso, segundo dados do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC, 2019), o total do minério de ferro exportado pelo Brasil, em 2018, foi de US\$ 20,22 bilhões, o que representou 8,43% das exportações totais do país. Em comparação com o ano de 2000, houve um incremento de 563% do faturamento das exportações desta *commodity*, sendo que as exportações neste ano foram de US\$ 3,05 bilhões.

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

Conforme dados do ITC (2019), os três maiores exportadores mundiais do minério de ferro, em 2018, foram, respectivamente, Austrália, com 842 milhões de toneladas (52,63%); Brasil, com 390 milhões de toneladas (24,38%) e África do Sul, com 63 milhões de toneladas (3,94%). Por outro lado, os três maiores importadores mundiais de minério de ferro foram, respectivamente, China, com 1,06 bilhões de toneladas (68,39%); Japão, com 124 milhões de toneladas (8%) e Coreia do Sul, com 73 milhões de toneladas (4,71%). Além disso, segundo a World Trade Organization – WTO (2019), esses três maiores importadores não aplicam taxas de importação à *commodity*.

Diante deste contexto, o problema de pesquisa deste trabalho é responder à seguinte questão: existe diferença entre o grau de *pass-through* para os preços de exportação brasileiros do minério de ferro entre as taxas de câmbio real/ dólar e real/ euro, no período compreendido entre 01/2000 a 04/2019?

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

Pais, Gomes e Coronel (2012) analisaram a competitividade das exportações brasileiras de minério ferro, no período de 2000 a 2008. Para tanto, os autores utilizaram o Índice de Orientação Regional (IOR), o Índice de Vantagem Comparativa Revelada (VCR) e o modelo *Constant Market Share* (CMS). Como resultados, o IOR indicou que as exportações brasileiras estão direcionadas para a China. O IVCR mostrou competitividade brasileira nas exportações da *commodity*. Já o modelo CMS apresentou que o efeito que mais contribuiu

para o aumento das exportações do mineral foi o crescimento do comércio mundial, em todo período analisado, e o efeito competitividade foi positivo nos subperíodos de 2003 a 2005 e de 2006 a 2008.

Ainda nesta perspectiva, Lopes *et al.* (2014) realizaram pesquisa sobre o comportamento do mercado exportador brasileiro do minério de ferro e as exportações para a China utilizando o IOR e o IVCR, no período de 1999 a 2012. Como resultados, constataram que o país demonstrou ser competitivo nas exportações do minério de ferro, apesar de estar reduzindo a competitividade, e as exportações do produto estão orientadas para a China.

Já Pereira, Fernandes e Pena (2017) investigaram a inserção externa do Brasil em relação ao desempenho da atividade exportadora no setor de minérios de ferro e seus concentrados utilizando a matriz de competitividade, nos anos de 2015 e 2016. Como resultados, os autores constataram que as exportações brasileiras de minério de ferro não foram competitivas, pois o setor apresentou participação reduzida, mesmo com o crescimento da demanda mundial pelo produto. Não obstante a isso, percebe-se que há ainda poucos estudos envolvendo competitividade do minério de ferro brasileiro e coeficiente de *pass-through*, para o que a presente pesquisa vem contribuir.

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

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

2. Transmissão de Preços e Coeficiente de *Pass-Through* no Mercado Brasileiro

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

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

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

Tejada e Silva (2008) analisaram a relação entre as variações da taxa de câmbio e os preços das exportações dos principais produtos exportados pelo Brasil, com dados trimestrais, de janeiro de 1980 a janeiro de 2004. Os setores pesquisados e as respectivas participações no ano de 2004, foram Peças e Outros Veículos (10,29%), Siderurgia (7,11%), Extrativa Mineral (8,41%), Máquinas e Tratores - MAQ (5,33%), Veículos Automotores (5,05%), Óleos Vegetais (4,96%), Refino de Petróleo (4,55%), Madeira e Mobiliário (4,14%), Beneficiamento de Produtos Vegetais (3,22%), Metalurgia de Não Ferrosos (3,16%), Celulose Papel e Gráfica (3,06%), Material Elétrico (2,34%), Elementos Químicos (2,15%), e Equipamentos Eletrônicos (2,10%). Para estimar o coeficiente de *pass-through*, os autores utilizaram-se o filtro de *Kalman*, gerando um coeficiente variável ao longo do tempo. Como resultados da pesquisa, os setores pesquisados apresentaram um coeficiente de *pass-through* incompleto e para o setor de extrativa mineral um valor médio oscilando entre -0,1730 a -0,1908, ou seja, a variação da taxa de câmbio afeta parcialmente os preços de exportação.

