

Cláudio Eurico Seibert¹
ORCID: [0000-0002-1703-9687](https://orcid.org/0000-0002-1703-9687)

Aniela Fagundes Carrara²
ORCID: [0000-0002-3131-2344](https://orcid.org/0000-0002-3131-2344)

Kelly Cardoso Faro³
ORCID: [0000-0003-4668-2142](https://orcid.org/0000-0003-4668-2142)

Cláudio Roberto Fóffano Vasconcelos⁴
ORCID: [0000-0003-4947-9895](https://orcid.org/0000-0003-4947-9895)

Matheus Pereira Ribeiro⁵
ORCID: [0000-0002-8708-9698](https://orcid.org/0000-0002-8708-9698)

¹ Doutorando em Economia na Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF)
Docente da Universidade Federal de Rondonópolis (UFR)
claudio.seibert@ufr.edu.br

² Doutora em Economia Aplicada pela USP/ESALQ.
Docente da Universidade Federal de São Carlos (UFSCar)
anielacarrara@ufscar.br

³ Doutora em Economia pela Universidade Federal de Uberlândia (UFU)
Docente da UFR
kelly.faro@ufr.edu.br

⁴ Doutor em Economia pela Universidade de Pernambuco (UFPE)
Docente da UFJF
claudio.foffano@ufjf.br

⁵ Doutorando em Economia na UFJF
matheus.econ@gmail.com

Recebido em: 23/09/2022

Aceito em: 14/10/2023

RESUMO

A agricultura é um dos setores que mais se destaca na economia brasileira, principalmente em relação a sua participação no saldo da balança comercial e, conseqüentemente, na geração de divisas, sendo a soja um dos grandes destaques. Nesse contexto, o Centro-Oeste se sobressai como maior produtor e exportador de *commodities* agrícolas, com predomínio da soja. Tendo em vista a importância do setor e da região para o comércio externo brasileiro, além da alta volatilidade da taxa de câmbio, principalmente após a mudança do regime cambial no país, em 1999, bem como a relevância desta para o comércio dos produtos agrícolas, o objetivo desse trabalho é avaliar o efeito da taxa de câmbio real sobre o saldo da balança comercial agrícola do Centro-Oeste. Para tanto, verificou-se a existência da condição de Marshall-Lerner e da Curva J, no período entre 1999 e 2019. A metodologia utilizada foi o método *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL). Os resultados obtidos não confirmam a condição de Marshall-Lerner e a existência da Curva J, para a especificação e a periodicidade analisadas.

Palavras-chave: Agricultura; Curva J; Condição de Marshall-Lerner

ABSTRACT

Agriculture is one of the sectors that stands out the most in the Brazilian economy, especially in terms of its contribution to the trade balance and, consequently, to the generation of foreign exchange, with soybeans being one of the major highlights. In this context, the Central-West region stands out as the largest producer and exporter of agricultural commodities, with a predominance of soybeans. Considering the importance of the sector and the region for Brazilian foreign trade, along with the high volatility of the exchange rate, especially after the change in the exchange rate regime in the country in 1999, as well as its relevance to the trade of agricultural products, the objective of this study is to assess the effect of the real exchange rate on the trade balance of the agricultural sector in the Central-West region. To do so, the study examined the existence of the Marshall-Lerner condition and the J-Curve, in the period between 1999 and 2019. The methodology used was the *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL) method. The results obtained do not confirm the Marshall-Lerner condition and the existence of the J-Curve for the specified specifications and periodicity analyzed.

Keywords: Agriculture; J curve; Marshall-Lerner condition

Código JEL: E1; F1; F47

INTRODUÇÃO

O Brasil se mantém em destaque como um importante ator na produção agrícola mundial, pelo menos desde 1990, com uma pauta de exportação primária-diversificada, se consolidando assim, como um importante exportador de milho, soja, café, açúcar e algodão, conforme Vieira Filho (2018).

Dados da Organização para a Alimentação e Agricultura das Nações Unidas (FAO, 2022) mostram o país como o maior produtor de Soja do mundo, em 2020, superando os EUA, e o terceiro na produção de milho, atrás apenas de EUA e China. O Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE,2022) também aponta o importante papel que agronegócio detém na economia doméstica, visto que representa 23% do PIB brasileiro, com um crescimento de 1,9% no primeiro trimestre de 2020, em relação ao mesmo período do ano anterior, mesmo no cenário de pandemia da Covid-19, no qual os demais setores de atividade econômica se mantiveram estagnados ou em queda.

Informações da balança comercial brasileira como um todo, oriundas do Ministério da Economia (ME), por meio do Comex-Stat, demonstram que as exportações brasileiras, no período de 2000 a 2019, cresceram a uma taxa média de 9,55% ao ano, enquanto as importações obtiveram no mesmo período um crescimento médio de 8,97% ao ano. Em 2021, a corrente de comércio brasileira foi de US\$ 500,2 bilhões FOB (*Free on Board*), em que o país exportou US\$ 280,8 bilhões FOB e importou US\$ 219,4 bilhões FOB, resultando em um saldo da balança comercial positivo de US\$ 61,4 bilhões FOB. Sendo que os produtos agrícolas, como soja e milho, estão entre os principais itens exportados, evidenciando o peso da agricultura na balança comercial brasileira (BRASIL, 2022).

Segundo a Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB,2022), a produção brasileira de grãos poderá atingir um recorde de 272,5 milhões de toneladas na safra 2021/22 para uma área plantada de 73,8 milhões de hectares. O Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA) estima para os próximos dez anos um crescimento de aproximadamente 2,4% ao ano da produção agrícola, atingindo assim 333 milhões de toneladas de grãos para a safra 2030/31, em uma área prevista de aproximadamente 81 milhões de hectares, sendo o aumento da produtividade o principal fator para o crescimento do setor (BRASIL, 2021).

Os dados do MAPA e do ME inserem a região Centro-Oeste nesse contexto como o maior produtor brasileiro de soja, milho e algodão, dado que a produção estimada para a safra 2020/2021 é de aproximadamente 1,8 milhões de toneladas de algodão; 51,2 milhões de toneladas de milho; 61 milhões de toneladas de soja, representando respectivamente 73,9%; 53,2% e 45% da produção nacional. O setor externo da região exportou aproximadamente em 2021 US\$ 38,12 bilhões FOB e importou US\$ 14,9 bilhão FOB, gerando um superávit de US\$ 23,2 bilhões FOB, o que representa 37,7% do superávit da balança comercial brasileira em 2021, demonstrando a importância econômica da região na geração de divisas e no saldo da balança de pagamentos do Brasil (BRASIL, 2022).

Tendo em vista a crescente importância relativa do setor da agricultura para a geração de divisas para a economia nacional e do Centro-Oeste, além do papel do país no comércio internacional de *commodities*, este trabalho visa verificar o impacto da taxa de câmbio na balança comercial agrícola do Centro-Oeste e, por sua vez, contribuir com a literatura ao testar a condição de Marshall Lerner e a existência do fenômeno da Curva J, para uma região importante para agricultura e para o agronegócio de modo geral, por meio de um modelo *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL).

Cabe salientar que o ganho potencial desse estudo está em fazer uma análise regionalizada para agricultura, uma vez que a literatura sobre o tema, tem realizado estudos a nível nacional, como o trabalho de Arruda e Martins (2020) e com enfoque na manufatura, como o estudo de Sonaglio, Scalco e Campos (2010). Assim, dado que o setor agrícola como um todo vem ganhando destaque na economia brasileira e o do Centro-Oeste, principalmente, no tocante ao setor externo, estudos que visem analisar tal setor se mostram importantes para a tomada de decisão, tanto por parte de formuladores de políticas, como de agentes de mercado.

