

TRANSMISSÃO DA VARIAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PREÇOS DE EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS DA CARNE BOVINA E DA CARNE DE FRANGO (1997-2019)

TRANSMISSION OF EXCHANGE RATE VARIATION FOR THE BRAZILIAN EXPORT PRICES OF BEEF AND CHICKEN MEAT (1997-2019)

TRANSMISIÓN DE LA VARIACIÓN DA TAXA DE CAMBIO PARA LOS PRECIOS DE EXPORTACIÓN DE CARNE DE POLLO Y CARNE BOVINA BRASILEÑA (1997-2019)

Leonardo Sangoi Copetti, MSc
leonardocopetti@hotmail.com

Daniel Arruda Coronel, Dr.
Universidade Federal de Santa Maria/Brazil
daniel.coronel@uol.com.br

Adriano Mendonça Souza, Dr.
Universidade Federal de Santa Maria/Brazil
amsouza.sm@gmail.com

RESUMO

O objetivo deste trabalho consistiu no exame da relação entre variações cambiais nos preços de exportações brasileiras da carne bovina e de frango, relação definida como o *pass-through* da taxa de câmbio, tendo como referência o período de julho de 1997 a março de 2019. Os dados foram coletados nos *sites* do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – CEPEA, no Instituto de Economia Aplicada – IPEA, no WORLD BANK, e no *Bureau of Labor Statistics* – BLS. 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 da carne bovina ocorreu de forma completa, representando competitividade. Já para a carne de frango, o coeficiente de *pass-through* foi incompleto, representando que depreciações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos expressivos de competitividade, dado que reduzem parcialmente os preços de exportação.

Palavras-chave: Carne bovina; Carne de Frango; Preços de exportação; *Pass-Through*.

ABSTRACT

The objective of this work consisted of examining the relation between exchange rates in the Brazilian export prices of beef and chicken meat, relation defined as the *pass-through* of the exchange rate, having as reference the period from July, 1997 to March, 2019. The data were collected from the sites of Center for Advanced Studies in Applied Economics – CEPEA, the Institute of Applied Economics - IPEA, in WORLD BANK, and in the Bureau of Labor Statistics – BLS. In this sense, time series instrumentals were used, especially the Error Correction Vector Model. The results found indicated that the *pass-through* degree of the exchange rate for the export prices of beef occurred in a complete way, representing competitiveness. Yet, for chicken meat, the *pass-through* coefficient was incomplete, representing that the exchange rate depreciations do not translate themselves into significant gains in competitiveness, once that they reduce partially the export prices.

Keywords: Beef; Chicken Meat; Export prices; *Pass-Through*.

RESUMEN

El objetivo dese trabajo fue examinar la relación entre las variaciones del tipo de cambio de los precios de exportación brasileños de carne bovina y pollo, definida como *pass-through* da taxa de câmbio, con referencia al período comprendido entre julio de 1997 y marzo 2019. Los datos se obtuvieron de los sitios web del Centro de Estudios Avanzados en Economía Aplicada - CEPEA, el Instituto de Economía Aplicada - IPEA, el BANCO MUNDIAL y la Oficina de Estadísticas Laborales - BLS. En este sentido, se utilizaron instrumentos de series temporales, especialmente el Modelo de Vector de Corrección de Errores. Los resultados encontrados indican



que el grado de transferencia del tipo de cambio a los precios de exportación de carne bovina se produjo por completo, lo que representa la competitividad. Para la carne de pollo, el coeficiente de transferencia es incompleto, lo que representa que la depreciación del tipo de cambio no se traduce en ganancias significativas en competitividad, ya que reduce parcialmente los precios de exportación.

Palabras clave: Carne Bovina; Carne de pollo; Precios de exportación; *Pass-Through*.

1 INTRODUÇÃO

Segundo o *United States Department of Agriculture – USDA* (2019), o Brasil é o maior exportador mundial das carnes bovina e de frango, visto que, em 2018, o total exportado foi de 2,08 milhões de toneladas de carne bovina, o que representou 19,72% das exportações mundiais, que foram de 10,55 milhões de toneladas, e 3,69 milhões de toneladas de carne de frango, que representou 32,83% das exportações mundiais, as quais foram de 11,24 milhões de toneladas.

Segundo o Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC, 2019), o total exportado pelo Brasil, em 2018, das carnes bovina e de frango foi de US\$ 5,65 bilhões de carne bovina, o que representou 2,36% das exportações do país, e US\$ 5,89 bilhões de carne de frango, que representou 2,46% das exportações do país. Em comparação com o ano de 1997, houve um incremento no faturamento das exportações da carne bovina de 2.783%, uma vez que as exportações neste ano foram de US\$ 196 milhões, e da carne de frango de 577%, porque as exportações neste ano foram de US\$ 870 milhões.

Para o USDA (2018), os três maiores importadores mundiais de carne bovina, em 2018, foram, respectivamente, China, com 1,47 milhões de toneladas (17,07%), Estados Unidos, com 1,36 milhões de toneladas (15,80%) e Japão, com 865 mil toneladas (10,05%); já os três maiores importadores mundiais de carne de frango, em 2018, foram, respectivamente, Japão, com 1,07 milhões de toneladas (11,43%), México, com 820 mil toneladas (8,76%) e União Europeia, com 703 mil toneladas (7,51%). Além disso, segundo a *World Trade Organization – WTO* (2019), dentre esses três maiores importadores de carne bovina, o Japão é o que aplica o maior percentual médio de tarifas de importação de 50%, China aplica um percentual médio de 15,5% e os Estados Unidos aplicam um percentual de 12,29%; já dentre os três maiores importadores de carne de frango, o México é o que aplica o maior percentual médio de tarifas de importação de 38,57%, Japão aplica um percentual de 7,08% e a União Europeia aplica um percentual de 4,43%.