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

Correa (2012) analisou o impacto das variações cambiais sobre as exportações de 26 setores da economia brasileira, no período de 1995 a 2005. Os setores pesquisados foram extrativa mineral, extração de petróleo e gás, minerais não metálicos, siderurgia, metalurgia dos não ferrosos, outros produtos metalúrgicos, fabricação de máquinas e tratores, material elétrico, equipamentos eletrônicos, automóveis, outros veículos e peças, madeira e mobiliário, papel e gráfica, indústria da borracha, elementos químicos não petroquímicos, refino de petróleo e petroquímica, fabricação de produtos químicos diversos, indústria têxtil, fabricação de artigos de couro e calçados, indústria do café, beneficiamento de produtos vegetais, abate de animais, indústria do açúcar, fabricação de gorduras e óleos vegetais, outros produtos alimentares e bebidas, e Indústrias diversas. As variáveis utilizadas no modelo econométrico foram o preço das exportações brasileiras de 26 setores classificados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE, a taxa de câmbio nominal, o custo doméstico utilizando uma metodologia para custo setorial, o preço das exportações concorrentes internacionais correspondendo ao índice de preços das importações norte-americanas e o grau de utilização da capacidade instalada calculada pela Fundação Getúlio Vargas – FGV. Como resultados, o autor apresentou coeficientes de *pass-through* incompletos para os diversos setores pesquisados e para o setor de extrativa mineral o valor de -0,737.

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

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

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

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

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

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	3° trim./ 1994-2° trim./ 2003	produtos agropecuários	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (-0,53)
Tejada e Silva (2008)	Brasil	01/1980-01/2004	exportações setoriais / extrativa mineral	filtro de Kalman/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto para diversos setores e para o setor de extrativa mineral um valor médio entre -0,1730 a -0,1908

Fraga <i>et al.</i> (2008)	Brasil	07/1994-12/2004	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (-0,34)
Correa (2012)	Brasil	1995-2005	exportações setoriais / extrativa mineral	Econometria de series temporais/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompletos para os setores pesquisados e de -0,737 para o setor extrativo mineral
Copetti, Vieira & Coronel (2012)	Brasil e Argentina	03/1999-02/2011	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (-0,11)
Souza (2018)	Brasil	01/2002-12/2016	milho e algodão	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ Modelo Estrutural Vetorial de Correção de Erro/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto para o milho e nulo para o algodão
Souza, 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

Fonte: Autores.

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

Os estudos supracitados revelaram que o Brasil apresentou um coeficiente de *pass-through* incompleto e nulo nas exportações. A presente pesquisa difere dos estudos citados pelo comparativo do coeficiente de *pass-through* nas exportações do minério de ferro em dólar e em euro.

3. Metodologia

A presente pesquisa é caracterizada como quantitativa e explicativa (Pereira et al., 2018). Como fontes de dados secundários foram utilizados os dados coletados nos seguintes sites: Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior – MDIC (2020), no Instituto de Economia Aplicada – IPEA (2020) e no MARKET INDEX (2019).

3.1 Modelo analítico

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

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

em que; P^*X : o preço de exportação em moeda estrangeira; (CP/E) é custo de produção, medido em moeda estrangeira; E é a taxa de câmbio nominal; e 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:

$$\phi_2$$

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

3.2 Procedimentos 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 estacionárias².

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).

² Um processo estocástico é estacionário quando a sua média e a sua variância são constantes ao longo do tempo e quando o valor da covariância entre dois períodos de tempo depende apenas da distância, do intervalo ou da defasagem entre os períodos de tempo, e não do próprio tempo em que a covariância é calculada. Em notação matemática, as propriedades do processo estocástico estacionário podem ser representadas por: (Média) $E(Y_t) = \mu$, (Variância) $\text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$ e (Covariância) $\gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)]$. Um processo estocástico com as propriedades descritas anteriormente é conhecido, na literatura de séries temporais, como processo fracamente estacionário, ou estacionário em covariância, ou estacionário de segunda ordem, ou estacionário em sentido amplo. Um processo estocástico é fortemente estacionário quando todos os momentos de sua distribuição não variam ao longo do tempo (Bueno, 2008.)