Diante do exposto, este trabalho está dividido em mais cinco seções além desta introdução. Inicialmente, têm-se a revisão de literatura sobre o tema. Em seguida, apresenta-se a estratégia empírica, o modelo ARDL, bem como a base de dados e os respectivos tratamentos e na sequência tem-se resultados obtidos. Na última seção, são expostas as considerações finais do estudo.

REVISÃO DE LITERATURA

A discussão sobre o impacto das variações da taxa de câmbio na balança comercial de cada economia, seja ela emergente ou não, tem sido objeto de pesquisas empíricas nos últimos anos e a referência a estas pesquisas, bem como a apresentação dos seus principais resultados, será apresentada nesta seção. Deve-se esclarecer que se trata de pesquisas cujo objeto de análise é a efetividade da desvalorização cambial como instrumento para melhorar o balanço de pagamento, focalizadas em termos da validade da condição de Marshall-Lerner (ML) e da existência do fenômeno da Curva-J.

A condição Marshall-Lerner preconiza uma das relações mais bem estabelecidas na teoria econômica, que é a relação entre a taxa de câmbio e o saldo da balança comercial. Esta condição advoga que a depreciação cambial resulta em acréscimos nas exportações e queda nas importações, o que melhora o saldo da balança comercial. Entretanto, tal situação acontece apenas se a adição das elasticidades das importações e exportações for maior que um (LOBO, 2007).

Magee (1973) destacou que existem situações em que há um atraso do efeito esperado no curto prazo, por vezes causado por questões institucionais inerentes ao país e, por isso, os efeitos só se revelam no longo prazo. Este fenômeno, por Magee (1973) e Frankel, Caves e Jones (2001), é a chamada Curva J, que seria a defasagem temporal de resposta da balança comercial à variação na taxa de câmbio.

Deste modo, Rose e Yellen (1989) discorrem que quando uma depreciação da taxa de câmbio implicar em melhora no saldo da balança comercial significa que a condição Marshall-Lerner é satisfeita. Já para que ocorra a curva J, o saldo comercial deve responder negativamente às mudanças na taxa de câmbio no curto prazo e apresentar-se positiva apenas no longo prazo, ou seja, a elasticidade do saldo em relação à taxa de câmbio deve ser positiva no longo prazo e negativa no curto prazo, formando uma figura gráfica curva similar a letra "J".

Para Leonard e Stockman (2001) *apud* Vasconcelos (2010), uma explicação teórica para a existência do fenômeno Curva-J seria a rigidez relativa do *quantum* importado e exportado no curto prazo, em decorrência dos contratos já pré-estabelecidos. Deste modo, uma desvalorização da moeda interna poderia ocasionar prejuízos no saldo das transações correntes no curto prazo.

Na literatura nacional, acerca da temática de finanças internacionais, as abordagens de verificação da condição de Marshall Lerner e da ocorrência do fenômeno Curva J se avultam.

O Quadro 1 apresenta os detalhes de algumas pesquisas empíricas, cuja temporalidade de análise e modelo utilizado se diferem, mas que se assemelham em analisar a efetividade da condição de Marshall-Lerner para o Brasil.

Quadro 1: Revisão de Literatura Empírica: Condição de Marshall-Lerner e Curva J para o Brasil

Publicação	Objetivo	Método e Período de Análise	Resultados
Sonaglio <i>et al</i> (2010)	Testar a existência da Curva J para dados desagregados da balança comercial de bens manufaturados nacional.	VECM 1994-2007	Apenas 10 dos 21 setores apresentaram, pelo menos o primeiro estágio do efeito Curva J clássica e destes, 2 confirmam a Curva J.
Vasconcelos (2010)	Testar a hipótese da Curva-J através da análise bilateral entre o Brasil e os Estados Unidos, Mercosul, União Européia e Resto do Mundo.	ARDL 1990/ T1 - 2009/T3 (Trimestral)	Curva J não verificada do Brasil para o Mercosul e Estados Unidos. Com a União Europeia e o Resto do Mundo não houve análise de curto e longo prazo pois não cointegraram.
Scalco <i>et al</i> (2012)	Estimar os efeitos de curto e longo prazo de mudanças cambiais sobre a balança comercial do setor agropecuário brasileiro, pós Plano Real.	Modelo vetor de correção de erros (VEC) 1994/7 - 2007/12 (mensal)	No longo prazo o resultado é consistente com a condição de Marshall-Lerner. Entretanto, no curto prazo, rejeita-se a hipótese de existência da Curva J.
Moraes <i>et al</i> (2015)	Verificar a ocorrência da Curva J na balança de comércio do estado do Rio Grande do Sul	Modelo vetor de correção de erros (VEC) 1999/1 - 2014/5 (mensal)	Confirma, pelo menos um estágio, da Curva J. No curto prazo, a maior sensibilidade foi na balança de produtos industrializados e no longo prazo, os produtos básicos.
Ramos Filho e Ferreira (2016)	Existência da Curva J para 19 setores da indústria de transformação brasileira segmentados pelo nível tecnológico de indústrias da alta, média-alta, média-baixa e baixa tecnologia	ARDL 1996 -2012 (anual)	Não encontraram indicação do fenômeno Curva J completo para nenhum dos cinco setores analisados nos curto e longo prazos, mesmo realizando análise desagregada.

Continua (...)

Continuação (...)

Arruda et al (2019)	Analisar a validade da condição de Marshall-Lerner e Curva J para a balança comercial da Região Sul do Brasil.	Modelo Vetor de Correção de Erros (VEC) 1999/1 - 2013/7 (mensal)	Não apresentaram indícios da ocorrência da curva J.
Januário (2020)	Verificar a ocorrência da curva J e das condições de Marshall-Lerner diante de choques de demanda e oferta mundiais que afetam a economia brasileira.	Modelo SVAR Bayesiano 1999/ T1 - 2019/T3 (Trimestral)	As condições de Marshall-Lerner foram confirmadas continuamente, mas não fora verificada a curva J.

Fonte: Elaboração própria

As análises de uma Curva J em relação ao Brasil não proporcionaram resultados consensuais. Mesmo em estudos empíricos que contenham alguma confirmação do efeito Curva J, há mais resultados que não a evidenciam do que o contrário. Apenas as pesquisas de Sonaglio *et al* (2010), Moraes *et al* (2015) e Ramos Filho e Ferreira (2016) acusam confirmação de pelo menos um estágio da Curva J. Entretanto, a condição de Marshall-Lerner, que diz respeito a relação entre a desvalorização cambial e a balança comercial, fora sustentada em todas as pesquisas descritas no Quadro 1.

Ramos Filho e Ferreira (2016), por exemplo, ao fazerem uma análise baseada na desagregação em 19 setores da balança da indústria de transformação, encontraram relação de longo prazo em cinco deles. Destes, não houve indicação do fenômeno da Curva J completo para nenhum destes cinco setores analisados, quando confrontados os resultados de curto e longo prazos, mesmo os autores tendo realizado análise desagregada. Isto sugere que as mudanças na taxa de câmbio afetam negativamente o saldo da balança comercial brasileira no curto prazo, independentemente do nível tecnológico das indústrias.