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

Diante deste contexto, o problema de pesquisa deste estudo é responder à seguinte questão: existe diferença entre o grau de *pass-through* para os preços de exportação brasileiros da carne bovina e da carne de frango no período compreendido entre 07/1997 a 03/2019?

A partir do desenvolvimento desta pesquisa, têm-se elementos que auxiliem na compreensão da magnitude com que se dá a transmissão de preços para os mercados da carne bovina e de frango, bem como no entendimento de como a política econômica e cambial pode impactar sobre a competitividade do exportador brasileiro.

Lopes e outros (2005) analisaram a competitividade das exportações brasileiras de carne de frango utilizando o modelo *Constant Market Share* (CMS), no período de 1990 a 2002. Os resultados do modelo CMS revelaram aumento da participação média do Brasil no mercado mundial e, possivelmente, estão relacionados à diversificação dos mercados, principalmente para União Europeia e a Ásia e ao menor custo de produção brasileiro em relação aos demais competidores, dentre outros fatores. Ainda nesta perspectiva, Lima *et al.* (2012) realizaram pesquisa sobre a competitividade do complexo de carnes brasileiro utilizando o Índice de Vantagem Comparativa Revelada (IVCR), no período de 2001 a 2010. Como resultados, constataram que o país demonstrou ser competitivo nas exportações de carnes bovina, de frango, suína e de peru. Já Castro *et al.* (2016) investigaram a competitividade das exportações brasileiras de carne bovina utilizando o IVCR e o modelo CMS, no período de 1996 a 2010. A aplicação do modelo CMS permitiu analisar a decomposição e a contribuição das fontes de crescimento das exportações da carne bovina em três períodos considerados: período I (1996–2000), período II (2001–2005), e período III (2006–2010). Como resultados, o IVCR foi superior à unidade, indicando competitividade. Já para o modelo CMS, tem-se que o desempenho das exportações brasileiras de carne bovina é atribuído principalmente ao efeito destino das exportações, para países como Rússia, o Egito e a Arábia Saudita. Não obstante a isso, percebe-se que há ainda poucos estudos envolvendo competitividade das carnes bovina e de frango brasileiras e coeficiente de *pass-through*, para o que a presente pesquisa vem contribuir.

Além disso, os resultados desta pesquisa poderão servir como subsídios para políticas agrícola e de comércio exterior, visando aumentar a competitividade e a inserção do setor brasileiro de carnes.

O artigo 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, o qual 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. e 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. As séries utilizadas para ajuste do modelo foram 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. Para análise, utilizaram-se os modelos de séries temporais univariadas e o modelo Vetorial de Correção de Erros – VEC. Como resultado, os autores estimaram um coeficiente de *pass-through* de -0,53, indicando 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* oscilando entre zero e -1 (menos um), indicando *pass-through* incompleto, ou seja, a variação da taxa de câmbio afeta parcialmente os preços de exportação.

Fraga e outros (2008) investigaram o repasse da variação da taxa de câmbio para os preços mensais de exportação da soja em grão do Brasil, no período de julho de 1994 a dezembro de 2004. Para tanto, os autores utilizaram testes de raiz unitária (ADF), de co-integração de Johansen e o modelo vetorial de correção de erros (VEC). Como resultados, estimaram um coeficiente de *pass-through* no valor de -0,34, o que representa 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 identificou-se coeficientes de *pass-through* incompletos para diversos setores e *pass-through* completo para o setor abate de animais (-1,032).

Copetti, Vieira e 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, 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, o que indica que as variações cambiais agiram impactando apenas o *mark-up* do exportador dessa *commodity*.

Souza, Raniero e Rosa (2018) avaliaram o *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportações, em dólares e em reais, do açúcar brasileiro, de janeiro de 2012 a dezembro de 2016. Os autores usaram o instrumental 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, em dólares e em reais, do açúcar, tendo baixo coeficiente (-0,03) de *pass-through* cambial para o preço em dólares e alto coeficiente (0,97) para o preço em reais.

Na Figura 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	filtro de Kalman/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (entre -1 e zero)

Fraga <i>et al.</i> (2008)	Brasil	07/1994-12/2004	grão de soja	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompleto (-0,34)
Correa (2012)	Brasil	1995-2005	exportações setoriais/ indústria do açúcar	Econometria de series temporais/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>pass-through</i> incompletos para diversos setores e <i>pass-through</i> completo para o setor abate de animais (-1,032)
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, 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* completo para o setor de ‘abate de animais’ e incompleto (entre zero e -1 e zero e 1) e nulo para as demais exportações. Dessa forma, a presente pesquisa difere e vem contribuir com os estudos citados pelo comparativo do coeficiente de *pass-through* nas exportações brasileiras entre a carne bovina e carne de frango, uma vez que essa abordagem não foi tratada nesta literatura especializada.

3 METODOLOGIA

3.1 Modelo analítico

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

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

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

Partindo-se do pressuposto de 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 à $\ln(CP/E)$ e $\ln(PW)$ seja igual a 1 e na qual se admite que os coeficientes relativos a $\ln(CP)$ e $\ln(E)$ difiram em sinal e magnitude, conforme Menon (1995), tem-se:

$$\ln P^*X = \phi_0 + \phi_1 \ln CP + \phi_2 \ln E + \phi_3 \ln PW \quad (4)$$

em que o coeficiente de *pass-through* é representado por ϕ_2

A análise do resultado deste coeficiente pode ser expressa da seguinte forma:

1. $\phi_2 = 0$; significa que a taxa de câmbio não exerce influência sobre o preço em moeda estrangeira dos bens exportados;
2. $\phi_2 = -1$; significa que a mudança na taxa de câmbio afeta integralmente o preço em moeda estrangeira dos bens exportados; e
3. $-1 < \phi_2 < 0$; 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, utilizou-se os testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (DICKEY; FULLER, 1979, 1981) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS, 1992). Esses testes permitem verificar a existência ou não de raízes unitárias nas séries temporais, ou seja, se as variáveis são ou não estacionárias¹.

