

Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação brasileiros do milho (2000-2018)

Copetti, Leonardo Sangoi^{1,3}; Daniel Arruda Coronel²

¹Universidade Federal de Santa Maria (UFSM), Santa Maria, Rio Grande do Sul, Brasil; ²Departamento de Economia e Relações Internacionais da Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, Rio Grande do Sul, Brasil; ³leonardocopetti@hotmail.com

Copetti, Leonardo Sangoi; Daniel Arruda Coronel (2020) Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação brasileiros do milho (2000-2018). Rev. Fac. Agron. Vol 119 (1): 1-20. <https://doi.org/10.24215/16699513e038>

O objetivo deste trabalho consistiu no exame da relação entre as variações cambiais e os preços de exportação brasileiros do milho, relação definida como o *pass-through* da taxa de câmbio, tendo como referência o período de janeiro de 2000 a dezembro de 2018. Os dados foram coletados nos sites do Instituto de Economia Aplicada – IPEA e no *Agriculture and Horticulture Development Board* – AHDB. Neste sentido, fez-se uso dos instrumentais de séries temporais, especialmente do Modelo Vetor de Correção de Erros. Os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação do milho ocorreram de forma incompleta no período total e no primeiro subperíodo e nula no segundo subperíodo, representando que depreciações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, já que não reduzem expressivamente os preços de exportação.

Palavras-chave: milho, preços de exportação, taxa de Câmbio, *pass-through*

Copetti, Leonardo Sangoi; Daniel Arruda Coronel (2020) Transmission of exchange rate variation for the Brazilian export prices of maize (2000-2018). Rev. Fac. Agron. Vol 119 (1): 1-20. <https://doi.org/10.24215/16699513e038>

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

Keywords: maize, export prices, exchange rate, *pass-through*

<https://revistas.unlp.edu.ar/revagro>

Recibido: 08/04/2019

Aceptado: 09/12/2019

Disponibile on line: 01/07/2020

ISSN 0041-8676 - ISSN (on line) 1669-9513, Facultad de Ciencias Agrarias y Forestales, UNLP, Argentina

INTRODUÇÃO

Segundo o *United States Department of Agriculture – USDA* (2019), o Brasil é o segundo maior exportador mundial de milho, visto que, na safra 2018/2019, o total exportado foi de 39 milhões de toneladas, o que representou 21,92% das exportações mundiais, que foram de 177,88 milhões de toneladas.

Além disso, para o Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC, 2019), o total do grão de milho exportado pelo Brasil, em 2018, foi de US\$ 4,03 bilhões, o que representou 1,68% das exportações totais do país. Em comparação com o ano de 2000, houve um incremento de 15.680% do faturamento das exportações desta *commodity*, sendo que as exportações neste ano foram de US\$ 257 mil. Ainda, os dez principais países de destino do milho brasileiro, representando uma média de 72% das exportações, de 2000 a 2018, foram Irã (17%), Coreia do Sul (9%), Japão (9%), Vietnã (7%), Taiwan (7%), Egito (6%), Espanha (6%), Malásia (5%), Arábia Saudita (3%) e Marrocos (3%).

Conforme dados do USDA (2019), os três maiores produtores mundiais de milho, na safra 2018/2019, foram, respectivamente, Estados Unidos, com 366 milhões de toneladas (32,59%), China, com 257 milhões de toneladas (22,89%) e Brasil, com 101 milhões de toneladas (9,00%). Já os três maiores exportadores mundiais de milho foram, respectivamente, Estados Unidos, com 52,46 milhões de toneladas (29,49%), Brasil, com 39 milhões de toneladas (21,92%) e Argentina, com 36 milhões de toneladas (20,24%). Por outro lado, os três maiores importadores mundiais de milho foram, respectivamente, União Europeia, com 24,80 milhões de toneladas (15,13%), México, com 16,70 milhões de toneladas (10,19%) e Japão, com 15,80 milhões de toneladas (9,64%). Além disso, segundo a World Trade Organization – WTO (2019), o único dos três maiores importadores que aplica taxas de importação é o México, com uma média de 3,33%.

O crescimento da produção brasileira de milho, entre as safras de 2000/2001 e 2018/2019, segundo o USDA (2019) foi de 143%, uma vez que, na safra de 2000/2001, era de 41,54 milhões de toneladas e, na safra de 2018/2019, passou a 101 milhões de toneladas, sendo este crescimento, em parte, atribuído às boas condições climáticas e ao aumento da produtividade, que passou de 3,20 ton/ha, na safra de 2000/2001, a 5,77 ton/ha na safra de 2018/2019. Em relação ao crescimento das exportações de milho, entre as safras de 2000/2001 e 2018/2019, foi de 523%, uma vez que, na safra de 2000/2001, era de 6,26 milhões de toneladas e, na safra de 2018/2019, passou a 39 milhões de toneladas. Já a produção nas regiões brasileiras, segundo a Companhia Nacional de Abastecimento - CONAB (2019), na primeira safra de 2018/2019, era 4,9 milhões de hectares, distribuída nas regiões brasileiras em 5% Norte, 36% Nordeste, 7% Centro-Oeste, 23% Sudeste e 30% Sul, e na segunda safra de 2018/2019, em 12 milhões de hectares, distribuída nas regiões brasileiras em 4% Norte, 6% Nordeste, 64% Centro-Oeste, 7% Sudeste e 18% Sul, ilustrando a grande relevância da região Centro-Oeste para a produção brasileira de milho, e maior

participação da segunda safra do milho, representando, em média, 75% da produção da safra total do milho no país.

Segundo Obstfeld & Rogoff (1995), as políticas macroeconômicas consideradas ótimas para uma região dependem, dentre outros fatores, de como os exportadores definem seus preços, se fixam seu preço com base na sua própria moeda (*producer currency pricing* - PCP), ou com base na moeda do mercado de destino de seu produto (*local currency pricing* - LCP), sendo que esta escolha influencia o ambiente macroeconômico através do grau de repasse cambial (*pass-through*) aos preços. Desta forma, no caso de PCP, uma depreciação cambial produz a redução no preço na moeda de destino das exportações, aumentando a quantidade demandada, e no caso de LCP, uma depreciação cambial produz a elevação do *mark-up* do exportador, sem que a quantidade demandada se altere.

Além disso, outro ponto de relevância na determinação do grau de *pass-through* cambial é a percepção dos exportadores sobre se as mudanças da taxa de câmbio são transitórias ou permanentes. Para Tejada & Silva (2008), a mudança na taxa de câmbio percebida como transitória terá pouco efeito na determinação dos preços de exportação, por outro lado, a maior confiabilidade na previsão da taxa de câmbio futura relaciona-se a um efeito maior nos preços de exportação e o repasse da variação cambial integralmente aos preços.

Na literatura econômica, diversos estudos apresentam uma influência parcial das variações cambiais sobre os preços de exportação do país, representando o *pass-through* incompleto. No contexto nacional, destacam-se as pesquisas realizadas por Cruz & Silva (2004), Tejada & Silva (2008), Fraga et al. (2008), Correa (2012), Copetti et al. (2012, 2013), Souza (2018), Souza et al. (2018), e no contexto internacional, Miljkovic et al. (2003), Vigfusson et al. (2009), El Bejaoui (2015) e No et al. (2015).

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

Diante deste contexto, o problema de pesquisa deste trabalho é responder à seguinte questão: existe diferença entre o grau de *pass-through* para os preços brasileiros de exportação do milho no período total de 01/2000 a 12/2018, e nos subperíodos de 01/2000 a 12/2007 e 01/2008 a 2018?

A partir do desenvolvimento deste estudo, têm-se elementos para auxiliar na compreensão da magnitude com que as variações cambiais são transmitidas aos preços do milho, bem como para entender mais sobre as estratégias de preço adotadas pelos exportadores brasileiros e de como a política econômica e cambial pode impactar sua competitividade. Além disso, o presente estudo diferencia-se dos demais realizados pela análise em subperíodos, e adiciona a literatura de competitividade pela escassez de estudos sobre o

mercado do milho e coeficiente de *pass-through*, sendo encontrado na literatura nacional e internacional somente o trabalho de Souza (2018).