Por fim, na literatura internacional empírica também se evidencia tentativas de verificação da ocorrência da condição de Marshall Lerner e da Curva J, como na abordagem de Boyd, Caporale e Smith (2001). Os autores analisam a relação entre a taxa de câmbio real e a balança comercial para oito diferentes países: Canadá, França, Alemanha, Itália, Japão, Holanda, Reino Unido e Estados Unidos, via três diferentes modelos: VAR, VECM e ARDL e não encontram padrão de resposta afirmativa para os fenômenos, embora tenham comprovado melhoria ocasionada pela desvalorização cambial nas balanças comerciais.

No mesmo arcabouço, destacam-se os estudos de Bahmani-Oskooee e Harvey (2006) para a Malásia; Wang e Yang (2012) para o Japão; Bustamante e Moraes (2009) para o Peru e Ahmad e Yang (2004) para a China, pesquisas estas cujos indícios não permitem afirmar, de forma definitiva, um padrão de oscilações similar a Curva J clássica, embora seja consensual a condição de Marshall Lerner.

METODOLOGIA

A estratégia empírica consiste em utilizar o *linear Autoregressive Distributed Lag (ARDL)*, proposto por Pesaran *et al.* (2001), visto que possibilita a regressão padrão dos mínimos quadrados relacionados a variável dependente e as variáveis explicativas, bem como os mecanismos de ajuste dinâmico.

O modelo também permite distinguir efeitos de curto e longo prazo nas variáveis de interesse da equação estimada. Todavia, a grande contribuição apresentada pela métrica *ARDL*, é a possibilidade de não exigir especificação de mesma ordem de integração nas séries estimadas do tipo $I(0)$ e $I(1)$, ou seja, possibilita na mesma regressão a combinação de $I(0)$ e $I(1)$. Por outro lado, o modelo não comportaria ordem de integração maior que dois, ou seja, a partir de $I(2)$ não seria permitido ou não especificado.

De acordo com Johansen (1991), Phillips e Hansen (1999) e Engle e Granger (1987), o método *ARDL* apresenta prerrogativas em relação aos testes de cointegração em variáveis não estacionárias e em relação aos modelos de vetores autorregressivos (*VAR*). Pesaran *et al.* (2001) propõem um método de cointegração que pode abarcar um conjunto de variáveis cujas ordens de integração diferem entre si, o que auxilia na utilização de dados puramente $I(0)$, puramente $I(1)$, ou com as duas ordens de integração. Ademais, Pesaran e Shin (1999) explicam que esse mesmo teste de cointegração nos modelos *ARDL* apreende as relações de longo prazo em amostras pequenas de dados de modo mais eficiente e, por um critério de seleção previamente estabelecido, um nível ótimo de defasagens pode ser determinado para cada uma das variáveis do modelo *ARDL*. Estes diferenciais do método justificam a escolha desta metodologia para a averiguação da condição de Marshall Lerner e Curva J, para a região Centro-Oeste.

Por fim, essa métrica também é conhecida como modelo de correção de erro e, para saber se a estrutura *ARDL* cointegra ou não, deve-se analisar o teste de distribuição da estatística *F* não padronizada (identificado como teste *Bound*).

A utilização da métrica *ARDL* é consistente na literatura e fora utilizada nos estudos de Ramos Filho e Ferreira (2016) e Vasconcelos (2010), também para confirmar a condição de Marshall-Lerner nas suas especificidades. Deste modo, segue o modelo *ARDL* adaptado ao tema proposto:

$$\begin{aligned} \text{Ln}BC_r = & \alpha + \sum_{i=1}^{n1} \beta_i \Delta \text{Ln}BC_{r(t-i)} + \sum_{i=0}^{n2} \delta_i \Delta \text{Ln}Tx_{t-i} + \sum_{i=0}^{n3} \varphi_i \Delta \text{Ln}Yex_{t-i} + \sum_{i=0}^{n4} \tau_i \Delta \text{Ln}Yin_{t-i} \\ & + \rho_0 \text{Ln}BC_{rt-1} + \rho_1 \text{Ln}Tx_{t-1} + \rho_2 \text{Ln}Yex_{t-1} + \rho_3 \text{Ln}Yin_{t-1} \\ & + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1)$$

A equação (1) representa a estimação linear dinâmica da balança comercial agrícola da região Centro - Oeste em relação às variáveis explicativas do modelo (Taxa de Câmbio, renda interna e externa) e inclusive a própria BC. A análise de curto prazo estaria representada pelos parâmetros β_i , δ_i , φ_i , τ_i , e a parcela correspondente ao longo prazo estaria representada pelos parâmetros ρ_0 , ρ_1 , ρ_2 , ρ_3 .

O modelo para estimar o efeito da Curva J e a Condição de Marshall-Lerner consiste na balança comercial como função da renda doméstica, renda do estrangeiro e da taxa de câmbio. Para tal, as variáveis foram coletadas de acordo com a especificação da equação (2):

$$\ln(X/M) = \beta_0 + \beta_1 \ln Tx + \beta_2 \ln Yin + \beta_3 \ln Yex + \varepsilon \quad (2)$$

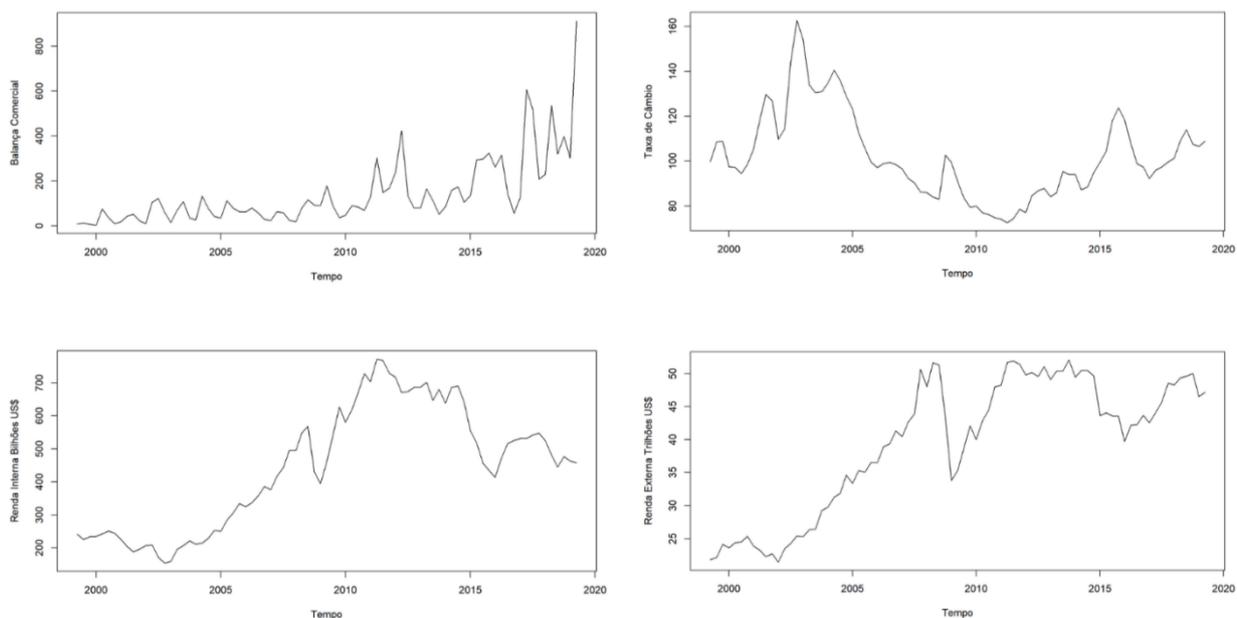
em que, o saldo da balança comercial agrícola (BC) do Centro-Oeste é definido como a razão entre exportações e importações, isto é, $BC = (X/M)$. Os dados comerciais disponíveis em SH4 no Comex-Stat (2022) foram compatibilizados para o Sistema de Contas Nacionais, agregando os setores referente a agricultura.