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

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

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

em que: 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 identicamente 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 a aceitação ou se rejeição da hipótese nula $\gamma = 0$. A hipótese nula será rejeitada se o valor calculado da estatística τ for maior do que o valor crítico de Dickey-Fuller, indicando que a série é estacionária; caso contrário, a série é não estacionária.

O KPSS é um teste alternativo ao ADF, sendo definido pelo procedimento de um teste de não estacionariedade contra a hipótese nula de estacionariedade, conforme Greene (2008). Formalmente é expresso pela seguinte expressão:

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

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

tendo as seguintes hipóteses:

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

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

3.2.2 Análise de cointegração

Mesmo que variáveis individuais não sejam estacionárias, mas exista pelo menos uma combinação linear estacionária entre elas, então há a possibilidade de que essas variáveis sejam cointegradas (GREENE, 2008), ou seja, é possível verificar uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas, que pode ser estimada e analisadaⁱⁱ. 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 Autorregressivo (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). Os mecanismos de correção de erro pretendem fornecer um caminho para combinar as vantagens de se modelar as variáveis em estudo tanto em nível quanto nas diferenças, onde 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, estimou-se o modelo VEC, conforme definido na Expressão (8).

3.2.3 Testes de auto-correlação

3.2.3.1 Teste de Portmanteau

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

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

Ljung-Box (1978), conhecido como teste de Box-Pierce modificado, também 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: Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – CEPEA (2019), para a variável preço de exportação da carne bovina (indicador do boi gordo ESALQ/B3, em R\$ por arroba, transformado em dólar por quilos – US\$/Kg); no Instituto de Economia Aplicada – IPEA (2019), para as variáveis preço de exportação do frango (preço médio do frango resfriado vendido no atacado no Paraná, em R\$ por quilos, transformado em dólar por quilos - US\$/Kg), custo de produção, utilizado como *proxy* o Índice de Preços ao Atacado – Disponibilidade Interna – IPA- DI, a taxa de câmbio nominal (em real/ dólar - R\$/US\$); no WORLD BANK (2019) para a variável preço internacional da carne bovina (carne bovina, Austrália/ Nova Zelândia, preço FOB de entrada nos portos, guarnições mistas 85%, em dólar por quilos – US\$/ Kg); e no *Bureau of Labor Statistics* – BLS (2019) para o preço internacional do frango (utilizado como *proxy* os preços médios do frango no varejo do mercado norte-americano, frango inteiro, em dólar por libra-peso, transformado em dólar por quilos – US\$/ Kg). O período analisado foi o de julho de 1997 a março de 2019, com cotações mensais, totalizando 261 observações. Na Tabela 1, encontra-se um resumo das variáveis que foram estimadas no modelo.

Tabela 1 -Variáveis estimadas no modelo e as respectivas siglas

Variável	Sigla
Preço de exportação da carne bovina	BRA_CB
Preço de exportação da carne de frango	BRA_CF
Custo de produção no Brasil	BRA_CP
Taxa de câmbio Real/ Dólar	TX_D
Preço internacional da carne bovina	INT_CB
Preço internacional da carne de frango	INT_CF

Fonte: Organização dos autores

O período de análise teve seu início em julho de 1997 em função da série de preços de exportação da carne bovina, correspondendo ao marco inicial de disponibilidade da série no CEPEA (2019). A data final está relacionada ao período de coleta dos dados e estimação dos modelos.

As séries de preços de exportação e de preços internacionais da carne bovina foram dessazonalizadas pelo método *Exponential Smoothing* - ETS do software *Eviews 10* e tiveram seus nomes alterados para BRA_CB_ETS e INT_CB_ETS. A seguir, foi aplicado o logaritmo neperiano sobre todas as séries e seus nomes foram alterados acrescentando um ‘L’ no início.

Na seção seguinte, será apresentada a análise e discussão dos resultados dos modelos para a carne bovina e de frango.

3 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 da carne bovina e de frango (em US\$/Kg), custo de produção, taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) e preços internacionais da carne bovina e de frango (em US\$/Kg) no período de julho de 1997 a março de 2019

Séries	Teste ADF			Teste KPSS		
	Modelo	Estatística de teste		Modelo	Estatística de teste	
LBRA_CB_ETS	constante	-1.213770	ns	constante	1.620743	***
LBRA_CF	constante	-2.021357	ns	constante	1.461052	***
LBRA_CP	constante	-2.063713	ns	constante	1.986998	***
LTX_D	constante	-1.871918	ns	constante	0.669134	**
LINT_CB_ETS	constante	-1.498992	ns	constante	1.974906	***
LINT_CF	constante	-0.849016	ns	constante	1.920774	***

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

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

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 indicaram, em ambos os testes, efetuada a primeira diferença, que as séries foram estacionárias, com 5% de significância.

Tabela 3- Testes de raiz unitária em primeira diferença aplicados nas séries mensais de preços de exportação da carne bovina e de frango (em US\$/Kg), custo de produção, taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) e preços internacionais da carne bovina e de frango (em US\$/Kg) no período de julho de 1997 a março de 2019

Séries	Teste ADF			Teste KPSS		
	Modelo	Estatística de teste		Modelo	Estatística de teste	
LBRA_CB_ETS	constante	-14.63303	***	constante	0.093612	ns
LBRA_CF	constante	-11.44665	***	constante	0.096280	ns
LBRA_CP	constante	-7.447555	***	constante	0.393301	*
LTX_D	constante	-10.44514	***	constante	0.147729	ns
LINT_CB_ETS	constante	-13.29629	***	constante	0.030135	ns
LINT_CF	constante	-15.03462	***	constante	0.095384	ns