O 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 analisada³. 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

³ Engle e Granger (1987) mostram que, se todas as séries de interesse possuem a mesma ordem de integração $I(d)$ e existir um vetor 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 $X_t \sim CI(d, b)$.

sentido da variável dependente para a variável explicativa). Esse procedimento utiliza Máxima Verossimilhança para estimar os vetores de cointegração e permite testar e estimar a presença de vários vetores e não só de um único vetor de cointegração.

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

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

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

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

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

em que: $\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i)$, ($i = 1, \dots, k-1$) e $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$. Da forma como especificado, o sistema contém informações de curto e longo prazo a mudanças de z_t , via estimativas de $\hat{\Gamma}_i$ e $\hat{\Pi}$, respectivamente, onde $\Pi = \alpha\beta'$, com 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, $Q = T * \sum_{k=1}^q \rho_k^2$ 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 Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior – MDIC (2019), para a variável preço de exportação do minério de ferro (dividindo o valor total em dólares pela quantidade em quilogramas e transformando em dólares por toneladas – US\$/ toneladas e em euro por toneladas - €/ toneladas); no Instituto de Economia Aplicada – IPEA (2019), para as variáveis custo de produção, utilizado como *proxy* o Índice de Preços ao Atacado – Disponibilidade Interna – IPA- DI, as taxas de câmbio nominal (em real/ dólar - R\$/US\$ e em real/ euro - R\$/€); e no MARKET INDEX (2019) para a variável preço internacional do minério de ferro (preço *Cost and Freight* – CFR, porto de Tianjin/ China, em dólares por toneladas – US\$/

toneladas e transformado em euro por toneladas - €/ toneladas). O período analisado foi o de janeiro de 2000 a abril de 2019, com cotações mensais, totalizando 232 observações. Na Tabela 1, encontra-se um resumo das variáveis estimadas no modelo.

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

Variável	Sigla
Log preço de exportação do minério de ferro em dólar	LBRA_MFD
Log preço de exportação do minério de ferro em euro	LBRA_MFE
Log custo de produção no Brasil	LBRA_CP
Log taxa de câmbio Real/ Dólar	LTX_D
Log taxa de câmbio Real/ Euro	LTX_E
Log preço internacional do minério de ferro em dólar	LINT_MFD
Log preço internacional do minério de ferro em euro	LINT_MFE

Fonte: Autores.

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

4. Análise e Discussão dos Resultados

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

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

Séries	Modelo	Teste ADF		Modelo	Teste KPSS	
		Estatística de teste			Estatística de teste	
LBRA_MFD	constante	-1.700170	ns	constante	1.134777	***
LBRA_MFE	constante	-1.937379	ns	constante	1.162108	***
LBRA_CP	constante	-1.861855	ns	constante	1.934630	***
LTX_D	constante	-1.361588	ns	constante	0.509203	**
LTX_E	constante	-1.898897	ns	constante	0.740949	***
LINT_MFD	constante	-1.328674	ns	constante	1.434925	***
LINT_MFE	constante	-1.234263	ns	constante	1.499439	***

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

Fonte: Autores, com base nos dados da pesquisa

Pela análise da Tabela 2, observa-se que todas as séries não foram estacionárias em nível, com 5% de significância, para os testes ADF e KPSS, ou seja, sua média, a variância ou

ambas variam com o tempo. Por outro lado, os resultados da Tabela 3 indicam que, em ambos os testes, efetuada a primeira diferença, as séries foram estacionárias, com 1% de significância.