O PIB brasileiro foi utilizado como *proxy* para a renda nacional (Yin) e as importações mundiais, por sua vez, atuaram como *proxy* da renda do estrangeiro (Yex). Obteve-se essas observações, respectivamente, no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2022) e nas informações do Fundo Monetário Internacional (FMI, 2022). Por fim, a Taxa de Câmbio real fora obtida do Sistema de Séries temporais do Banco Central (BACEN, 2022).

A periodicidade dos dados é trimestral, compreendendo o período entre o primeiro trimestre de 1999 até o segundo trimestre de 2019. A escolha do período se deve ao fato da mudança do regime cambial pelo Banco Central brasileiro para câmbio flutuante, que ocorreu no ano de 1999, e a disponibilidade de dados de importações mundiais na base do FMI.

Cabe salientar que a renda nacional representada pelo PIB, mensurado em reais, foi convertida em dólares americanos para estar na mesma unidade de medida que a renda externa, representada pelas importações mundiais. Para isso, utilizou-se taxa de câmbio nominal média do trimestre, obtida no IPEA. Após a compatibilização das séries, estas foram deflacionadas com base no índice de preço ao consumidor americano, disponível no FMI. Por fim, as séries foram dessazonalizadas e retirados os seus respectivos logaritmos. As séries utilizadas são apresentadas por meio da Figura 1.

Figura 1: Séries Analisadas



Fonte: Elaborado pelos autores

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Inicialmente, serão apresentados os resultados dos testes auxiliares, necessários para o devido ajustamento das séries utilizadas e, posteriormente, serão expostos os resultados obtidos pela estimação ARDL, descrita acima.

Primeiramente, todas as séries foram dessazonalizadas, conforme já indicado acima, de modo a remover a influência de flutuações no nível da série e, posteriormente, para verificar a qualidade do ajuste, foi aplicado o teste QS (CENSUS BUREAU, 2015), o qual comprovou que o processo de dessazonalização foi feito corretamente.

Com as séries dessazonalizadas, foram aplicados os testes de raiz unitária: ADF, conforme Dickey e Fuller (1979 e 1981), ADF-GLS, seguindo Elliot, Rothenberg e Stock (1996), o teste KPSS, de acordo com Kwiatkowski et al. (1992), e o de Phillips-Perron (PP) segundo (PHILLIPS e PERRON, 1988), como forma de identificar se as séries são ou não estacionárias.

A Tabela 1 apresenta os resultados obtidos por meio dos testes, sendo que todos foram realizados com constante e tendência. Como pode ser observado, a única variável que se apresentou estacionária em nível para a maioria dos testes (com exceção do teste ADF-GLS), considerando 5% de significância, foi aquela que representa a balança comercial agrícola do Centro - Oeste, as demais se mostraram não estacionárias em nível para a totalidade dos testes ou para a maioria, como foi o caso da taxa de câmbio, que apenas para o teste KPSS se mostrou estacionária em nível.

Posteriormente, foi aplicada a primeira diferença nas séries em que foi identificada a presença de raiz unitária, então todas passaram a ser estacionárias. Assim, tem-se que estas são integradas de ordem um (I(1)).

Tabela 1: Testes de raiz unitária

Variáveis	ADF ¹	ADF -GLS ²	KPSS ³	PP ⁴
Bcc	-5,0431	0,7138	0,0754	-5,1669
Yin	-1,3979	-0,5465	0,1539	-1,0116
Yex	-2,1122	-0,1455	0,1799	-1,3059
Tx	-2,3959	-1,4712	0,1282	1,0439

¹Valores críticos com constante e tendência: -3,13 a 10%, -3,41 a 5% e -3,96 a 1% segundo Davidson e Mackinnon (1993).

² Valores críticos com constante e tendência: - 2,64 a 10%, -2,93 a 5% e -3,46 a 1% segundo Elliot, Rothenberg e Stock (1996).

³ Valores críticos com constante e tendência: 0,119 a 10%, 0,146 a 5% e 0,216 a 1% segundo Kwiatkowski et al. (1992).

⁴ Valores críticos com constante e tendência: -3.158907 a 10%, -3.465182 a 5% e -4.074154 a 1% conforme Phillips e Perron (1988).

Fonte: Elaborado pelos autores

O fato da variável que representa a balança comercial do Centro-Oeste apresentar comportamento distinto das demais, em termos de estacionariedade, suscitou dúvidas em relação a uma possível presença de quebra estrutural em tal série, principalmente pelo fato desta representar informações que são altamente impactadas por choques de oferta, como por exemplo, uma quebra de safra ou então por fenômenos exógenos à economia nacional, como um aumento ou queda no preço internacional das *commodities*.

Desta forma, procedeu-se com a aplicação de mais dois testes de estacionariedade, sendo estes especializados na identificação de raiz unitária na presença de quebras estruturais. O procedimento de Zivot e Andrews (1992) avalia todos os pontos da série como uma possível quebra potencial e estima regressão para cada interrupção possível de forma sequencial. Entretanto, este teste tem uma desvantagem, que é divergir caso seja considerada a existência de quebra estrutural em um processo de raiz unitária, o que pode provocar uma rejeição espúria. Assim, também foi realizado o teste *Structure changes*, conforme Bai (1994) e Bai & Perron (1988), que estima simultaneamente vários pontos de quebra, por meio dos critérios de seleção “R quadrado” e “BIC”.

Os testes acima referidos foram aplicados a todas as variáveis, porém o foco de interesse está naquela que representa a balança comercial do Centro-Oeste, cujo resultado é exposto pela Tabela 2. Pelo teste *de Zivot - Andrews* nenhuma variável apresentou quebra estrutural. Já por meio do teste *Structure changes*, foi possível encontrar apenas para a variável *bcc* três pontos de quebra: no segundo trimestre de 2002, no terceiro trimestre de 2011 e no segundo trimestre de 2016.