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

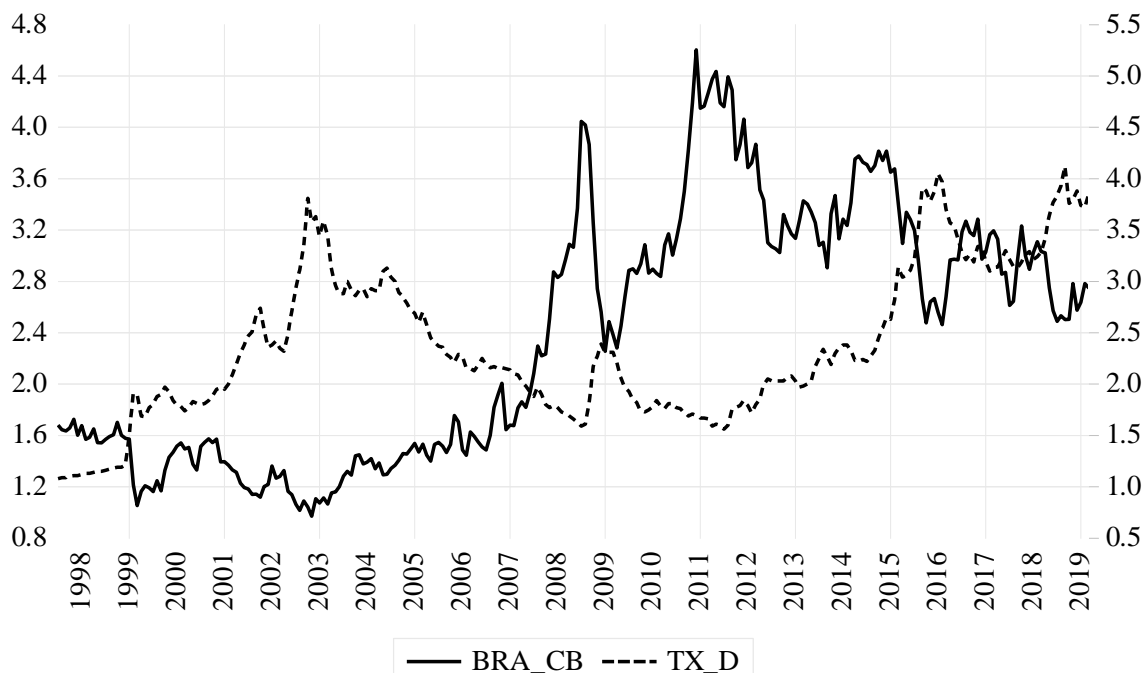
Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Efetuada os testes de estacionariedade e identificada a ordem de integração, a próxima etapa consistiu em analisar individualmente a dinâmica do repasse cambial nos preços de exportação da carne bovina e de frango.

3.1 Carne bovina

Na Figura 1, é possível identificar a evolução do preço de exportação da carne bovina (em US\$/ Kg) e a taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) de julho de 1997 até março de 2019.

Figura 1- Relação entre o preço de exportação da carne bovina (em US\$/ Kg) e a taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) de julho de 1997 até março de 2019



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

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

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

Tabela 4 - Critério de defasagem do VAR auxiliar para a carne bovina

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	163.4019	NA	3.40e-06	-1.240482	-1.185243	-1.218268
1	2068.332	3735.737	1.40e-12	-15.94032	-15.66413	-15.82925
2	2246.620	344.0889*	3.97e-13*	-17.20327*	-16.70612*	-17.00334*
3	2260.191	25.76945	4.05e-13	-17.18436	-16.46626	-16.89558
4	2268.891	16.24984	4.29e-13	-17.12756	-16.18850	-16.74992

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

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

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

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

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 1% para a estatística do traço e para a estatística do máximo autovalor, bem como a hipótese alternativa de que há pelo menos um vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 5% para a estatística do traço (de acordo com os dados da Tabela 5). Além disso, o vetor de correção de erros que mais se ajustou 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 a carne bovina

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
R=0	56.21838***	0.0006	31.33903***	0.0045
R≤1	24.87935**	0.0420	16.41412	0.0797
R≤2	8.465230	0.2028	7.969795	0.1763
R≤3	0.495435	0.5445	0.495435	0.5445

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

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

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 a carne bovina

LBRA_CB_ETS (-1)	LBRA_CP (-1)	LTX_D (-1)	LINT_CB_ETS (-1)
1,0000	0.142451***	0.995644***	-2.039563***
	(0.04233)	(0.17886)	(0.19869)
	[3.36505]	[5.56649]	[-10.2650]

Nota 1: LBRA_CB_ETS = logaritmo *neperiano* do preço de exportação da carne bovina (US\$/ Kg) – dessazonalizada pelo método ETS; LBRA_CP = logaritmo *neperiano* do custo de produção; LTX_D = logaritmo *neperiano* da taxa de câmbio (R\$/ US\$); LINT_CB_ETS = logaritmo *neperiano* do preço internacional da carne bovina (US\$/ Kg) - dessazonalizada pelo método ETS. 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.

$$LBRA_CB_ETS_t = -0,14 LBRA_CP_t - 1,00 LTX_D_t + 2,04 LINT_CB_ETS_t \quad (13)$$

De acordo com a Equação (13), verifica-se que o coeficiente de *pass-through* foi completo, indicando que a variação da taxa de câmbio influencia totalmente o preço de exportação da carne bovina, visto que um aumento de 1% na taxa de câmbio (R\$/ US\$) ocasiona uma diminuição de 1% no preço de exportação da carne bovina. O estudo de Correa (2012) também encontrou um *pass-through* completo para o setor de abate de animais com o coeficiente -1,032; corroborando o resultado da presente pesquisa.

Ainda, de acordo com a Equação (13), o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona uma diminuição de 0,14% no preço de exportação da carne bovina. Embora este resultado vá de encontro à teoria econômica, o estudo de Correa (2012) também apresentou resultado semelhante e em maior magnitude, visto que um aumento de 1% no custo de produção brasileiro determina uma redução de 1,137% no preço de exportação do setor de abate de animais.