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

Séries	Teste ADF			Teste KPSS		
	Modelo	Estatística de teste		Modelo	Estatística de teste	
LBRA_MFD	constante	-11.72816	***	constante	0.119594	ns
LBRA_MFE	constante	-11.37725	***	constante	0.065095	ns
LBRA_CP	constante	-6.648266	***	constante	0.303036	ns
LTX_D	constante	-10.13378	***	constante	0.129764	ns
LTX_E	constante	-11.49282	***	constante	0.089330	ns
LINT_MFD	constante	-12.92380	***	constante	0.251217	ns
LINT_MFE	constante	-11.67509	***	constante	0.174699	ns

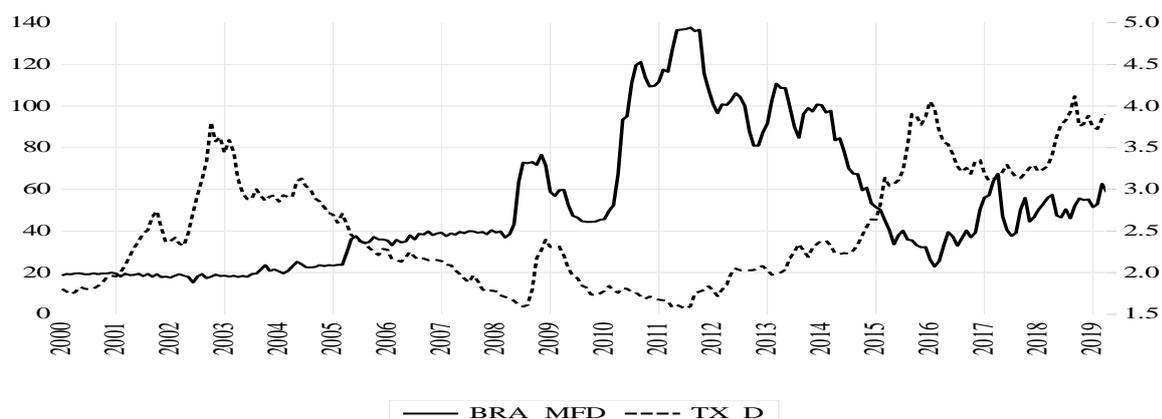
Nota 1: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%; ns não significativo
Fonte: Autores, com base nos dados da pesquisa.

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

4.1 Minério de ferro em dólar

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

Figura 1 - Relação entre preço de exportação do minério de ferro (em US\$/ toneladas) e a taxa de câmbio nominal (R\$/US\$), no período de janeiro de 2000 a abril de 2019.



Fonte: Autores, a partir de MDIC (2019) e IPEA (2019).

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

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

Tabela 4 - Critério de defasagem do VAR auxiliar para o minério de ferro em dólar.

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
1	1661.991	NA	8.08e-12	-14.18958	-13.95187	-14.09371
2	1783.096	233.8572*	3.27e-12*	-15.09565*	-14.62024*	-14.90392*
3	1790.984	14.96103	3.50e-12	-15.02573	-14.31261	-14.73813
4	1803.002	22.37872	3.63e-12	-14.99140	-14.04058	-14.60794

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

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

Fonte: Autores, com base nos dados da pesquisa.

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

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 5% para a estatística do traço e para a estatística do máximo autovalor (de acordo com os dados da Tabela 5), bem como a hipótese alternativa de que há até um vetor de cointegração para a estatística do máximo autovalor. Além disso, o modelo da equação de cointegração que mais se ajustou ao teste foi o

modelo 1 do sumário do teste, com as variáveis em nível sem tendência determinística e as equações de cointegração sem interceptos.

Tabela 5 – Teste de cointegração de Johansen para o minério de ferro em dólar.

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
R=0	49.93837***	0.0039	26.79910**	0.0215
R≤1	23.13927	0.0690	19.35694**	0.0289
R≤2	3.782338	0.7420	2.861228	0.8089
R≤3	0.921110	0.3903	0.921110	0.3903

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

Fonte: Autores, com base nos dados da pesquisa

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

Tabela 6 - Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o minério de ferro em dólar.

LBRA_MFD (-1)	LBRA_CP (-1)	LTX_D (-1)	LINT_MFD (-1)
1,0000	-0.489820***	0.844034***	-0.408737***
	(0.05628)	(0.16055)	(0.05937)
	[-8.70373]	[5.25703]	[-6.88507]

Nota 1: LBRA_MFD = logaritmo *neperiano* do preço de exportação do minério de ferro em dólar (US\$/toneladas); LBRA_CP = logaritmo *neperiano* do custo de produção; LTX_D = logaritmo *neperiano* da taxa de câmbio (R\$/ US\$); LINT_MFD = logaritmo *neperiano* do preço internacional do minério de ferro em dólar (US\$/toneladas). Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t. Nota 3: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%, ns não significativo.