Tabela 2: Resultado teste de raiz unitária com quebras estruturais

Variável	<i>Zivot Andrews</i>	<i>Structure changes</i>
	Estatística de Teste	Estatística de Teste
bcc	-6,2579	4,423

Valor crítico do teste *Zivot Andrews* à 5% é -5,34

Fonte: Elaborado pelos autores

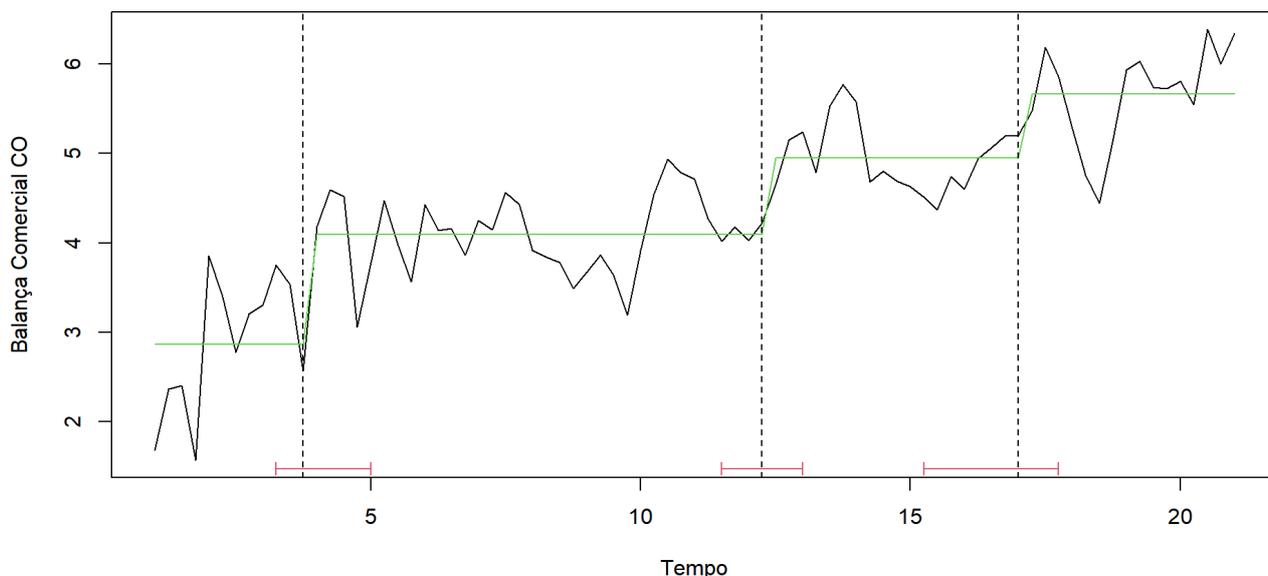
Tais achados são condizentes com o perfil dos produtos que compõem a balança comercial da agricultura do Centro-Oeste, já que esta é composta por itens que sofrem influência de intempéries climáticas, demanda externa e preços internacionais. Se for considerado o período de análise do presente estudo, e os pontos de quebra identificados, em 2002, tem-se um ponto de inflexão relevante em termos dos preços de tais produtos, pois foi o início do que ficou conhecido como “*boom das commodities*”, que se tratou de um processo de elevação dos preços internacionais das *commodities*, principalmente puxada pela alta demanda proveniente da China, conforme ressalta Bredow, Lélis e Cunha (2016).

Ainda atrelado ao fenômeno do *boom das commodities*, os meses iniciais de 2016 compõem um período em que ocorreu a reversão de tal tendência de subida de preços. Acrescido a isso, as safras de milho e algodão deste período apresentaram produção menor, devido a problemas climáticos. Logo, por tais motivos, no terceiro trimestre de 2016, o setor teve queda de 6% em relação ao igual período do ano anterior, de acordo com IBGE (2016). Tal resultado gerou uma desaceleração da agricultura em patamar maior do que a média da economia, o que certamente provocou a quebra encontrada pelo estudo.

Já em 2011, houve uma considerada quebra de safra por conta de questões climáticas (estiagem), conforme CONAB (2012), que proporcionaram queda de produtividade e de qualidade do produto colhido, que por consequência gerou impacto na balança comercial do Centro - Oeste, apesar da demanda ainda elevada no cenário internacional, o que justifica a quebra observada.

A Figura 2 mostra as três quebras apontadas pela análise da *Structure changes* e comentadas acima.

Figura 2: Quebras estruturais na Balança comercial do Centro-Oeste



Fonte: Elaborado pelos autores

Após as constatações iniciais, proporcionadas pelos testes acima expostos, procedeu-se com a estimação principal, via modelo ARDL. Assim, o primeiro passo foi selecionar o melhor modelo e para tanto foram utilizados alguns critérios de seleção, conforme a Tabela 3.

Tabela 3: Seleção do melhor modelo ARDL

	AIC	BIC	R - Squared
Defasagens selecionadas	(4, 7, 0, 2)	(5, 2, 0, 2)	(1, 2, 0, 2)
Estatística F	8,333***	11,61***	18,92***
Bound test	5,4588 (2,4858 I0 e 3,346346 I1) *	5,0412 (2,481821 I0) e 3.316324 I1) **	18,4045 (2,4683 I0 e 3,31 I1) ***
LM test	25,18 (0,1946)	19,132 (0,2619)	23.23 (0,02583) **
Shapiro	0,9906 (0.8696)	0, 9872 (0,6586)	0,9847 (0,4797)

1 AICc – testes iguais ao do BIC

*10% / **5% / ***1%

R squared LM 5% rejeita H0, ou seja tem autocorrelação.

Fonte: Elaborado pelos autores.

Frente aos resultados dos testes aplicados a cada defasagem selecionada por cada modelo, foi possível verificar que o modelo selecionado pelo critério R - *squared* apresenta autocorrelação nos resíduos. Restando os modelos selecionados pelo critério BIC e AIC, frente a estas duas possibilidades, optou-se pela utilização do modelo selecionado pelo critério BIC, já que é o mais utilizado pela literatura. Cabe ressaltar que também foram gerados os testes para o critério AICc, mas como este gerou resultados muito próximos do critério BIC, optou-se por

não apresentar seus valores. Por fim, foi testada a estacionariedade dos resíduos de todas as possibilidades de modelo, por meio do teste KPSS.

Após o processo de seleção, obteve-se então os resultados do modelo propriamente dito. A Tabela 4 apresenta os coeficientes de longo prazo do modelo e, como pode ser verificado, nenhum deles se mostraram significativos. Logo, não foi confirmada a condição de Marshall Lerner e nem a existência de curva J.

Tal resultado pode estar relacionado com a composição da pauta exportadora do Centro-Oeste, constituída basicamente por produtos primários que sofrem impactos relevantes de oscilações do mercado internacional e choques de oferta, tais como eventos climáticos, conforme já destacado acima.

Ademais, é importante frisar que os resultados de testes da condição de Marshall Lerner e da curva J não são consensuais, conforme destaca Sonaglio *et al* (2010) e comprovado via revisão.

Tabela 4: Tabela Modelo ARDL: Coeficientes de Longo Prazo

Variáveis	Coeficiente	t valor	Pr(> t)
Intercepto	0,08906	1,470	0,1465
Taxa de Câmbio	2,01651	0,579	0,5647
Yex	-1,45949	-0,876	0,3842
Yin	0,32448	0,105	0,9170

Fonte: Elaborado pelos autores

Como o modelo estimado também pode ser impactado por choques de curto prazo, para que a relação de cointegração seja sempre mantida, é necessário ter um mecanismo de correção destes choques, para se retornar à dinâmica de longo prazo. Esta é a função do Mecanismo de Correção de Erros (ECM).

Assim, como continuidade da análise empírica, foi estimado o modelo na forma de vetores de correção de erros (ARDL- ECM) para a obtenção dos coeficientes de ajustamento de curto prazo. A Tabela 5 apresenta as variáveis significativas no curto prazo e o resultado dos vetores de correção dos erros. Ressalta-se que o coeficiente de correção de erros (ECM) estimado se apresenta estatisticamente significativo a 5%, como indica o p-valor entre colchetes na terceira coluna.

Tabela 5: Dinâmica de curto prazo - correção dos erros

Defasagens	Coeficientes significativos de curto prazo	ECM	[Prob]
(5, 2, 0, 2)	bcc(-1) e dtx(0)	-1,90918	[6,86e-06]***

Fonte: Elaborado pelos autores - Detalhes em Tabela A1 (Apêndice).