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

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

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

Pass-through no mercado brasileiro e internacional

Miljkovic et al. (2003) examinaram as relações do coeficiente *pass-through* e os preços de exportação norte-americanos em relação aos principais parceiros comerciais da carne bovina (Japão, Coreia do Sul, Canadá e México), suína (Japão, Canadá e México) e de frango (Japão, Canadá, México e Hong Kong) utilizando a metodologia de dados em painel, no período de janeiro de 1989 a dezembro de 1996. O modelo estimado pelos autores, com base no modelo de Knetter (1989), relaciona como variável depende o logaritmo natural dos preços de exportação dos três tipos de carnes em relação aos seus principais destinos, deflacionados pelo índice de preços ao consumidor norte-americano, e, como variáveis independentes, uma constante, uma variável de tendência, um parâmetro dos efeitos individuais das exportações norte-americanas a cada país de destino, o logaritmo natural da taxa de câmbio (dólar em relação à moeda de cada país, multiplicada pela razão entre o índice de preços do consumidor norte-americano e o do país de destino), representando o coeficiente de *pass-through* e um termo de erro aleatório. Como resultados, os autores encontraram um *pass-through* incompleto para as exportações norte-americanas da carne bovina,

com efeitos individuais a cada país de destino, sendo que as variações da taxa de câmbio não influenciam os preços de exportação norte-americanos para a Coreia do Sul; influenciam negativamente os preços de exportação norte-americanos para o Japão e Canadá, e positivamente os preços de exportação norte-americanos para México, sendo que uma depreciação de 10% na taxa de câmbio nas moedas destino das exportações reduz os preços de exportações para Japão e Canadá em, respectivamente, 3,0% e 9,3%, e aumenta os preços de exportação para o México em 0,7%. Esse comportamento de preços indica importações canadenses e japonesas com demandas relativamente elásticas pelas exportações de carne bovina dos Estados Unidos, e a presença de produtos substitutos à carne bovina norte-americana, desta forma, os exportadores norte-americanos, para defender a participação de mercado em resposta às depreciações das moedas canadenses e japonesas, escolhem reduzir seus preços; já o efeito positivo para o México indica uma demanda inelástica pelas exportações norte-americanas de carne bovina, que pode indicar a exigência de preços mais altos pelos exportadores norte-americanos para compensar a incerteza cambial, pois a taxa de câmbio peso mexicano/dólar americano tem sido historicamente considerada mais volátil que o iene japonês/ dólar americano, o won coreano/ dólar americano e o dólar canadense/ dólar americano. Já em relação às exportações norte-americanas de carne suína, também foi encontrado um *pass-through* incompleto, com efeitos individuais em cada país de destino, uma vez que as variações da taxa de câmbio não influenciam os preços de exportação norte-americanos para México e Canadá e influenciam negativamente os preços de exportação norte-americanos para o Japão, e que uma depreciação de 10% na taxa de câmbio em relação à moeda japonesa reduz os preços de exportações da carne bovina norte-americana para o Japão em 6,8%. Em relação às exportações norte-americanas de carne de frango, foi encontrado um *pass-through* incompleto, com efeitos individuais em cada país de destino, e as variações da taxa de câmbio não influenciam os preços de exportação norte-americanos para o Japão e o Canadá e influenciam negativamente os preços de exportação norte-americanos para o México e Hong-Kong, uma vez que uma depreciação de 10% na taxa de câmbio em relação às moedas de destinos das exportações norte-americanas reduz os preços de exportações da carne de frango para o México e Hong-Kong em, respectivamente, 1,6% e 18,3%. Segundo os autores, as informações identificadas pelo estudo podem ser úteis ao desenvolvimento de estratégias de preços pelo exportador e a avaliação dos efeitos das desvalorizações cambiais na indústria da carne nos Estados Unidos.

Cruz & 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, ou seja, uma depreciação cambial produz efeito limitado na redução dos preços de exportação, no aumento da demanda pelas exportações e na competitividade do exportador. Desta forma, as variações na taxa de câmbio produzem efeitos na moeda doméstica e nas margens de lucro do exportador, porque, em períodos de desvalorização cambial, o exportador aumenta sua margem de lucro e, em períodos de valorização cambial, o exportador é forçado a comprimir sua margem de lucro.

Tejada & Silva (2008) analisaram a relação entre as variações da taxa de câmbio e os preços das exportações dos principais produtos exportados pelo Brasil, utilizando a metodologia do filtro de *Kalman*, gerando um coeficiente variável ao longo do tempo, com dados trimestrais, no período do primeiro trimestre de 1980 ao primeiro trimestre de 2004. O modelo estimado pelos autores, com base no modelo de Ferreira (2000), relaciona como variável depende o logaritmo natural dos preços de exportação em dólares, e como variáveis independentes, o logaritmo natural do custo de produção, utilizado o Índice de Preços por Atacado - Disponibilidade Interna – IPA-DI, o logaritmo natural da taxa de câmbio nominal real/ dólar e o logaritmo natural do preço das exportações mundiais em dólares. Em relação aos setores pesquisados e às respectivas participações, totalizaram 65,86% das exportações totais brasileiras no ano de 2004, dentre eles, 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%). Como resultados, os setores analisados apresentaram um *pass-through* oscilando entre um mínimo coeficiente médio de -0,14 e um máximo de -0,34, indicando um reduzido ganho de competitividade aos exportadores, já que desvalorizações cambiais não reduzem significativamente os preços das exportações em dólares, não implicando necessariamente no aumento da margem de lucro dos exportadores, pois, dependendo do setor, e, levando em consideração os insumos importados que se elevam na depreciação cambial, a margem pode até reduzir.

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, utilizando os testes de raiz unitária (ADF), de cointegração de Johansen e o modelo vetorial de correção de erros (VEC), no período de julho de 1994 a dezembro de 2004. O modelo estimado pelos autores, com base no modelo de Ferreira (2000), relaciona como variável

depende o logaritmo natural dos preços de exportação em dólares, utilizado o índice de preços de soja FOB-Paranaguá, e como variáveis independentes, o logaritmo natural do custo de produção, utilizado o Índice de Preços por Atacado para lavouras de exportação - IPA-OG, o logaritmo natural da taxa de câmbio nominal real/ dólar e o logaritmo natural do preço internacional da soja em dólares. Os resultados indicaram um coeficiente de *pass-through* no valor de -0,34, representando um *pass-through* incompleto, ou seja, que as variações da taxa de câmbio não se traduzem em ganhos significativos de competitividade, afetando apenas o *mark-up* do exportador.

Vigfusson et al. (2009) avaliaram o grau de *pass-through* da taxa de câmbio aos preços de exportação da União Europeia, Alemanha, Reino Unido, Japão, Canadá e países asiáticos, no comparativo das exportações multilaterais e as exportações direcionadas ao mercado norte-americano, utilizando a metodologia de dados em painel, no período do primeiro trimestre de 1980 ao quarto trimestre de 2004. O modelo estimado pelos autores, com base no modelo de Gagnon & Knetter (1995), relaciona, como variável depende, o logaritmo natural dos preços de exportação de cada país na moeda local, e, como variáveis independentes, uma constante, o logaritmo natural do índice de preços ao consumidor de cada país, o logaritmo natural da taxa de câmbio (nas exportações multilaterais, com a ponderação da taxa de câmbio das moedas dos países parceiros e moeda do país exportador, e nas exportações direcionadas aos EUA, com a taxa de câmbio dólar/ moeda do país exportador), representando o coeficiente de *pass-through*, e um termo de erro aleatório. Além disso, o modelo estimado permite que o coeficiente de *pass-through* encontrado em relação aos preços de exportação seja utilizado para determinar o grau de *pass-through* sobre os preços de importação com a diferença de uma unidade (coeficiente – 1). Como resultados, os autores encontraram coeficientes de *pass-through* incompletos, mas com diferentes magnitudes entre os países e regiões exportadas, (a) nas exportações multilaterais - União Europeia, Reino Unido, Canadá e os países asiáticos apresentaram um coeficiente de 0,3, indicando que uma depreciação de 10% na taxa de câmbio em relação a suas moedas locais produz um acréscimo de 3% nos preços de exportação multilaterais, já o Japão apresentou um *pass-through* de 0,5, e Alemanha e Estados Unidos de, respectivamente, 0,04 e 0,16, indicando baixo grau de repasse cambial aos preços de exportação multilaterais e a aproximação aos preços internos destes países, sendo o mercado interno de grande representatividade nestes países, limitando os incentivos das empresas a desviar-se do preço doméstico predominante; (b) nas exportações direcionadas aos Estados Unidos - União Europeia, Japão, Canadá e países asiáticos apresentaram um *pass-through* entre 0,7 a 0,8, indicando que uma apreciação de 10% na taxa de câmbio em relação à moeda do país exportador reduz os preços de exportação destinados ao mercado norte-americano de 7% a 8%. Segundo os autores, a maior sensibilidade cambial dos preços de exportação praticada no mercado norte-americano equivale a mostrar que o repasse cambial aos preços de importação é menor nos

Estados Unidos do que em outras economias, em média, corroborando com a literatura especializada, sendo que o dólar desempenha um papel único na determinação dos preços globais dos produtos comercializados, destacando-se como moeda no comércio internacional.