Também foi possível inferir, com base na Equação (13), que o aumento de 1% no preço internacional da carne bovina aumenta em 2,04% o seu preço de exportação. O resultado encontrado na presente pesquisa sugere um coeficiente elástico na transmissão de preços e valida a Lei do Preço Único, de acordo com Mundlack e Larson (1992), ou seja, 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 a carne bovina

Teste de Portmanteau					Teste LM	
Defasagens	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	0.544002	---	0.546119	---	18.36632	0.3029
2	12.03663	---	12.12854	---	20.59460	0.1946
3	26.03215	0.5713	26.28871	0.5572	21.26157	0.1687
4	39.68576	0.6569	40.15734	0.6370	14.68672	0.5477
5	52.59999	0.7402	53.32678	0.7163	13.32749	0.6487
6	69.38680	0.6909	70.51328	0.6561	16.99781	0.3857
7	90.39506	0.5278	92.10742	0.4772	20.91537	0.1818
8	102.9426	0.6195	105.0565	0.5622	12.71451	0.6935
9	112.7545	0.7562	115.2231	0.7014	11.64769	0.7679
10	129.7922	0.7209	132.9477	0.6513	17.92984	0.3280
11	144.1763	0.7419	147.9725	0.6644	15.02737	0.5226
12	165.3428	0.6284	170.1714	0.5251	21.96397	0.1444

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 7, até doze defasagens, o teste indicou 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.

Para a análise da dinâmica das variáveis do modelo e, em especial, a relação entre variações cambiais e os preços de exportação brasileiros da carne bovina, serão usados dois instrumentos proporcionados pelos modelos VAR/VEC, que são a decomposição da variância dos erros de previsão e a função de resposta de impulso.

A Tabela 8 apresenta os resultados relativos à decomposição da variância dos erros de previsão para o modelo da carne bovina.

Tabela 8 – Resultados da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem para as variáveis LBRA_CB_ETS, LBRA_CP, LTX_D e LINT_CB_ETS no período de julho de 1997 a março de 2019

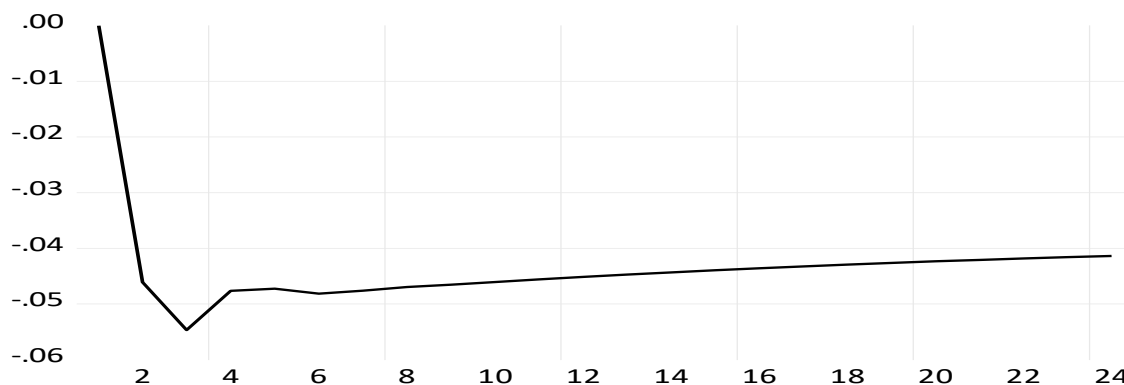
Variável	Período (meses)	LBRA_CB_ETS	LBRA_CP	LTX_D	LINT_CB_ETS
LBRA_CB_ETS	1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
	6	49.98069	0.960902	48.59056	0.467843
	12	49.96607	2.285333	47.44565	0.302950
	18	50.33451	3.734270	45.20763	0.723589
	24	50.44487	5.129093	42.94465	1.481385

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão do preço de exportação da carne bovina (LBRA_CB_ETS), apresentados na Tabela 8, mostram que, decorridos 24 meses após um choque não antecipado sobre essa variável, 50,44% de seu comportamento devem-se a ela própria, sendo que os 49,56% restantes são atribuídos às demais variáveis, 5,13% ao custo de produção (LBRA_CP), 42,94% à taxa de câmbio (LTX_D) e 1,48% ao preço internacional da carne bovina (LINT_CB_ETS). Esse resultado mostra que a taxa de câmbio possui elevada influência sobre o preço de exportação da carne bovina. Resultado semelhante também foi encontrado pelo estudo de Bender Filho *et al.* (2010), sendo que a taxa de câmbio foi responsável por 25,0% da variância dos erros do preço de exportação da carne bovina, após transcorridos 12 meses.

Na Figura 2, é possível identificar os resultados da função de resposta de impulso e efeitos de choques na taxa de câmbio sobre o preço de exportação da carne bovina.