Fonte: Autores, com base nos dados da pesquisa

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

$$LBRA_MFD_t = + 0,49 LBRA_CP_t - 0,84 LTX_D_t + 0,41 LINT_MFD_t \quad (13)$$

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 minério de ferro brasileiro cotado em dólar, ou seja, o aumento de 1% na taxa de câmbio ocasiona uma redução de 0,84% no preço de exportação do minério de ferro em dólar. Os estudos de Tejada e Silva (2008) e de Correa (2012) também encontraram coeficientes de *pass-through* incompletos para o setor de extrativa mineral. Demais estudos

revisados sobre o repasse das variações da taxa de câmbio aos preços de exportação brasileiros também corroboraram o resultado de um *pass-through* incompleto (Ferreira ; Sanso , 1999 ; Cruz Jr. ; Silva, 2004, Fraga et al, 2008 , Copetti ; Vieira ; Coronel , 2012 ; Souza; Raniro; Rosa, 2018 e Souza, 2018).

Ainda, de acordo com a Equação (13), o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona um aumento de 0,49% no preço de exportação do minério de ferro em dólar.

Também foi possível inferir, com base na Equação (13), que o aumento de 1% no preço internacional do minério de ferro em dólar determina um aumento de 0,41% no preço de exportação do minério de ferro em dólar.

O resultado encontrado na presente pesquisa sugere um coeficiente inelástico na transmissão do preço internacional ao preço de exportação brasileiro e invalida a Lei do Preço Único, que, de acordo com Mundlack e Larson (1992), diz que bens idênticos, em regiões distintas, em livre concorrência de mercado, devem ser vendidos pelo mesmo preço.

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

Tabela 7 - Testes de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o minério de ferro em dólar.

Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	1.281138	---	1.286684	---	20.69924	0.1904
2	13.51661	---	13.62855	---	26.19684	0.0513
3	29.41583	0.3917	29.73606	0.3759	22.11155	0.1396
4	48.26601	0.3045	48.91694	0.2822	23.26996	0.1067
5	64.37389	0.3262	65.37962	0.2954	18.50442	0.2952
6	79.10699	0.3811	80.50386	0.3401	14.93735	0.5292
7	86.87641	0.6314	88.51500	0.5835	6.304727	0.9845
8	108.5799	0.4662	110.9936	0.4024	23.18724	0.1088
9	123.8606	0.4866	126.8911	0.4112	17.40455	0.3599
10	138.7509	0.5140	142.4520	0.4264	15.21132	0.5092
11	161.1613	0.3720	165.9779	0.2773	23.05872	0.1122
12	181.8300	0.2891	187.7740	0.1945	21.66622	0.1543

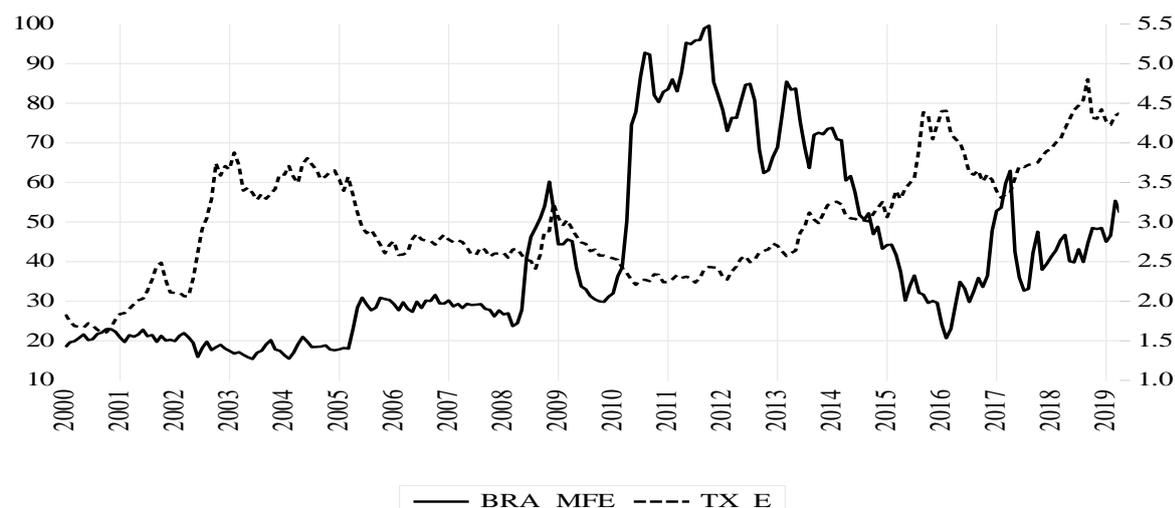
Fonte: Autores, com base nos dados da pesquisa

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

4.2 Minério de ferro em euro

Na Figura 2, é possível identificar a evolução do preço de exportação do grão de soja (em € /toneladas) e a taxa de câmbio nominal (R\$/€) de janeiro de 2000 até abril de 2019.