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

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

Outro estudo desenvolvido pelos autores Copetti et al. (2013) analisaram o relacionamento da taxa de câmbio (real/ euro - R\$/€) e os preços de exportação do grão de soja entre Estados Unidos, Brasil e Argentina (em euro/ toneladas - €/ toneladas), no período de janeiro de 2003 a janeiro de 2012. Para tanto, os autores usaram testes de estacionariedade das séries (ADF e KPSS), o teste de cointegração de Johansen e o

modelo Vetorial de Correção de Erros - VEC. Como resultados, foram identificados um coeficiente de *pass-through* incompleto para os Estados Unidos e coeficientes nulos para o Brasil e Argentina. No mercado norte-americano, o coeficiente de -0,65 indica influência parcial da variação na taxa de câmbio (dólar/ euro - US\$/€) sobre o preço de exportação do grão de soja (€/ toneladas), e uma variação de 0,65% no mesmo sentido do preço de exportação do grão de soja produzida pela variação de 1% na taxa de câmbio. Já nos mercados brasileiros e argentinos, a variação da taxa de câmbio não exerce influência sobre os preços de exportação do grão de soja.

El Bejaoui (2015) analisou o impacto das apreciações e depreciações cambiais no grau de *pass-through* para os preços de exportação e importação totais, utilizando a metodologia do modelo Não Linear de Correção de Erros - NEC e da transição de regimes, baseada em Saikkonen (2005), Balke & Fomby (1997), Psaradakis et al. (2004) e Kapetanios et al. (2006), e sobre os preços de exportação e importação setoriais, utilizando a metodologia de dados em painel, para França, Alemanha, Japão e Estados Unidos, no período do primeiro trimestre de 1970 ao quarto trimestre de 2013. O modelo estimado pelos autores, com base no modelo *Autoregressive Distributed Lag* - ARDL - "Modelo de Defasagem Autoregressiva Distribuída" de Shin et al. (2009), relaciona, como variável depende, o logaritmo natural dos preços de exportação e importação, e, como variáveis independentes, uma constante, o logaritmo natural do índice de preços ao produtor, o logaritmo natural do índice de preços ao consumidor, o logaritmo natural da taxa de câmbio, o logaritmo natural do PIB do país exportador ou importador e um termo de erro aleatório. Como resultados, o autor encontrou, para as exportações totais, e analisando a transmissão simétrica, coeficientes de *pass-through* incompletos para Alemanha, Estados Unidos e França, no valor de, respectivamente, -0,139, -0,170 e -0,534, indicando que uma depreciação de 1% nas moedas alemã, norte-americana e francesa aumentaria os preços das exportações em, respectivamente, 0,139%, 0,170% e 0,534%; e, analisando a transmissão assimétrica, encontrou coeficientes de *pass-through* incompletos, para apreciação cambial, no valor de, para Alemanha e Japão, respectivamente, -0,147 e -0,36, e para depreciação cambial, -0,064 e -0,07, ilustrando a maior magnitude da apreciação cambial, resultado que pode ser explicado pelo fato de que, após uma depreciação cambial, os exportadores podem ganhar competitividade de preços se mantiverem inalterados os preços na moeda nacional. Já para as exportações setoriais dos 4 países, analisando a transmissão simétrica, os coeficientes de *pass-through* foram incompletos para quase todos os setores, e somente para o setor da indústria dos alimentos o *pass-through* foi completo, superior à unidade, com o valor de -1,854; analisando a transmissão assimétrica, os coeficientes de *pass-through* foram incompletos para todos os setores, para apreciação cambial, os preços de exportação setoriais reduziram, pois os exportadores decidem comprimir suas margens de lucro reduzindo o preço de exportação para compensar o aumento do preço do bem na moeda local, de forma a não perder participação de mercado; na depreciação cambial,

umentam seus preços para ganhar com a desvalorização do câmbio.

No et al. (2015) investigaram o repasse da variação da taxa de câmbio para os preços norte-americanos de exportação da carne de frango para os 36 principais países de destino, utilizando a metodologia de dados em painel, no período de 1990 a 2011. O modelo estimado pelos autores, com base nos modelos de Krugman (1987), Dornbusch (1987) e Knetter (1989), relaciona, como variável depende, o logaritmo natural dos preços de exportação, e, como variáveis independentes, uma constante, uma variável de tendência, o logaritmo natural da taxa de câmbio e um termo de erro aleatório. Como resultados, os autores encontraram um coeficiente de *pass-through* incompleto, mas com diferentes magnitudes no curto e longo prazo de, respectivamente, -0,46 e -0,054, indicando que uma apreciação de 10% do dólar americano em relação às moedas estrangeiras faz com que os exportadores ajustem os preços para cima em 4,6% no curto prazo e 0,54% no longo prazo. Ainda, o estudo mostra que o problema de crescimento excessivo da produção de carne de frango nos EUA no período gerou amplas oportunidades para os exportadores de carne de frango norte-americanos, que, implementando uma estratégia de precificação de mercado a longo prazo, conseguiram mitigar o desequilíbrio entre produção e consumo doméstico via repasse cambial incompleto.

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

Souza et al. (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.

Na Tabela 1, faz-se uma síntese dos estudos sobre transmissão de preços e coeficiente de *pass-through* nas exportações brasileiras.

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

exportação do Brasil, bem como a transmissão de preços internacionais aos preços domésticos e de exportação brasileiros do milho.

Os estudos supracitados revelaram que o Brasil apresentou um coeficiente de *pass-through* incompleto nas exportações (entre zero e -1 ou entre zero e 1) e nulo e que a transmissão de preços internacionais do milho aos preços domésticos se comportou de forma inelástica, ou seja, os preços internacionais são transmitidos parcialmente aos preços domésticos. A presente pesquisa difere dos estudos citados pelo comparativo do coeficiente de *pass-through* nas exportações do milho na análise em subperíodos.

METODOLOGIA

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:

Tabela 1. Síntese dos estudos empíricos. Fonte: Organização dos autores.

Autores	País / países	Período	Produtos	Metodologia/ objetivo do estudo	Resultados
Miljkovic, Brester e Marsh (2003)	Estados Unidos	01/1989-12/1996	Carne bovina, suína e de frango	Dados em painel/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>Pass-through</i> incompleto para carne bovina, suína e de frango
Cruz Jr. e Silva (2004)	Brasil	3° trim./1994-2° trim./2003	produtos agropecuários	Modelo VEC / 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 VEC/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>Pass-through</i> incompleto (-0,34)
Vigfusson, Sheets e Gagnon (2009)	União Europeia, Alemanha, Reino Unido, Japão, Canadá, países asiáticos e Estados Unidos	1° trim./1980-4° trim./2004	exportações totais	Dados em painel/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>Pass-through</i> incompleto
Correa (2012)	Brasil	1995-2005	exportações setoriais	Econometria de series temporais/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>Pass-through</i> incompletos para os setores pesquisados
Copetti, Vieira e Coronel (2012)	Brasil e Argentina	03/1999-02/2011	grão de soja	Modelo VEC / coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>Pass-through</i> incompleto (-0,11)
Copetti, Vieira e Coronel (2013)	Estados Unidos, Brasil e Argentina	01/2003-01/2012	grão de soja	Modelo VEC / coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>Pass-through</i> nulo
El Bejaoui (2015)	França, Alemanha, Japão e Estados Unidos	1° trim./1970-4° trim./2013	exportações totais / exportações setoriais	Modelo NEC e dados em painel/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>Pass-through</i> incompleto
No, Davis e Harvey (2015)	Estados Unidos	1990- 2011	Carne de frango	Dados em painel/ coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>Pass-through</i> incompleto
Souza (2018)	Brasil	01/2002-12/2016	milho e algodão	Modelo VEC / coeficiente de <i>pass-through</i>	<i>Pass-through</i> incompleto para o milho (0,419) e preço internacional inelástico (-0,507)/ e <i>pass-through</i> nulo para o algodão
Souza, Raniro e Rosa (2018)	Brasil	01/2012-12/2016	açúcar	Modelo Vetorial de Correção de Erros/ coeficiente de <i>pass-through</i>	Baixo coeficiente (-0,03) de <i>pass-through</i> cambial para os preços em dólares e alto coeficiente (0,97) para o preço em reais