Conforme pode ser verificado, por meio dos resultados apresentados na Tabela 5, a balança comercial defasada em um período e a taxa de câmbio em nível são significativos para explicar a balança comercial agrícola do Centro - Oeste no curto prazo. Já no que diz respeito ao coeficiente da equação de correção de erros (ECM), tem-se que este tem o valor de -1,90 e é significativa a 5%, o que indica que o processo de correção de erros flutua em torno do valor de longo prazo de maneira amortecida. Porém, conforme salienta Narayan e Smyth (2006), uma vez que este processo se completa, a convergência para o caminho de equilíbrio é rápida.

É importante frisar que, com vistas a buscar um maior refinamento dos resultados, testou-se a substituição de algumas variáveis do modelo acima exposto. No lugar das exportações mundiais, testou-se o PIB da OCDE e o PIB do G-20, e em substituição ao PIB brasileiro, a taxa de variação real do PIB a preços de mercado¹. Todas as tentativas de substituição e as diversas combinações de tais variáveis que se estimou, produziram valores muito próximos aos apresentados acima, como pode ser observado por meio das Tabelas 6, 7, 8 e 9, o que reforça a robustez dos resultados obtidos.

Os modelos alternativos estimados foram escolhidos também pelo critério de seleção BIC e passaram por todos os testes realizados no modelo principal. Também confirmam a não existência da condição de Marshall Lerner e da curva J para balança comercial agrícola do Centro Oeste.

É importante reforçar novamente que tal resultado pode estar atrelado com as características particulares dos produtos que compõem a pauta da exportação da agricultura do Centro - Oeste, que é composta basicamente por grãos e algodão, que além de sofrerem impactos de choques de oferta, como já colocado acima, são produtos para os quais não há uma sincronia entre compra e venda, por conta da possibilidade de armazenamento e dos instrumentos de comercialização utilizados pelos grandes produtores, tais como venda antecipada em troca de insumo e operações de *hedge* que são capazes de proporcionar proteção dos preços, tanto nacionais quanto internacionais, frente às flutuações do mercado (FARHI e BORGHI, 2009 e GONZALEZ, 2011).

Tabela 6: Modelo ARDL com PIB G20 e taxa de variação real do PIB: Coeficientes de Longo Prazo

Variáveis	Coeficiente	t valor	Pr(> t)
Intercepto	0,28570	2,007	0,0313
Taxa de Câmbio	1,09163	0,981	0,3304
Yex	-23,28726	-1,722	0,0899
Yin	-1,00276	-0,296	0,7680

Fonte: Elaborado pelos autores.

¹ As variáveis alternativas também passaram pelos mesmos processos de dessazonalização e pelos testes de raiz unitária, por meio dos quais se mostraram estacionárias após a primeira diferença. Os resultados não foram inseridos no trabalho por conta da restrição de espaço.

Tabela 7: Dinâmica de curto prazo (modelo com PIB G20 e taxa de variação real do PIB) – correção dos erros

Defasagens	Coefficientes significativos de curto prazo	ECM	[Prob]
(5, 1, 0, 0)	bcc(-1) e dtx(0)	-2,09923	[3,58e-07]***

Fonte: Elaborado pelos autores.

Tabela 8: Modelo ARDL com PIB OCDE e taxa de variação real do PIB: Coeficientes de Longo Prazo

Variáveis	Coefficiente	t valor	Pr(> t)
Intercepto	0,15702	2,007	0,04894
Taxa de Câmbio	1,38464	1,270	0,20879
Yex	-15,44584	-1,314	0,19345
Yin	-1,74673	-0,521	0,60439

Fonte: Elaborado pelos autores.

Tabela 9: Dinâmica de curto prazo (modelo com PIB OCDE e taxa de variação real do PIB) – correção dos erros

Defasagens	Coefficientes significativos de curto prazo	ECM	[Prob]
(5, 1, 0, 0)	bcc(-1) e dtx(0)	-2,06695	[5,75e-07]***

Fonte: Elaborado pelos autores.

Uma última versão do modelo foi estimada com a variável dependente bcc em nível, uma vez que se mostrou estacionária, conforme Tabela 1, mas controlada pelas três quebras estruturais identificadas para a balança comercial do Centro-Oeste, por meio de *dummies* e as demais variáveis na primeira diferença. Mais uma vez, utilizou-se o critério BIC para fazer a seleção da estruturação do modelo e, conforme pode ser observado por meio da Tabela 10, as conclusões verificadas anteriormente se mantêm. No que diz respeito ao coeficiente de ajuste de curto prazo, exposto na Tabela 11, obteve-se, um valor significativo e menor do que um, diferentemente dos outros modelos, indicando uma dinâmica bem-comportada de ajuste ao equilíbrio de longo prazo.

Tabela 10: Modelo ARDL com quebras: Coeficientes de Longo Prazo

Variáveis	Coeficiente	t valor	Pr(> t)
Intercepto	2,30250	4,994	4,49e-06
Taxa de Câmbio	4,57559	1,624	0,109083
Yex	-2,77525	-1,626	0,108658
Yin	3,05145	1,113	0,269685
Quebra1	-0,59548	-2,565	0,012566
Quebra2	0,43290	2,571	0,012370
Quebra3	0,83423	3,797	0,000318

Fonte: Elaborado pelos autores.

O ECM de -0,54, na Tabela 11, aponta que 54% de um choque na trajetória de longo prazo é arrefecido em um trimestre, sendo necessário, portanto, dois trimestres para o retorno a trajetória anterior ao desvio do choque. Este resultado fora possível no modelo com ajustamento via inserção uma variável *dummy* de tempo nas quebras de 1 e 0, sendo 1 período que compreende a quebra e 0 nos demais períodos. Assim, o resultado não se alterou, a evidência de curva J não se verificou dado o efeito positivo do câmbio no curto prazo sobre a balança agrícola no Centro- Oeste. Ademais, não se evidenciou condição de Marshall-Lerner, conforme já concluído anteriormente, mas o modelo ficou melhor ajustado.

Tabela 11: Dinâmica de curto prazo (modelo com quebras) – correção dos erros

Defasagens	Coeficientes significativos de curto prazo	ECM	[Prob]
(1, 0, 0, 1, 1, 1, 1)	-	-0,54271	[3,32e-06]***

Fonte: Elaborado pelos autores.

O modelo ARDL com variável dependente em nível e quebras estruturais é pautado por prerrogativas na literatura, como Souza (2015) e Silva e Vieira (2013), que fizeram ajustes em seus modelos por quebras estruturais.

Scalco et al (2012) e Vasconcelos (2010) haviam destacado que os estudos empíricos não são consensuais em confirmar o fenômeno da Curva J. Dessa forma, os resultados aqui encontrados se assemelham aos indícios de outras pesquisas empíricas, resguardadas as devidas distinções por vezes de método, temporalidade e setor/região de análise.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

O Brasil se insere no mercado internacional como um dos maiores produtores agrícolas do mundo. De modo que suas contas externas dependem significativamente do resultado do setor. Assim, está suscetível a influência de variáveis macroeconômicas internas e externas, tais como a taxa de câmbio. O que demonstra a importância de estudos que visem a analisar os efeitos dessas variáveis na balança comercial. Nesse sentido, o presente trabalho teve por objetivo verificar a existência da condição de Marshall-Lerner e do possível fenômeno da Curva J na balança comercial agrícola do Centro-Oeste.