Figura 2 – Relação entre o preço de exportação do minério de ferro (em € /toneladas) e a taxa de câmbio nominal (Real/ Euro - R\$/€), no período de janeiro de 2000 a abril de 2019.



Fonte: Autores, a partir de MDIC (2019) e IPEA (2019).

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

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

Tabela 8 - Critério de defasagem do VAR auxiliar para o minério de ferro em euro.

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
1	1646.152	NA	9.27e-12	-14.05303	-13.81533	-13.95717
2	1766.672	232.7279*	3.76e-12*	-14.95407*	-14.47865*	-14.76234*
3	1775.137	16.05543	4.02e-12	-14.88912	-14.17600	-14.60152
4	1787.552	23.11654	4.15e-12	-14.85821	-13.90738	-14.47475

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

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

Fonte: Autores, com base nos dados da pesquisa.

Com base nos dados da Tabela 8, foi possível indicar que o número de defasagens é de 2 (duas) a serem incluídas no VAR, visto que, dos cinco critérios considerados, todos indicaram mesmo número de defasagens do VAR auxiliar.

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 5% para a estatística do traço e para a estatística do máximo autovalor (de acordo com os dados da Tabela 9), bem como a hipótese alternativa de que há até um vetor de cointegração para a estatística do máximo autovalor. Além disso, o modelo da equação de cointegração que mais se ajustou ao teste foi o modelo 1 do sumário do teste, com as variáveis em nível sem tendência determinística e as equações de cointegração sem interceptos.

Tabela 9 – Teste de cointegração de Johansen para o minério de ferro em euro.

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
R=0	51.60203***	0.0024	27.89072**	0.0149
R≤1	23.71131	0.0588	19.33493**	0.0291
R≤2	4.376381	0.6565	3.567833	0.6977
R≤3	0.808548	0.4248	0.808548	0.4248

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

Fonte: Autores, com base nos dados da pesquisa.

De acordo com a Tabela 10, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), todos os coeficientes estimados foram significativos ao nível de 1%.

Tabela 10 - Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o minério de ferro em euro.

LBRA_MFE (-1)	LBRA_CP (-1)	LTX_E (-1)	LINT_MF (-1)
1,0000	-0.475615***	0.774864***	-0.433396***
	(0.05434)	(0.16709)	(0.05771)
	[-8.75201]	[4.63754]	[-7.50989]

Nota 1: LBRA_MFE = logaritmo *neperiano* do preço de exportação do minério de ferro em euro (em €/toneladas); LBRA_CP = logaritmo *neperiano* do custo de produção; LTX_E = logaritmo *neperiano* da taxa de câmbio (R\$/ €); LINT_MFE = logaritmo *neperiano* do preço internacional do minério de ferro em euro (€/toneladas). Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t. Nota 3: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%, ns não significativo.

Fonte: Autores, com base nos dados da pesquisa.

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

$$LBRA_MFE_t = + 0,48 LBRA_CP_t - 0,77 LTX_E_t + 0,43 LINT_MFE_t \quad (14)$$

De acordo com a Equação (14), verifica-se que o coeficiente de *pass-through* foi incompleto, indicando que a variação da taxa de câmbio influencia parcialmente o preço de exportação do minério de ferro em euro, ou seja, o aumento de 1% na taxa de câmbio (R\$/ €) ocasiona uma redução de 0,77% no preço de exportação do minério de ferro em euro. O resultado de *pass-through* incompleto também foi encontrado em diversos estudos sobre as exportações brasileiras e setor extrativo mineral já citados anteriormente, corroborando com a presente pesquisa (FERREIRA; SANZO, 1999 ; CRUZ JR.; SILVA, 2004 ; TEJADA ; SILVA, 2008; FRAGA *et al.*, 2008; CORREA, 2012; COPETTI, VIEIRA ; CORONEL, 2012; SOUZA, RANIRO ; ROSA, 2018; E SOUZA, 2018).