$$\ln P^*X = \phi_0 + \phi_1 \ln CP + \phi_2 \ln E + \phi_3 \ln PW \tag{4}$$

em que o coeficiente de *pass-through* é representado por ϕ_2 . A análise do resultado deste coeficiente pode ser expressa da seguinte forma:

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

Procedimentos econométricos

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) (Kwiatkowski et al., 1992). Esses testes permitem verificar a existência ou não de raízes unitárias nas séries temporais, ou seja, se as variáveis são ou não estacionárias¹. A utilização dos dois testes em conjunto para o diagnóstico de estacionariedade das séries temporais relaciona-se a uma maior confiabilidade e robustez dos resultados.

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

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

¹ Um processo estocástico é estacionário quando a sua média e a sua variância são constantes ao longo do tempo e quando o valor da covariância entre dois períodos de tempo depende apenas da distância, do intervalo ou da defasagem entre os períodos de tempo, e não do próprio tempo em que a covariância é calculada. Em notação matemática, as propriedades do processo estocástico estacionário podem ser representadas por: (Média) $E(Y_t) = \mu$, (Variância)

$$\text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \quad \text{e} \quad \text{(Covariância)}$$

$\gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)]$. 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).

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

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

em que α_0 é o intercepto; γ descreve o comportamento da série temporal; y representa a variável dependente; Δ é a representação do operador de diferença e ε_t denota o erro que se assume ser idêntica e independentemente distribuída. A fim de determinar o número de defasagens utilizadas no teste para eliminar a autocorrelação residual, utilizou-se o menor valor do critério de Schwarz (SBC). O parâmetro de interesse nas regressões (sem intercepto e sem tendência; com intercepto; com intercepto e tendência) é γ , sendo que, se $\gamma = 0$, a série contém uma raiz unitária. Nesse teste, compara-se o resultado da estatística τ com os valores apropriados reportados por Dickey-Fuller para determinar se aceita ou se rejeita a hipótese nula $\gamma = 0$. A hipótese nula será rejeitada se o valor calculado da estatística τ for maior do que o valor crítico de Dickey-Fuller, indicando que a série é estacionária; caso contrário, a série é não estacionária. O KPSS é um teste alternativo ao ADF, sendo definido pelo procedimento de um teste de não estacionariedade contra a hipótese nula de estacionariedade, conforme Greene (2008). Formalmente é expresso pela seguinte expressão:

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

$$y_t = \alpha + \beta_t + \gamma Z_t + \varepsilon_t \tag{6}$$

tendo as seguintes hipóteses:

- $H_0: \gamma = 0$, série é estacionária
- $H_a: \gamma \neq 0$, série é não estacionária

Análise de cointegração

Mesmo que variáveis individuais não sejam estacionárias, mas exista pelo menos uma combinação linear estacionária entre elas, então se pode afirmar que essas variáveis são cointegradas (Greene, 2008), ou seja, é possível verificar uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas, que pode ser estimada e analisada². Dessa forma, para identificar o possível

² Engle & 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

relacionamento de longo prazo entre as séries, utilizou-se o teste de cointegração elaborado por Johansen (1988).

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

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

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

em que: z_t é um vetor ($n \times 1$), A_i é uma matriz de parâmetros ($n \times n$) 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:

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

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

Testes de autocorrelação

Teste de Portmanteau

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

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

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

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

X_t é um vetor de variáveis cointegradas denotadas por $X_t \sim CI(d,b)$.

onde ρ_k a autocorrelação estimada dos resíduos na defasagem “k” e “n” o número de laqs testado. O teste irá rejeitar a hipótese nula caso $Q^* > \chi^2_{1-\alpha; q}$ sendo $\chi^2_{1-\alpha; q}$ uma distribuição qui-quadrado com “q” graus de liberdade e nível de significância α .

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.

Fonte dos dados

Os dados para estimação do modelo apresentado na Equação (4) foram coletados nos seguintes sites: no Instituto de Economia Aplicada – IPEA (2019), para as variáveis preço de exportação do milho (preço médio do milho em grãos no atacado no Paraná, em R\$/ saca de 60 kg, transformado em US\$/ toneladas), custo de produção, utilizado como *proxy* o Índice de Preços ao Atacado – Disponibilidade Interna – IPA- DI, e taxa de câmbio nominal (em real/ dólar - R\$/US\$); e na *Agriculture and Horticulture Development Board - AHDB* (2019) para a variável preço internacional do milho (contrato futuro do milho, primeiro vencimento, da *Chicago Board of Trade - CBOT*, em *cents* de dólar/*bushel*, transformado em US\$/ toneladas). O período analisado foi o de janeiro/2000 a dezembro/2018, com cotações mensais, totalizando 228 observações. As séries também foram separadas em 2 (dois) subperíodos: 01 de janeiro de 2000 a dezembro de 2007; e 02 de janeiro de 2008 a dezembro de 2018. Além disso, as séries não foram deflacionadas, sendo utilizadas na forma original, pois, conforme Wang & Tomek (2007) e Siqueira (2007), o deflacionamento incorpora uma tendência nos dados, logo não faz

sentido incluir uma tendência antes da realização do teste de cointegração.

Na Tabela 2, encontra-se um resumo das variáveis estimadas no modelo.

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

ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Como forma de indicar a ordem de integração das séries de análise, foram aplicados dois testes de estacionariedade: ADF – *Dickey- Fuller* Aumentado; e KPSS – *Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin*. Os resultados estão expostos nas Tabelas 3 e 4.

Pela análise da Tabela 3, observa-se que somente a série taxa de câmbio no segundo período (LBRA_E02) foi estacionária em nível pelo teste KPSS, sendo as demais séries não estacionárias em nível, com 5% de significância, para os testes ADF e KPSS, ou seja, suas médias, as variâncias ou ambas variam com o tempo. Por outro lado, os resultados da Tabela 4 indicam concordância em ambos os testes, pois, efetuada a primeira diferença, as séries foram estacionárias, com 5% de significância.

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

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

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

A partir da Figura 1, identificou-se que as séries apresentam tendências opostas, oscilando o crescimento/ decréscimo entre o preço de exportação e a taxa de câmbio, e 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.

Tabela 2. Variáveis estimadas no modelo e as respectivas siglas. Fonte: Organização dos autores.