Os parâmetros do modelo ARDL para os coeficientes estimados de longo prazo se mostraram significativos, e, por sua vez, a balança comercial defasada em um período e a taxa de câmbio em nível se mostraram significativos no curto prazo, o que inviabilizou a constatação da condição de Marshall-Lerner e a existência de curva J para a região Centro-Oeste.

Tal resultado pode estar relacionado com a composição particular da pauta exportadora do Centro-Oeste, que é constituída basicamente por produtos primários que sofrem impactos relevantes de oscilações do mercado internacional, bem como de choques de oferta como, por exemplo, eventos climáticos, dentre outros fatores.

Uma limitação do trabalho é a agregação da balança comercial agrícola da região. Desse modo, em pesquisas futuras serão testadas desagregações das exportações e importações do setor, como por exemplo, para grãos.

Por fim, esse trabalho é importante tanto para os formuladores de políticas, bem como para os tomadores de decisão, uma vez que contribui para a compreensão da dinâmica de um mercado de relevância considerável na economia brasileira.

REFERÊNCIAS

AHMAD, J.; YANG, J. *Estimation of the J Curve in China*. In: East-West Center. Working Papers, n. 67, 2004. Disponível em:

<https://www.eastwestcenter.org/publications/estimation-j-curve-china>. Acesso em: 20 junho. 2022.

ARRUDA; E. F.; CASTELAR, P. U. C; MARTINS, G. The J-Curve and the Marshall-Lerner Condition: evidence for net exports in the Southern region of Brazil. *Planejamento e Políticas Públicas*, n. 52, jan./jun. 2019. Disponível em:

<https://www.ipea.gov.br/ppp/index.php/PPP/article/view/845>. Acesso em: 10 nov. 2022.

ARRUDA, E. F.; MARTINS, G. Taxa de câmbio e exportações líquidas: uma análise para os estados brasileiros. *Nova Economia*, n.1, v.30, 2020. Disponível em:

<https://www.scielo.br/j/neco/a/XLC9VyJz8MHbpjQsXSYM8vh/?format=html#>. Acesso em: 11 jun. 2023.

BAHMANI-OSKOOEE, M.; HARVEY, H. How sensitive are Malaysia's bilateral trade flows to depreciation? *Applied Economics*, v. 38, n. 11, p. 1279-1286, 2006. Disponível em:

<https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/00036840500405490>. Acesso em: 10 jul. 2023.

BAI J. Least Squares Estimation of a Shift in Linear Processes, *Journal of Time Series Analysis*, 15, 453-472, 1994. Disponível em: [https://mpra.ub.uni-](https://mpra.ub.uni-muenchen.de/32878/1/MPRA_paper_32878.pdf)

[muenchen.de/32878/1/MPRA_paper_32878.pdf](https://mpra.ub.uni-muenchen.de/32878/1/MPRA_paper_32878.pdf). Acesso em: 15 out. 2022.

BAI J.; PERRON P. Estimating and Testing Linear Models With Multiple Structural Changes, *Econometrica*, 66, 47-78, 1998. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2998540>. Acesso em: 20 nov. 2022.

BANCO CENTRAL DO BRASIL - BACEN. SISTEMA DE SÉRIES TEMPORAIS DO BANCO CENTRAL. *Índice da taxa de câmbio real efetiva (IPCA) - Jun/1994=100 - Índice*. 2022.

Disponível em:

<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>.

- BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. *Projeções do Agronegócio Brasil 2020/21 – 2030/2031 Projeções de Longo Prazo*. 2021. Disponível em: <https://www.gov.br/agricultura/pt-br/assuntos/politica-agricola/todas-publicacoes-de-politica-agricola/projecoes-do-agronegocio> Acesso em: 14 jul. 2022.
- BRASIL. Ministério da Economia (ME). *Portal do governo brasileiro de estatísticas de comércio exterior Comex-Stat*. Disponível em: <http://comexstat.mdic.gov.br/pt/home>. Acesso em: 14 jul. 2022.
- BREDOW, S. M. S.; LÉLIS, M. T. C.; CUNHA, A. M. O ciclo de alta nos preços das commodities e a economia brasileira: uma análise dos mecanismos externos de transmissão entre 2002 e 2014. *Economia e Sociedade*. v.25, n.3(58), p. 695-731, 2016. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/ecos/a/djLQqMkmpMdgHtnK7f46Rdf/?format=pdf>. Acesso em: 25 nov. 2023.
- BOYD, D., CAPORALE, G. M., & SMITH, R. Real Exchange Rate Effects on the Balance of Trade: Cointegration and the Marshall-Lerner Condition. *International Journal of Finance and Economics*, 6, 187-200, 2001. Disponível em: <https://doi.org/10.1002/ijfe.157>. Acesso em: 20 abr. 2022.
- BUSTAMANTE, R.; MORALES, F. Probando la condición de Marshall-Lerner y El efecto Curva-J: Evidencia empírica para el caso peruano. BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ, *Estudios Economicos*, n. 16, p.119-126, 2009. Disponível em: <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Revista-Estudios-Economicos/16/Estudios-Economicos-16-4.pdf>. Acesso em: 11 out. 2022.
- COMEX-STAT. *Dados*. 2022. Disponível em: <http://comexstat.mdic.gov.br/pt/home>. Acesso em: 05 abr. 2022.
- CONAB. Companhia Nacional de Abastecimento. *Comercialização*. 2012. Disponível em: <https://www.conab.gov.br/comercializacao>. Acesso em: 10 jun. 2022.
- CONAB. Companhia Nacional de Abastecimento. *Acompanhamento da safra brasileira*. 2022. Disponível em: <https://www.conab.gov.br/info-agro/safras>. Acesso em: 14 jul. 2022.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, n. 366, p. 427-431, 1979. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2286348>. Acesso em: 20 jul. 2022.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v. 49, n. 4, p. 1057-1073, 1981.
- Disponível em: <https://www.scielo.br/j/ecos/a/djLQqMkmpMdgHtnK7f46Rdf/?format=pdf&lang=pt> Acesso em: 20 jul. 2022.
- ELLIOT, G.; ROTHENBERG, T.J.; STOCK, J. H. Efficient test for an autoregressive unit root. *Econometrica*, Oxford, v.64, n.4, p.813-836, jul. 1996. Disponível em: <http://www.ssc.wisc.edu/~bhansen/718/ElliottRothenbergStock.pdf>. Acesso em: 11 jun. 2014.
- ENGLE, R. F. GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55, 251-76, 1987. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/1913236>. Acesso em: 02 abr. 2022.