Figura 2 – Resultados da função de resposta de impulso e efeitos de choques na taxa de câmbio (LTX_D) sobre o preço de exportação (LBRA_CB_ETS)



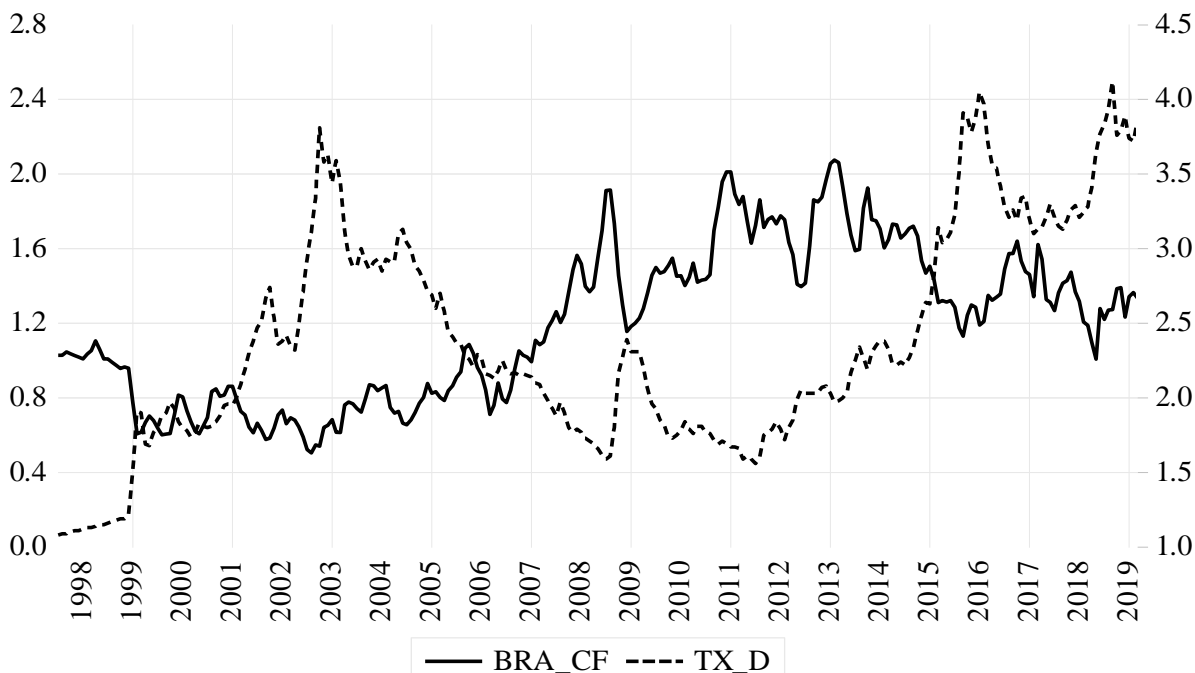
Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

De acordo com a Figura 2, após um choque não antecipado na taxa de câmbio (LTX_D), verificam-se quatro fases distintas da variável preço de exportação da carne bovina (BRA_CB_ETS) ao longo do tempo. Inicialmente, o valor do preço de exportação é reduzido a taxas decrescentes até aproximadamente o terceiro mês após choque inicial não antecipado na taxa de câmbio. Do terceiro ao quarto mês, o valor do preço de exportação é crescente. Do quarto ao sexto mês, decresce novamente. Do sexto mês em diante, apresenta um crescimento moderado até o vigésimo quarto no preço de exportação da carne bovina. Portanto, com base no resultado da função de resposta de impulso, pode-se inferir que, apesar da reação brusca no ajuste do preço pelo exportador, acompanhando os movimentos cambiais no período inicial, o ajuste do preço de exportação em relação às variações cambiais tende a ser moderado e crescente ao longo do tempo.

3.2 Carne de frango

Na Figura 3, é possível identificar a evolução do preço de exportação da carne de frango (em US\$ / Kg) e a taxa de câmbio nominal (R\$/US\$) de julho de 1997 até março de 2019.

Figura 3 – Relação entre o preço de exportação da carne de frango (em US\$/ Kg) e a taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) de julho de 1997 até março de 2019



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

A partir da Figura 3, identificou-se que as séries apresentam uma tendência estocástica, ou seja, um padrão aleatório ao longo do tempo. Contudo, é possível que os dados apresentem um relacionamento de longo prazo a ser confirmado pelo teste de cointegração.

Para realização do teste de cointegração, é necessário verificar o número de defasagens para inserir do modelo (Tabela 9).

Tabela 9 - Critério de defasagem do VAR auxiliar para a carne de frango

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
1	2293.854	NA	2.35e-13	-17.72649	-17.50554	-17.63764
2	2410.388	225.8121	1.08e-13	-18.50886	-18.06695*	-18.33114*
3	2431.250	39.77655*	1.04e-13*	-18.54669*	-17.88383	-18.28012
4	2437.309	11.36384	1.12e-13	-18.46933	-17.58552	-18.11391

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 9, foi possível identificar o número de defasagens ótimas a incluir no VAR. Selecionaram-se 2 (duas) defasagens como forma de melhor ajuste no modelo, pois, com 3 (três) defasagens, o modelo apresentou autocorrelação nos resíduos, indicando não ajustamento, o que, segundo Maddala (2002) e Greene (2008), pode estar relacionado a variáveis que deveriam ser acrescentadas ou retiradas do modelo econométrico.

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 10), bem como a hipótese alternativa de que há até três vetores de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 5% para as estatísticas do traço e máximo autovalor. Já a hipótese alternativa de que há até dois vetores de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 5% somente para a estatística do traço. 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 10 – Teste de cointegração de Johansen para a carne de frango

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
R=0	71.00436***	0.0001	41.82523***	0.0004
R≤1	29.17913	0.0588	13.25645	0.4289
R≤2	15.92268**	0.0431	11.29814	0.1399
R≤3	4.624533**	0.0315	4.624533**	0.0315

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

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

De acordo com a Tabela 11, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), todos os coeficientes foram significativos ao nível de 1%.