Variável	Sigla
Log preço de exportação do milho/ período total	LBRA_M
Log preço de exportação do milho/ subperíodo 01	LBRA_M01
Log preço de exportação do milho/ subperíodo 02	LBRA_M02
Log custo de produção no Brasil/ período total	LBRA_CP
Log custo de produção no Brasil/ subperíodo 01	LBRA_CP01
Log custo de produção no Brasil/ subperíodo 02	LBRA_CP02
Log taxa de câmbio Real/ Dólar / período total	LBRA_E
Log taxa de câmbio Real/ Dólar / subperíodo 01	LBRA_E01
Log taxa de câmbio Real/ Dólar / subperíodo 02	LBRA_E02
Log preço internacional do milho/ Bolsa Chicago – CBOT/ período total	LINT_MCBOT
Log preço internacional do milho/ Bolsa Chicago – CBOT/ subperíodo 01	LINT_MCBOT01
Log preço internacional do milho/ Bolsa Chicago – CBOT/ subperíodo 02	LINT_MCBOT02

Tabela 3. Testes de raiz unitária em nível aplicados nas séries mensais de preços de exportação do milho (em US\$/toneladas), custo de produção, taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) e preços internacionais do milho (US\$/toneladas) no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2018. Nota 1: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%; ns não significativo. Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

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

Tabela 4. Testes de raiz unitária em primeira diferença aplicados nas séries mensais de preços de exportação do milho (em US\$/toneladas), custo de produção, taxa de câmbio nominal (R\$/ US\$) e preços internacionais do milho (US\$/toneladas) no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2018. Nota 1: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%; ns não significativo. Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Séries	Teste ADF			Teste KPSS		
	Modelo	Estadística de teste		Modelo	Estadística de teste	
LBRA_M	constante	-10.02472	***	constante	0.051064	ns
LBRA_M01	constante	-6.275561	***	constante	0.384846	*
LBRA_M02	constante	-7.697434	***	constante	0.044298	ns
LBRA_CP	constante	-6.411110	***	constante	0.325420	ns
LBRA_CP01	constante	-3.362544	**	constante	0.227427	ns
LBRA_CP02	constante	-6.240706	***	constante	0.034697	ns
LBRA_E	constante	-9.965397	***	constante	0.134717	ns
LBRA_E01	constante	-6.707759	***	constante	0.440833	ns
LBRA_E02	constante	-7.350570	***	constante	0.089353	ns
LINT_MCBOT	constante	-10.83954	***	constante	0.086892	ns
LINT_MCBOT01	constante	-6.161939	***	constante	0.143477	ns
LINT_MCBOT02	constante	-8.876310	***	constante	0.079659	ns

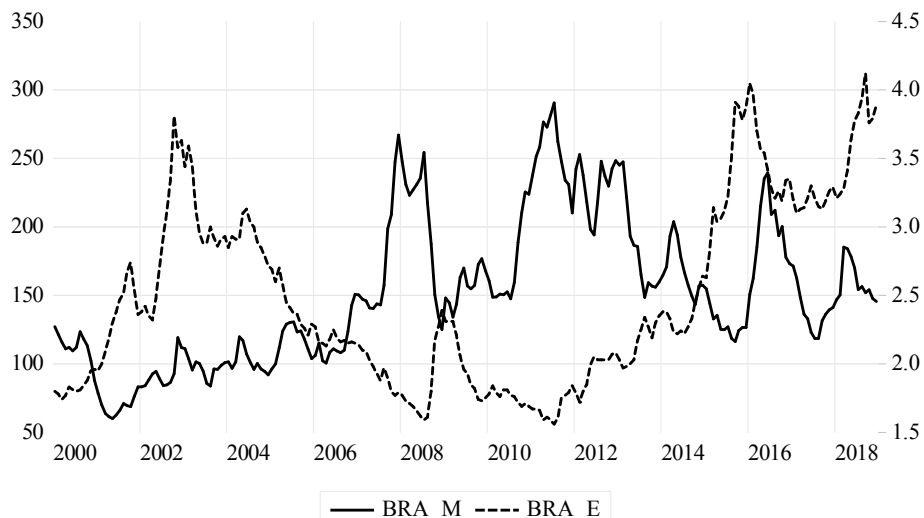


Figura 1. Relação entre preço de exportação do milho (em US\$/ toneladas) e a taxa de câmbio nominal (R\$/US\$), no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2018. Fonte: Elaborado pelos autores a partir de IPEA (2019).

Para realização do teste de cointegração, é necessário verificar o número de defasagens para inserir do modelo (Tabela 5).

Com base nos dados da Tabela 5, 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, bem como a hipótese alternativa de que há pelo menos um vetor de cointegração, devem ser rejeitadas ao nível de 1% para a estatística do traço e para a estatística do máximo autovalor (de acordo com os dados da Tabela 6). 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.

De acordo com a Tabela 7, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), todos os coeficientes estimados foram significativos ao nível de 1%.

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

$$LBRA_M_t = +0,60 LBRA_CP - 0,55 LBRA_E + 0,34 LINT_MCBOT_t \quad (13)$$

De acordo com a Equação (13), verifica-se que o coeficiente de *pass-through* foi incompleto, indicando que a variação da taxa de câmbio (R\$/ US\$) influencia parcialmente o preço de exportação do milho brasileiro, ou seja, o aumento de 10% na taxa de câmbio ocasiona uma redução de 5,5% no preço de exportação do milho. O estudo de Souza (2018) esboçado na literatura revisada também encontrou um *pass-through* incompleto para o milho, mas no valor de 0,419, porém seu período de análise foi distinto do da presente pesquisa. Demais estudos revisados sobre o repasse das variações da taxa de câmbio aos preços de exportação também corroboraram o resultado de um *pass-through* incompleto no mercado brasileiro (Cruz & Silva, 2004; Tejada & Silva, 2008; Fraga et al., 2008; Correa, 2012; Copetti et al., 2012; Souza et al., 2018) e internacional (Miljkovic et al., 2003; Vigfusson et al., 2009; El Bejaoui, 2015; No et al., 2015).

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

exportações quando o grau de *pass-through* for incompleto.

Além disso, os exportadores possivelmente adotaram uma estratégia de precificação no meio termo entre a PCP e LCP, ou seja, parte do preço de exportação foi fixado em reais e parte em dólar. Para Knetter (1993), a estratégia PCP indica a determinação de preços pelo exportador em relação ao mercado de destino, sendo o *pass-through* completo, e a LCP, o mercado de destino determina o preço, sendo o *pass-through* nulo.

Para a análise da dinâmica das variáveis do modelo 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 preço de exportação do milho – período total.

Os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão do preço de exportação do milho – período total (LBRA_M), apresentados na Tabela 8, mostram que, decorridos 24 meses após um choque não antecipado sobre essa variável, 84,88% de seu comportamento devem-se a ela própria, sendo que os 15,12% restantes são atribuídos às demais variáveis, 8,43% ao custo de produção (LBRA_CP), 2,35% à taxa de câmbio nominal (LBRA_E) e 4,35% ao preço internacional do milho. Esse resultado mostra que a taxa de câmbio nominal exerce baixa influência na explicação do comportamento do preço de exportação do milho. Para Souza (2018), a taxa de câmbio nominal explicou 9% do preço de exportação do milho brasileiro 10 meses após um choque não antecipado sobre essa variável. Além disso, o alto grau de explicação do comportamento da variável preço de exportação do milho por ela própria fornece indícios da tendência da precificação via mercado interno, sendo 71,59% a média da participação da destinação do total do milho disponível brasileiro, entre as safras de 2000/2001 a 2018/2019, ao consumo interno do país (USDA, 2019). Na Figura 2, é possível identificar os resultados da função de resposta de impulso e efeitos de choques na taxa de câmbio nominal sobre o preço de exportação do milho – período total.

De acordo com a Figura 1, após um choque não antecipado na taxa de câmbio nominal (LBRA_E), verificam-se três fases distintas da variável preço de exportação do milho – período total (LBRA_M) ao longo do tempo. Inicialmente, o preço de exportação do milho reduz a taxas decrescentes até aproximadamente o sexto mês após choque inicial não antecipado na taxa de câmbio nominal. Do sexto ao vigésimo segundo mês, o preço de exportação cresce moderadamente. Do vigésimo mês em diante, o preço de exportação do milho tende a estabilizar-se. Portanto, com base no resultado da função de resposta de impulso, pode-se inferir que, apesar da reação brusca no ajuste do preço de exportação do milho pelo exportador, acompanhando os movimentos cambiais no período inicial, o ajuste do preço em relação às variações da taxa de câmbio nominal tende a ser moderado e crescente ao longo do tempo.