Ainda, de acordo com a Equação (14), o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona um aumento de 0,48% no preço de exportação do minério de ferro em euro.

Também foi possível inferir, com base na Equação (14), que o aumento de 1% no preço internacional do minério de ferro em euro determina um aumento de 0,43% no preço de exportação do minério de ferro em euro brasileiro.

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

Tabela 11 - Teste de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o minério de ferro em euro.

Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	1.222633	---	1.227926	---	23.06604	0.1120
2	11.38714	---	11.48082	---	23.37609	0.1040
3	28.92497	0.4163	29.24840	0.4000	22.91716	0.1160
4	47.28005	0.3402	47.92550	0.3166	21.85292	0.1480
5	61.66357	0.4163	62.62584	0.3832	16.84518	0.3957
6	69.91989	0.6745	71.10136	0.6375	8.395944	0.9362
7	78.26846	0.8456	79.70966	0.8160	7.003333	0.9732
8	99.05794	0.7192	101.2416	0.6643	21.84279	0.1483
9	115.8502	0.6868	118.7115	0.6172	18.38034	0.3021
10	129.3590	0.7300	132.8289	0.6540	14.42004	0.5675
11	150.5949	0.6071	155.1218	0.5048	21.16580	0.1722
12	171.5829	0.4946	177.2545	0.3759	21.66188	0.1544

Fonte: Autores, com base nos dados da pesquisa

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

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

5. Conclusões

O trabalho realizou uma investigação da influência da variação da taxa de câmbio aos preços de exportação do minério de ferro em dólar e em euro. Nesse tocante, os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de *pass-through* da taxa de câmbio (em R\$/US\$ e em R\$/€) para os preços de exportação do minério de ferro foi incompleto com os coeficientes para dólar e euro de, respectivamente, 0,84 e 0,77.

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

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

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

Referências

Box, G. E. P. & Pierce, D. A. (1970). Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Time Series Models. *Journal of the American Statistical Association*, 65 (332), 1509-1526.

Breusch, T. S. (1978) Testing for autocorrelation in dynamic linear models. Australian Economic Papers, Wiley Blackwell, vol. 17(31), 334-355.

Bueno, R. D. L. D. (2008) Econometria de séries temporais. São Paulo: Cengage Learning.

Copetti, L. S., Vieira, K. M. & Coronel, D. A. (2012). Transmissão das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação da soja no Brasil e na Argentina. Custos e Agronegócios Online, Recife, 8 (3), 113-132.

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

IPEA. (2020). Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Recuperado de <http://www.ipeadata.gov.br>

ITC. (2020). International Trade Centre. Trade Map. Recuperado de <https://www.trademap.org/>

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

Kwiatkowski, D. et al. (1992) Testing the alternative of stationary against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*. 54 (1), 159-178.

Lopes, M. M. et al. (2014). Análise da competitividade das exportações brasileiras de soja em grão e de minério de ferro para a china (1999-2012). *Revista de Administração, Contabilidade e Economia da FUNDACE – RACE*, Ribeirão Preto, SP, 5 (1), 1-11.

MARKET INDEX. (2019). Iron ore. Recuperado de <https://www.marketindex.com.au/iron-ore>

Mdic. (2019). Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. Balança Comercial. Recuperado de <http://www.mdic.gov.br/index.php/balanca-comercial>

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

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

Pais, P. S. M., Gomes, M. F. M. G., Coronel, D. A. (2012). Análise da competitividade das exportações brasileiras de minério de ferro, de 2000 a 2008. *RAM, Rev. Adm. Mackenzie*, 13 (4), 121-145.

Pereira, F. A. C., Fernandes, E. F. R., Pena, H. W. A. (2017). Análise do desempenho das exportações brasileiras no setor de minérios de ferro e seus concentrados na dinâmica do comércio exterior por meio da matriz competitividade, 2015-2016. *Observatório de La Economia Latinoamericana*. Setembro de 2017, 1-16.

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

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

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

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

Porcentagem de contribuição de cada autor no manuscrito

Leonardo Sangoi Copetti – 50%

Daniel Arruda Coronel – 50%