Tabela 11- Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para a carne de frango

LBRA_CF (-1)	LBRA_CP (-1)	LTX_D (-1)	LINT_CF (-1)	C
1,0000	-0.515233***	0.775039***	-1.033697***	3.337432
	(0.05644)	(0.05483)	(0.16877)	-
	[-9.12900]	[14.1361]	[-6.12485]	-

Nota 1: LBRA_CF = logaritmo *neperiano* do preço de exportação da carne de frango (em US\$/ Kg); LBRA_CP = logaritmo *neperiano* do custo de produção; LTX_D = logaritmo *neperiano* da taxa de câmbio (R\$/ US\$); LINT_CF = logaritmo *neperiano* do preço internacional da carne de frango (US\$/ Kg); 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.

$$LBRA_CF_t = + 0,52 LBRA_CP_t - 0,78 LTX_D_t + 1,03 LINT_CF_t - 3,34 \quad (14)$$

De acordo com a Equação (14), verifica-se que o coeficiente de *pass-through* foi incompleto, indicando que a variação da taxa de câmbio (R\$/ US\$) influencia parcialmente o preço de exportação da carne de frango,

ou seja, o aumento de 1% na taxa de câmbio ocasiona uma diminuição de 0,78% no preço de exportação da carne de frango. Os 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 ; TEJADA ; SILVA, 2008 ; CORREA, 2012 ; COPETTI; VIEIRA E CORONEL, 2012 ; SOUZA; RANIRO; ROSA, 2018 ; SOUZA, 2018).

Ainda, de acordo com a Equação (14), o aumento de 1% no custo de produção brasileiro ocasiona um aumento de 0,52% no preço de exportação da carne de frango.

Também é possível inferir, com base na Equação (14), que o aumento de 1% no preço internacional da carne de frango determina um aumento de 1,03% no preço de exportação da carne de frango.

Com a finalidade de diagnóstico do modelo, foram estimados testes de correção serial para os resíduos, cujos resultados encontram-se na Tabela 12.

Tabela 12-Teste de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para a carne de frango

Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	0.339609	---	0.340930	---	7.391820	0.9649
2	4.716191	---	4.751705	---	18.59817	0.2901
3	19.59705	0.8787	19.80763	0.8714	22.43791	0.1296
4	39.00302	0.6853	39.51921	0.6639	23.80378	0.0939
5	49.18493	0.8394	49.90234	0.8205	10.85831	0.8181
6	69.23911	0.6953	70.43400	0.6586	22.61022	0.1246
7	82.07659	0.7612	83.62950	0.7215	13.51129	0.6351
8	99.01137	0.7203	101.1062	0.6678	17.69265	0.3422
9	115.3144	0.6993	117.9984	0.6349	17.19180	0.3733
10	135.0600	0.6021	138.5402	0.5190	21.04705	0.1767
11	156.2938	0.4783	160.7197	0.3812	22.94873	0.1151
12	174.3560	0.4355	179.6630	0.3289	19.44978	0.2460

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 12, 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.

A Tabela 13 apresenta os resultados relativos à decomposição da variância dos erros de previsão para o modelo da carne de frango.

Tabela 13 – Resultados da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem para as variáveis LBRA_CF, LBRA_CP, LTX_D e LINT_CF no período de julho de 1997 a março de 2019

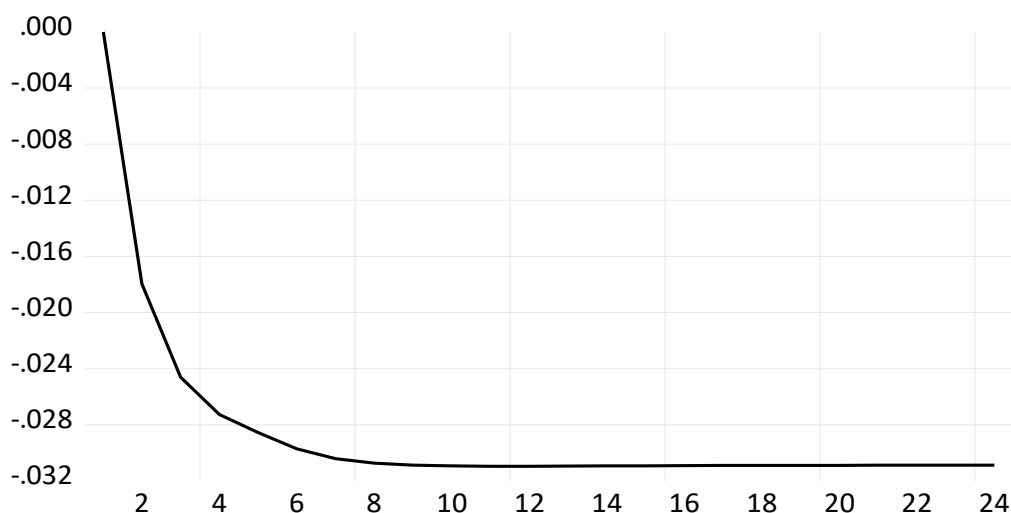
Variável	Período (meses)	LBRA_CF	LBRA_CP	LTX_D	LINT_CF
LBRA_CF	1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
	6	81.49126	2.714681	13.20275	2.591301
	12	68.71383	2.694677	24.53012	4.061365
	18	61.41524	2.465559	31.20772	4.911477
	24	56.78983	2.307435	35.44904	5.453694

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão do preço de exportação da carne de frango (LBRA_CF), apresentados na Tabela 13, mostram que, decorridos 24 meses após um choque não antecipado sobre essa variável, 56,79% de seu comportamento devem-se a ela própria, sendo que os 43,21% restantes são atribuídos às demais variáveis, 2,31% ao custo de produção (LBRA_CP), 35,45% à taxa de câmbio (LTX_D) e 5,45% ao preço internacional da carne de frango (LINT_CF). Esse resultado mostra que a variação da taxa de câmbio possui um impacto significativo sobre a variável preço de exportação, sendo responsável por boa parte da explicação de seu comportamento.

Na Figura 4, é possível identificar os resultados da função de resposta de impulso e efeitos de choques na taxa de câmbio sobre o preço de exportação da carne de frango.

Figura 4- Resultados da função de resposta de impulso e efeitos de choques na taxa de câmbio (LTX_D) sobre o preço de exportação (LBRA_CF).