Tabela 5. Critério de defasagem do VAR auxiliar para o milho – período total. 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 e Quinn (HQC). Nota 2: *indica a defasagem ótima (n) definida pelo critério. Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

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

Tabela 6. Teste de cointegração de Johansen para o milho – período total. Nota: ** significativo a 5% e *** significativo a 1%. Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

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

Tabela 7. Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para milho – período total. Nota 1: LBRA_M = logaritmo neperiano do preço de exportação do milho – período total (US\$/toneladas); LBRA_CP = logaritmo neperiano do custo de produção – período total; LBRA_E = logaritmo neperiano da taxa de câmbio – período total (R\$/ US\$); LINT_MCBOT = logaritmo neperiano do preço internacional do milho – período total (US\$/toneladas). Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t. Nota 3: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%, ns não significativo. Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

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

Tabela 8. Resultados da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem para as variáveis LBRA_M, LBRA_E, LBRA_CP e LINT_MCBOT no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2018. Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Variável	Período (meses)	LBRA_M	LBRA_CP	LBRA_E	LINT_MCBOT
LBRA_M	1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
	6	94.66415	4.985547	0.188132	0.162173
	12	89.70110	8.496680	0.707569	1.094650
	18	86.97530	8.772964	1.502949	2.748790
	24	84.87633	8.427810	2.347800	4.348057

Ainda, de acordo com a Equação (13), constata-se que o aumento de 10% no custo de produção brasileiro ocasiona um aumento de 6% no preço de exportação do milho. Este resultado está em consonância com o trabalho de Souza (2018), contudo, o autor estimou um coeficiente de 0,492 para o custo de produção, representando que o aumento de 10% no custo de produção brasileiro ocasiona um aumento de 4,9% no preço de exportação do milho.

Também foi possível inferir, com base na Equação (13), que o aumento de 10% no preço internacional do milho determina um aumento de 3,4% no preço de

exportação do grão de soja em dólar. O resultado encontrado na presente pesquisa sugere um coeficiente inelástico na transmissão de preços e invalida a Lei do Preço Único, que, de acordo com Mundlack & Larson (1992), diz que bens idênticos, em regiões distintas, em livre concorrência de mercado, devem ser vendidos pelo mesmo preço. O estudo de Souza (2018), revisado na literatura, também corroborou com o resultado de um coeficiente inelástico na transmissão do preço internacional do milho ao mercado brasileiro, com o coeficiente de -0,507, porém seu período de análise foi distinto do usado no presente estudo.

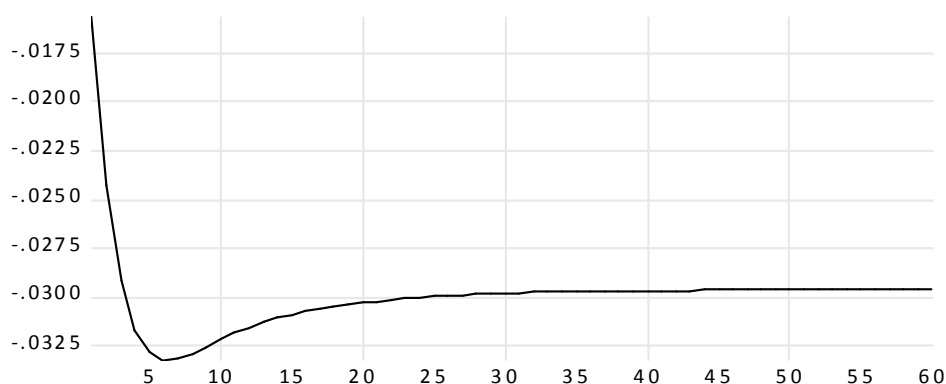


Figura 2. Resultados da função de resposta de impulso e efeitos de choques na taxa de câmbio nominal (LBRA_E) sobre o preço de exportação do milho – período total (LBRA_M). Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Com a finalidade de diagnóstico do modelo, foram estimados dois testes de correlação serial para os resíduos, cujos resultados encontram-se na Tabela 9.

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 8, até doze defasagens o teste indica a rejeição da hipótese nula de que a correlação serial é diferente de zero, com 5% de significância. Desta forma, os resultados de diagnóstico do modelo estimado são válidos e apresentam um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

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

Análise do subperíodo 01 – de jan/2000 a dez/2007

Para realização do teste de cointegração, é necessário verificar o número de defasagens para inserir do modelo (Tabela 10).

Com base nos dados da Tabela 9, 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 o mesmo número de defasagens do VAR auxiliar.

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 5% (de acordo com os dados da Tabela 11). 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.

De acordo com a Tabela 12, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), somente o coeficiente do preço internacional do milho foi não significativo, ao nível de 10%, mas os demais coeficientes estimados foram significativos ao nível de 1%.

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

$$LBRA_M01_t = +0,74 LBRA_CP01 - 0,90 LBRA_E01 \quad (14)$$

De acordo com a Equação (14), verifica-se que o coeficiente de *pass-through* foi incompleto, indicando que a variação da taxa de câmbio (R\$/ US\$) influencia parcialmente o preço de exportação do milho brasileiro, ou seja, o aumento de 10% na taxa de câmbio ocasiona uma diminuição de 9% no preço de exportação do milho no subperíodo 01.

Ainda, de acordo com a Equação (14), constata-se que o aumento de 10% no custo de produção brasileiro ocasiona um aumento de 7,4% no preço de exportação do milho no subperíodo 01.

Também é possível inferir, com base na Equação (14), que o coeficiente do preço internacional do milho foi nulo, indicando ausência na transmissão de preços no subperíodo 01.

Com a finalidade de diagnóstico do modelo, foram estimados testes de correção serial para os resíduos, cujos resultados encontram-se na Tabela 13.

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

Análise do subperíodo 02 – de jan/2008 a dez/2018

Para realização do teste de cointegração, é necessário verificar o número de defasagens para inserir do modelo (Tabela 14).

Com base nos dados da Tabela 9, foi possível indicar que o número de defasagens é de 3 (três) a serem incluídas no VAR, visto que, dos cinco critérios considerados, três indicaram o mesmo número de defasagens do VAR auxiliar.

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 1% (de acordo com os dados da Tabela 9). Além disso, o modelo da equação de cointegração que mais se ajustou ao teste foi o modelo 1 do sumário do teste, com as variáveis em nível sem tendência determinística e as equações de cointegração sem interceptos. Tabela 15.

Tabela 9. Testes de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o milho – período total. Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

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

Tabela 10. Critério de defasagem do VAR auxiliar para o milho – subperíodo 01. 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 e Quinn (HQC). Nota 2: *indica a defasagem ótima (n) definida pelo critério. Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

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

Tabela 11. Teste de cointegração de Johansen para o milho – subperíodo 01. Nota: ** significativo a 5% e *** significativo a 1%. Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

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

Tabela 12. Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para milho – subperíodo 01. Nota 1: LBRA_M01 = logaritmo neperiano do preço de exportação do milho – subperíodo 01 (US\$/toneladas); LBRA_CP01 = logaritmo neperiano do custo de produção – subperíodo 01; LBRA_E01 = logaritmo neperiano da taxa de câmbio – subperíodo 01 (R\$/ US\$); LINT_MCBOT01 = logaritmo neperiano do preço internacional do milho – subperíodo 01 (US\$/toneladas). Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t. Nota 3: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%, ns não significativo. Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

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

Tabela 13. Teste de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o milho – subperíodo 01. Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

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

Tabela 14. Critério de defasagem do VAR auxiliar para o milho – subperíodo 02. 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 e Quinn (HQ). Nota 2: *indica a defasagem ótima (n) definida pelo critério. Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

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

Tabela 15. Teste de cointegração de Johansen para o milho – subperíodo 02. Nota: ** significativo a 5% e *** significativo a 1%. Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

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

De acordo com a Tabela 16, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), todos os coeficientes estimados foram significativos ao nível de 1%.

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

$$LBRA_{M02}_t = +0,27 LBRA_{CP02} + 0,68 LINT_{MCBOT02}_t \quad (15)$$

De acordo com a Equação (15), verifica-se que o coeficiente de *pass-through* foi nulo, indicando que a variação da taxa de câmbio não influencia o preço de exportação do milho no subperíodo 02. Uma possível explicação para o coeficiente nulo no subperíodo 02 é que os exportadores optaram por não alterar seu preço em moeda estrangeira, devido à maior instabilidade cambial que caracterizou o subperíodo. De acordo com Tabela 16, percebe-se que a média mensal da variação

cambial no subperíodo 02 foi de 0,67%, aproximadamente 10 vezes maior do que a média da variação cambial do subperíodo 01. Para Ferreira & Sanso (1999), o coeficiente de *pass-through* é uma função, dentre outros fatores, da volatilidade da taxa de câmbio porque os exportadores, para preservar suas participações no comércio internacional, e percebendo a instabilidade do câmbio, optam por manter seus preços em moeda estrangeira invariáveis às mudanças cambiais. Por esta razão, aumentos na variabilidade da taxa de câmbio podem ser acompanhados de uma redução no coeficiente *pass-through*.