- FAO. Food and Agriculture Organization of the United Nations. FAOSTAT. Disponível em: https://www.fao.org/faostat/en/#rankings/countries_by_commodity. Acesso em: 14 jul. 2022.
- FARHI, M.; BORGHI, R. A. Z. Operações com derivativos financeiros das corporações de economias emergentes. *Estudos Avançados*, São Paulo, v. 23, n.66, 2009. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/ea/a/kBf5sdJJpLsQbG9jDKGKPSv/>. Acesso em: 25 abr. 2022.
- FRANKEL, J. A.; CAVES, R. E.; JONES, R. W. *Economia Internacional: Comércio e transações globais*. 8. ed. São Paulo: Saraiva, 2001.
- FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL – FMI. *Importações mundiais*. 2022. Disponível em: <https://www.imf.org/pt/Publications/GFSR>. Acesso em: 11 abr. 2022.
- GONZALEZ, B. C. de R. A CPR financeira em perspectiva. *Revista Múltipla*, Brasília, v.23, n.30, jun. 2011.
- IBGE. INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. *Agricultura, pecuária e outros*. 2016. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/agricultura-e-pecuaria.html>. Acesso em: 20 jun. 2022.
- _____. INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. *Indicadores Agropecuários*. 2022 Disponível em [https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/agricultura-e-pecuaria/9072-indicadores-agropecuarios.html?="](https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/agricultura-e-pecuaria/9072-indicadores-agropecuarios.html?=). Acesso em 15 de junho de 2022.
- JANUÁRIO, M. R. C. *Choques globais e respostas do setor externo brasileiro: a curva J e as condições de Marshall-Lerner são observadas?* Dissertação (mestrado) – Universidade Federal de Minas Gerais, Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional; 2020.
- JOHANSEN, S. Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, 59, 1551–1580, 1991. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2938278>. Acesso em: 06 jun. 2022.
- KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, v. 54, n. 1–3: p. 159–178, 1992. Disponível em: <https://elischolar.library.yale.edu/cowles-discussion-paper-series/1222/>. Acesso em: 16 out. 2022.
- LEONARD, G.; STOCKMAN, A. C. *Current account and exchange rates: a new look at the evidence*. NBER Working Paper Series, n. 8361, July, 2001. Disponível em: <https://www.nber.org/papers/w8361>. Acesso em: 12 jun. 2022.
- LOBO, F. S. F. *Análise empírica da existência do fenômeno da Curva J para a economia brasileira*. Programa de Pós-Graduação em Economia - FGV. São Paulo, 2007. Disponível em: <https://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/handle/10438/1827>. Acesso em: 05 nov. 2022.
- MAGEE, S. P. *Currency contracts, pass-through, and devaluation*. Brookings Papers on Economic Activity, v. 1973, n. 1, p. 303-325, 1973. Disponível em: https://www.brookings.edu/wp-content/uploads/1973/01/1973a_bpea_magee.pdf. Acesso em: 16 jul. 2022.
- MORAES, B. M. M.; TRISTÃO, P. A.; DIALLO, I.; FILHO, R. B. Evidências da Curva J para a Balança Comercial do Estado do Rio Grande do Sul (1999-2014). *Revista de Economia*, v. 41, n. 2 (ano 39), p. 123-150, mai/ago, 2015. Disponível em: https://www.pucrs.br/face/wp-content/uploads/sites/6/2016/03/16_BRUNA-MARCIA-MACHADO-MORAES.pdf. Acesso em: 11 nov. 2022.

- NARAYAN, P. K.; SMYTH, R. What determines migration flows from low-income to high-income countries? an empirical investigation of Fiji–U.S. migration 1972–2001. *Contemporary Economic Policy*, v. 24, n.2, 2006. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1093/cep/byj019>. Acesso em: 14 out. 2023.
- PESARAN, M. H., SHIN, Y., SMITH, R. P. Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94 (446), 621-634, 1999. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2670182>. Acesso em: 26 abr. 2022.
- PESARAN, M. H.; SHIN, Y.; SMITH, R. J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, v. 16, p. 289 – 326, 2001. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2678547>. Acesso em: 14 jul. 2022.
- PHILLIPS, P. C. B. e HANSEN, B. E. Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I (1) Processes. *The Review of Economic Studies*, 57 (1), 99-125, 1999. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2297545>. Acesso em: 21 fev. 2022.
- PHILLIPS, P.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2336182>. Acesso em: 15 abr. 2022.
- RAMOS FILHO; H. S. e FERREIRA; M. E. A taxa de câmbio e os ajustes no saldo da balança comercial brasileira: uma análise setorial da Curva J. *Nova Economia*, v.26 n.3, 2016. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/neco/a/bTBpwmSH3tKVqWjGkTFp5Qc/abstract/?lang=pt>. Acesso em: 24 jun. 2021.
- ROSE, A. K.; YELLEN, J. L. Is there a J-Curve? *Journal of Monetary Economics*, 24, p. 53-68, July 1989. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/0304393289900160>. Acesso em: 16 jul. 2021.
- SCALCO, P. R.; CARVALHO, H. D. e CAMPOS, A. C. Choques na Taxa de Câmbio Real e o Saldo da Balança Comercial Agropecuária Brasileira: evidências da Curva J entre 1994 e 2007. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Piracicaba-SP, v. 50, n. 4, p. 595-610, out/dez, 2012. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/resr/a/wCSmqhRZN3yVCkFVhG3GdsC/?lang=pt> Acesso em: 26 nov. 2021.
- SILVA, C. G.; VIEIRA, F. V. Persistência inflacionária regional brasileira. *Economia Aplicada*, v. 17, n. 1, 2013, pp. 115-134. Disponível em: <https://www.revistas.usp.br/ecoa/article/view/58672>. Acesso em: 23 jul. 2021.
- SONAGLIO, C. M; SCALCO, P. R; CAMPOS, A. C. Taxa de Câmbio e a Balança Comercial Brasileira de Manufaturados: Evidências da J-Curve. *Revista Economia*, n.3, v.11, 2010. Disponível em: https://www.anpec.org.br/revista/vol11/vol11n3p711_734.pdf. Acesso em: 10 abr. 2022.
- SOUZA, T. A. *Déficits gêmeos na economia brasileira: uma investigação via modelos de defasagens distribuídas*. Dissertação Pós-Graduação em Economia Aplicada, UFU, 2015. Disponível em: <https://repositorio.ufu.br/handle/123456789/13591>. Acesso em: 14 dez. 2021.

U. S. CENSUS BUREAU. *X13-ARIMA-SEATS reference manual accessible html output version*. 2015. Disponível em: <https://www.census.gov/ts/x13as/docX13AS.pdf> Acesso em: 17 jun. 2021.

VASCONCELOS, C. R. F. *Dinâmica de curto e longo prazo da balança comercial brasileira: a validade da hipótese da Curva-J*. Programa de Pós-graduação em Economia Aplicada, Juiz de Fora; TD. 007/2010; 2010.

VIEIRA FILHO, J. E. R. *Efeito poupa-terra e ganhos de produção no setor agropecuário brasileiro*. Brasília: Ipea, 2018. (Texto para Discussão, n. 2386). Disponível em: https://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/8381/1/TD_2386.pdf. Acesso em 10 jun. 2023.

ZIVOT, E.; ANDREWS, D. W.K. Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, v.10, n.3, 1992. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/1391541>. Acesso em: 20 jul. 2022.

WANG, C.; LIN, C. A.; YANG, C. *Short-run and long-run effects of exchange rate change on trade balance: Evidence from China and its trading partners*. *Japan and the World Economy*, p. 266-273, 2012.

APÊNDICE

Tabela A1: Coeficientes de Curto Prazo

Variáveis	Coeficiente t value [pr(> t)]
bbc (-1)	0,68034 2,124 [0,037]*
bbc (-2)	0,26331 1,044 [0,304]
bbc (-3)	0,0542 0,320 [0,749]
bbc(-4)	0,0545 0,538 [0,592]
tx (0)	6,24225 2,265 [0,027]*
tx (-1)	-1,56618 -0,661 [0,510]
Yin (0)	3,337767 1,318 [0,192]
Yin (-1)	-1,45658 -0,747 [0,457]

Fonte: Elaborado pelos autores.