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

De acordo com a Figura 4, após um choque não antecipado na taxa de câmbio (LTX_D), verificam-se duas fases distintas da variável preço de exportação da carne de frango (BRA_CF) ao longo do tempo. Inicialmente, o valor do preço de exportação é reduzido a taxas decrescentes até aproximadamente o oitavo mês após choque inicial não antecipado na taxa de câmbio. Do oitavo mês até o vigésimo quarto mês, o valor do preço de exportação permanece estável. Portanto, com base no resultado da função de resposta de impulso, pode-se inferir que, apesar da reação brusca no ajuste do preço pelo exportador, acompanhando os movimentos cambiais no período inicial, o ajuste do preço de exportação em relação às variações cambiais tende à estabilidade decorridos oito meses.

4 CONCLUSÕES

A pesquisa realizou uma investigação da influência da variação da taxa de câmbio nos preços de exportação da carne bovina e da carne de frango. Nesse tocante, os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação da carne bovina foi completo. Já o *pass-through* da taxa de câmbio para a carne de frango foi incompleto.

A partir disso, pode-se inferir, com base no coeficiente de *pass-through* da carne bovina, que depreciações da taxa de câmbio se traduzem em ganhos de competitividade, uma vez que reduzem os preços de exportação. Já para o coeficiente de *pass-through* da carne de frango, as variações na taxa de câmbio exerceram influência parcial sobre o preço de exportação e nível de competitividade, porque reduzem parcialmente os preços de exportação.

Desse modo, como as variações cambiais determinaram efeitos sobre a competitividade da carne bovina, a taxa de câmbio pode ser utilizada como instrumento em programas de promoção de exportações e ajustamento da conta corrente do balanço de pagamento. Por outro lado, tendo em vista efeitos parciais da taxa de câmbio sobre a carne de frango, cabe um enfoque sobre outros 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 da carne de frango 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, fatores esses para os quais se sugere um maior aprofundamento em pesquisas futuras, como forma de possibilitar um diagnóstico mais detalhado do comportamento dos preços de exportação no mercado internacional.

As limitações do presente trabalho estão relacionadas ao coeficiente de *pass-through* estimado ser estático, ou seja, permitir a análise geral de um período específico de tempo, não compreendendo o dinamismo da taxa de câmbio e a 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.

NOTAS

¹ Este artigo conta com aporte do CNPq, através do Edital Universal-2018.

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.)

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

Artigo submetido para avaliação em 25/09/2019 e aceito para publicação em 22/09/2020

REFERÊNCIAS

BENDER FILHO, R. et al. Os efeitos da taxa de câmbio sobre as exportações brasileiras dos complexos soja e carnes. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL (SOBER), 48., 2010, Campo Grande, MS. *Anais...* Campo Grande, MS, 2010.

BLS - Bureau of Labor Statistics. Average Retail Food and Energy Prices. Disponível em: <<https://www.bls.gov>>. Acesso em: 06 maio 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.

BUENO, R. D. L. D. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

CASTRO, N. R. et al. Evolução das exportações de carne bovina na última década: uma análise ex-post de competitividade. **Revista de Economia da UEG**, Anápolis-GO, v. 12, n. 1, p.179-204, jan./jun. 2016.

CEPEA - Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. **Preços Agropecuários. Boi gordo**. Disponível em: <<https://www.cepea.esalq.usp.br/br/indicador/etanol.aspx>> Acesso em: 02 mai. 2019.

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

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: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL (SOBER), 42., 2004, Cuiabá, MT. **Anais...** Cuiabá, MT, 2004.

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, 1999, Buenos Aires. **Proceedings...** 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.

FREITAS, G. S.; MASSUQUETTI, A. A Competitividade e o Grau de Concentração das Exportações do Complexo Soja do Brasil, da Argentina e dos Estados Unidos da América no Período 1995/2010. **Revista Eletrônica em Gestão, Educação e Tecnologia Ambiental – REGET**, Santa Maria. v. 16 n.16., p. 3113- 3133, 2013.

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.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>> . Acesso em: 14 jan. 2019.

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

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

LIMA, C. E. et al. Caracterização das exportações e da competitividade internacional do complexo de carnes brasileiro. In: ENCONTRO DE ECONOMIA CATARINENSE, 6., 2012, Joinville. **Anais...** Criciúma: APEC, 2012.

LOPES, M. L. B. et al. Estudo da competitividade da carne de frango brasileira no mercado internacional: 1990-2002. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL – SOBER, 43., 2005, Ribeirão Preto, SP. **Anais...** Ribeirão Preto, SP, 2005.

MADDALA, G. S. **Introduction to Econometrics**. Third edition, John Wiley, 2002.

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

MINISTÉRIO DE DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR (MDIC). **Balança Comercial**. Disponível em: <<http://www.mdic.gov.br/index.php/balanca-comercial>>. Acesso em: 01 mar. 2019.

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

RAVALLION, M. Testing market integration. **American Journal of Agricultural economics**, v. 68, n.1, p. 102-109, Feb. 1986.

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

SOUZA, D. K. F.; RANIRO, L. R.; ROSA, M. B. Análise do pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportação do açúcar. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL – SOBER, 56., 2018, Campinas, SP. **Anais...** Campinas, SP, 2018.

TEJADA, C. A. O.; SILVA, A. G. O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços dos principais produtos exportados pelo Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 46, n. 1, p.171-205, jan./mar. 2008

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE (USDA). **Custom Query**. Disponível em: <<https://apps.fas.usda.gov/psdonline/app/index.html#/app/advQuery>>. Acesso em: 03 jan. 2019.

WORLD BANK. **World Bank Commodity Price Data**. Disponível em: <<pubdocs.worldbank.org/en/561011486076393416/CMO-Historical-Data-Monthly.xlsx>>. Acesso em: 1 mar. 2019.

WORLD TRADE ORGANIZATION (WTO). **Tariff Analysis Online**. Disponível em: <<http://tao.wto.org>>. Acesso em: 05 jun. 2019.