O crescimento expressivo da produção de milho brasileira, que segundo USDA (2019) foi 143% entre as safras de 2000/2001 e 2018/2019, proporcionou um excedente, e os exportadores, aproveitando-se da depreciação cambial via *pass-through* incompleto, reduziram seus preços como forma de manter suas participações no mercado internacional. De acordo com

Tabela 15, a média da participação dos estoques iniciais sobre o total do milho disponível no mercado brasileiro cresceu 2,70% no subperíodo 02 em relação ao subperíodo 01, as exportações cresceram 13,99% e consumo interno reduziu cerca de 14,45%, ilustrando a tendência dos produtores de milho ao mercado externo. Tabela 17

Além disso, a tendência na destinação da produção de milho ao comércio exterior pode ser identificada, com base na Tabela 16, nas taxas de crescimento, no período total para a importações, produção, exportações e consumo interno de, respectivamente, 5,41%, 5,79%, 16,53% e 3,81%, sendo o crescimento das exportações 3 vezes ao das importações e 4 vezes ao do consumo interno.

Segundo o USDA (2019), na safra de 2007/2008, o Brasil destinou ao mercado externo 7,80 milhões de toneladas de milho, representando 7,88% das exportações mundiais e ocupando o 3º lugar no *ranking* dos maiores exportadores. Em comparação com safra de 2000/2001, houve um incremento de aproximadamente 24% na quantidade exportada desta *commodity*, sendo que as exportações neste ano foram de 6,3 milhões de toneladas, representando 8,21% das exportações mundiais e ocupando o 4º lugar no *ranking* dos maiores exportadores de milho, com isso, apesar da redução da participação de mercado em 0,33%, o país ganhou uma colocação no *ranking* mundial. Já no comparativo entre as safras de 2008/2009 e 2018/2019, o Brasil aumentou sua participação nas exportações de milho mundiais de 8,48% para 21,92%, e passou do 3º ao 2º lugar no *ranking* dos maiores exportadores de milho.

Em relação à estratégia de preços adotada pelos exportadores, no comparativo do subperíodo 01 em relação ao subperíodo 02, possivelmente os exportadores adotaram mais uma posição PCP do que LCP, ou seja, foi possível definir os preços mais em reais do que em dólares, indicando maior competitividade nos preços no subperíodo 01. Ainda, o maior *pass-through* do subperíodo 01 (0,90) traduziu-se no aumento do volume de exportações no subperíodo 02 e na elevação da participação de mercado das exportações de milho brasileiras.

Segundo o IPEA (2019) e a AHDB (2019), a média de preços de exportação brasileiros e do preço internacional foi de, nos anos de 2000, 2007 e 2008, respectivamente, US\$ 6,77 / saca de 60 kg e US\$ 4,93 / saca de 60 kg, US\$ 10,45 / saca de 60 kg e US\$ 8,84 /

saca de 60 kg, e, US\$ 12,32 / saca de 60 kg e US\$ 12,44 / saca de 60 kg, sendo identificada a equiparação dos preços no ano de 2008, fato atribuído possivelmente ao ganho competitivo do maior coeficiente de *pass-through* no subperíodo 01. Por outro lado, a média de preços de exportação brasileiros e do preço internacional, no ano de 2018, foi de, respectivamente, US\$ 9,62 / saca de 60 kg e US\$ 8,69 / saca de 60 kg, indicando o descolamento dos preços e a tendência decrescente no subperíodo 02 (Tabela 16), caracterizado com *pass-through* nulo e ausência na competitividade dos preços de exportação do milho brasileiro.

A Tabela 18 ilustra as taxas de crescimento do preço de exportação do milho, taxa de câmbio, preço internacional do milho, estoques iniciais, importações, produção, exportações, consumo interno, estoques finais; e a média da variação mensal da taxa de câmbio, de janeiro de 2000 a dezembro de 2018.

Ainda, de acordo com a Equação (15), constata-se que o aumento de 10% no custo de produção brasileiro ocasiona um aumento de 2,7% no preço de exportação do milho no subperíodo 02.

Também é possível inferir, com base na Equação (15), que o aumento de 10% no preço internacional do milho determina um aumento de 6,8% no preço de exportação do milho brasileiro no subperíodo 02.

Com a finalidade de diagnóstico do modelo, foram estimados testes de correção serial para os resíduos, cujos resultados encontram-se na Tabela 19.

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 18, 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.

CONCLUSÕES

O trabalho realizou uma investigação da influência da variação da taxa de câmbio nos preços de exportação do milho no período total e em dois subperíodos. Nesse tocante, os resultados encontrados forneceram indicações de que o grau de *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de exportação do milho foi incompleto com os coeficientes para o período total e o subperíodo 01 de, respectivamente, 0,55 e 0,90.

Tabela 16. Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para milho – subperíodo 02. Nota 1: $LBRA_M02$ = logaritmo *neperiano* do preço de exportação do milho – subperíodo 02 (US\$/toneladas); $LBRA_CP02$ = logaritmo *neperiano* do custo de produção – subperíodo 02; $LBRA_E02$ = logaritmo *neperiano* da taxa de câmbio – subperíodo 02 (R\$/ US\$); $LINT_MCBOT02$ = logaritmo *neperiano* do preço internacional do milho – subperíodo 02 (US\$/toneladas). Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t. Nota 3: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%, ns não significativo. Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

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

Tabela 17. Média da participação dos estoques iniciais, importações, produção, exportações, consumo interno e estoques finais sobre o total do milho disponível no mercado brasileiro de janeiro de 2000 a dezembro de 2018. Fonte: Elaboração própria com base nos dados do USDA (2019).

	Período total (01/2000 – 12/2007)	Subperíodo 01 (01/2008 – 12/2018)	Subperíodo 02 (01/2008 – 12/2018)	% SP 02 – SP 01
Estoques Iniciais	9,61%	8,05%	10,75%	2,70%
Importações	1,31%	1,37%	1,26%	-0,11%
Produção	89,09%	90,59%	87,99%	-2,59%
Exportações	18,35%	10,25%	24,24%	13,99%
Consumo interno	71,59%	79,96%	65,51%	-14,45%
Estoques finais	10,06%	9,79%	10,25%	0,46%
Total disponível	100,00%	100,00%	100,00%	-

Tabela 18. Taxas de crescimento¹ do preço de exportação do milho, taxa de câmbio, preço internacional do milho, estoques iniciais, importações, produção, exportações, consumo interno, estoques finais; e a média da variação mensal da taxa de câmbio, de janeiro de 2000 a dezembro de 2018. Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IPEA (2019), AHDB (2019) e USDA (2019).

	Sub- período 01 (01/2000- 12/2007)	Sub- período 02 (01/2008- 12/2018)	Período total (01/2000-12/2018)
Preço de exportação do milho (US\$/ ton)	7,85%	-2,71%	4,07%
Preço de exportação do milho (R\$/ ton)	7,00%	5,67%	5,53%
Taxa de câmbio (R\$/ US\$)	-0,65%	8,46%	1,44%
Preço internacional (US\$/ ton)	6,20%	-3,72%	4,68%
Estoques iniciais (ton)	10,29%	2,23%	8,88%
Importações (ton)	20,65%	4,50%	5,41%
Produção (ton)	4,68%	6,02%	5,79%
Exportações (ton)	9,87%	14,21%	16,53%
Consumo interno (ton)	3,52%	3,45%	3,81%
Estoques finais (ton)	13,18%	2,77%	6,99%
Média da variação mensal do câmbio (%)	0,07%	0,67%	0,42%

Tabela 19. Teste de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o milho – subperíodo 02. Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

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

¹Segundo Greene (2008), a taxa geométrica de crescimento da variável Y pode ser descrita por: $\ln Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + u_t$, representando a função log-linear teórica para a taxa de crescimento "t", onde u_t é um termo de erro aleatório, β_2 é a taxa de crescimento instantânea (em um ponto do tempo), e a taxa de crescimento composta (no decurso de um período) é calcula por $[\text{antilog}(\hat{\beta}_2) - 1] \times 100$

Já o subperíodo 02 apresentou o coeficiente de *pass-through* nulo.

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

Desse modo, como as variações cambiais determinaram reduzidos efeitos sobre a competitividade do milho, 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 milho, como a elevada concentração, porém com reduzido poder de mercado dos exportadores com o crescimento da renda mundial, tem possivelmente minimizado o ajuste dos preços decorrentes de depreciações cambiais.

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

Agradecimentos

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

REFERÊNCIAS

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

Balke, N.S. & T.B. Fomby. 1997. Threshold cointegration. *International Economic Review* 38: 627-645.

Box, G.E.P. & D.A. Pierce. 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* 17 (31): 334-355.

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

CONAB (Companhia Nacional de Abastecimento). 2019. Acompanhamento da safra de grãos 2018/2019. 6(11) - Décimo primeiro levantamento. Agosto de 2019. Disponível em: https://www.conab.gov.br/info-agro/safras/graos/boletim-da-safra-de-graos/item/download/28484_9a9ee12328baa359b3708d64e774e5d8. Acesso em: 23 outubro 2019.

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

Copetti, L.S., K.M. Vieira & D.A. Coronel. 2013. Transmissão da variação da taxa de câmbio para os preços de exportação da soja em grão: análise dos mercados dos Estados Unidos, do Brasil e da

Argentina. *Revista em Agronegócios e Meio Ambiente* 6(3): 435-461.

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

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

Dickey, D.A. & W.A. Fuller. 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. & W.A. Fuller. 1981. A Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica* 49(4): 1057-1072.

Dilly, R.F., A. Massuquetti, G. da Silva Freitas & J. de Jesus Fernandes. 2017. Exportações mundiais de milho: um estudo da competitividade e do grau de concentração do Brasil e dos Estados Unidos da América (EUA) no período 2000/2014. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (RBERU)* 11(1): 1-19.

Dornbusch, R. 1987. Exchange Rates and Prices. *American Economic Review* 77(1): 93-106.

El Bejaoui, H.J. 2015. *Essais sur le report du taux de change: le rôle des asymétries et de la mondialisation des échanges*. Tese (Doutorado em Economia e Finanças). Université Sorbonne Paris Cité, Paris, França. 154 pp.

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

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

Ferreira, A. 2000. *Pass-through da taxa de câmbio: modelos teóricos e evidências empíricas para as exportações brasileiras de manufaturados*. In: Fontes, R.; Arbex, M. (eds.) *Economia aberta: ensaios sobre fluxos de capitais, câmbio e exportações*. Viçosa: UFV.

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

Ferreira, B. & D.H.D. Capitani. 2017. Competitividade do milho brasileiro no mercado internacional. *Revista de Política Agrícola* 26(2): 86-99.

Fraga, G.J., C.S. Arruda, A.F. Alves & J.L. Parré. 2008. O *pass-through* das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação de soja. *Revista Análise Econômica* 49: 193-210.

Gagnon, J. & M. Knetter. 1995. Markup Adjustment and Exchange Rate Fluctuations: Evidence from Panel Data on Automobile Exports. *Journal of International Money and Finance* 14:289-310.

Godfrey, L.G. 1978. Testing for higher order serial correlation in regression equations when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica* 46(6): 1303-1310.

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

- Hamilton, J.D.** 1994. Time series analysis. Princeton University Press, New Jersey.
- Harris, R.I.D.** 1995. Using cointegration analysis in econometric modelling. Prentice-Hall-Harvester Wheatsheaf, London.
- IPEA (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada).** 2019. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: 14 jan. 2019.
- Johansen, S.** 1988. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamic and Control* 12: 231-254.
- Kapetanios, G., Y. Shin & A. Snell.** 2006. Testing for cointegration in nonlinear smooth transition error correction models. *Econometric Theory* 22: 279-303.
- Knetter, M.M.** 1989. Price discrimination by US and German exporters. *American Economic Review* 79: 198-210.
- Knetter, M. M.** 1993. International comparisons of pricing to market behavior. *American Economic Review* 83: 473-486.
- Krugman, P.** 1987. Pricing to Market When the Exchange Rate Changes. In: *Real Financial Linkages among Open Economies*. Arndt, S.W. & J.D. Richardson (Ed.), MIT Press, Cambridge, MA.
- Kwiatkowski, D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt & Y. Shin.** 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(1-3): 159-178.
- Ljung, G. M. & G. E. P. Box.** 1978. On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, (65)2: 297-303.
- Luz, A.N.C.** 2014. A competitividade da agricultura brasileira: o Brasil é competitivo no comércio global de grãos? Dissertação (Mestrado em Economia). Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, BR-RS. 150 pp.
- MDIC (Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior).** 2019. Balança Comercial. Disponível em: <http://www.mdic.gov.br/index.php/balanca-comercial>. Acesso em: 01 mar. 2019.
- Massuquetti, A., C.O. Gräf, E.T. Santarossa & V. Krützmann.** 2014. As oportunidades comerciais do agronegócio da região sul do Brasil. *Revista de Economia e Agronegócio* 12(1,2,3): 91-114.
- Menon, J.** 1995. Exchange rate and import prices for a small open economy. *Applied Economics* 27(3): 297-301.
- Miljkovic, D., G.W. Brester & J.M. Marsh.** 2003. Exchange Rate Pass-Through, Price Discrimination, and U.S. Meat Export Prices. *Applied Economics*. 35(6): 641-650.
- Mundlack, Y. & D.F. Larson.** 1992. On the transmission of world agricultural prices. *The World Bank Review* 6(1): 399-422.
- No, S.C., C.G. Davis & D. Harvey.** 2015. Pricing-to-Market and Exchange Rate Pass-Through in the U.S. Broiler Meat Export Markets. *International Food and Agribusiness Management Review*. 18, Special Issue A.
- Obstfeld, M. & K. Rogoff.** 1995. Exchange rate dynamics redux. *Journal of Political Economy* 103(3): 624-660.
- Psaradakis, Z., M. Sola & F. Spagnolo.** 2004. On Markov error-correction models with an application to stock prices and dividends. *Journal of Applied Econometrics* 19: 69-88.
- Saikkonen, P.** 2005. Stability results for nonlinear error correction models. *Journal of Econometrics* 127: 69-81.
- Shin, Y., B. Yu & M. Greenwood-Nimmo.** 2009. Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in an ARDL Framework. Mimeo.
- Siqueira, K. B.** 2007. The dynamics of farm milk price formation in Brazil. Viçosa – MG, Universidade Federal de Viçosa, 2007. Tese (Doutorado em Economia Aplicada), 126p.
- Souza, R.S., A.E. Wander, C.A. Cunha & J.A.V. Medeiros.** 2012. Competitividade dos principais produtos agropecuários do Brasil. Vantagem comparativa revelada normalizada. *Revista de Política Agrícola* 21(2): 64-71.
- Souza, D.K.F.** 2018. O impacto das variações cambiais nas exportações do milho e do algodão. Dissertação (Mestrado em Economia). Universidade Federal de São Carlos, Sorocaba. 95 pp.
- Souza, D.K.F., L.R. Raniero & M.B Rosa.** 2018. Análise do pass-through da taxa de câmbio para os preços de exportação do açúcar. *Anais do 56º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural – SOBER, Campinas – SP.*
- Tejada, C.A.O. & A.G. Silva.** 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(1): 171-205.
- USDA (United States Department of Agriculture).** 2019. Custom Query. Disponível em: <https://apps.fas.usda.gov/psdonline/app/index.html#/app/advQuery>. Acesso em: 03 jan. 2019.
- Vigfusson, R.J., N. Sheets & J. Gagnon.** 2009. Exchange Rate Passthrough to Export Prices: Assessing Cross-Country Evidence. *Review of International Economics*. 17(1): 17-33.
- Wang, D. & W. G. Tomek.** 2007. Commodity prices and unit root tests. *American Journal of Agricultural Economics*, (89)4: 873-889.
- WTO-World Trade Organization.** 2019. Tariff Analysis Online. Disponível em: <http://tao.wto.org>. Acesso em: 20 out. 2019.