

Evidências da condição Marshall-Lerner e do fenômeno da Curva-J nas exportações agropecuárias do Centro-Oeste brasileiro

Cláudio Eurico Seibert Fernandes da Silva¹

Aniela Fagundes Carrara²

Kelly Cardoso Faro³

Cláudio Roberto Fóffano Vasconcelos⁴

Matheus Pereira Ribeiro⁵

Área 1: Teoria, métodos e modelos de economia regional

Resumo

A agropecuária é o setor que cada vez mais tem ganhado destaque na economia brasileira, principalmente em relação a sua participação no saldo da balança comercial e consequentemente na geração de divisas. Nesse contexto, o Centro-Oeste se destaca como maior produtor e exportador de *commodities* agrícolas e de maior rebanho bovino. 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. O objetivo desse trabalho é avaliar o efeito da taxa de câmbio real sobre o saldo da balança comercial agropecuária do Centro – Oeste, de modo a verificar a existência da condição de Marshall-Lerner e da Curva J no período entre 1999 e 2019. Para tal, 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 na especificação e periodicidade analisadas.

Palavras – chave: Agropecuária; Curva J; Condição de Marshall-Lerner

Abstract

Agriculture is the sector that has increasingly gained prominence in the Brazilian economy, mainly concerning its participation in the balance of trade and the generation of foreign exchange. In this context, the Brazilian West Center is the largest producer and exporter of agricultural commodities and cattle herds. Given the region and sector importance for foreign trade. In addition to the high volatility of the Brazilian exchange rate after the regime change in the country. The objective of this work is to evaluate the effect of the real exchange rate on the agricultural Brazilian West Center trade balance to verify the existence of the Marshall-Lerner condition and the J Curve between 1999 and 2019. The methodology used was the Autoregressive Distributed Lag - ARDL method. The results do not confirm the Marshall-Lerner condition and the existence of the J Curve in the specification and periodicity analyzed.

Key-words: Agriculture; J curve; Marshall-Lerner condition

Classificação JEL: E1; F1; F47

¹ Doutorando em Economia na Universidade Federal de Juiz de Fora. E-mail: claudio.seibert@ufr.edu.br

² Docente da Universidade Federal de São Carlos – UFSCar. E-mail: anielacarrara@ufscar.br

³ Docente da Universidade Federal de Rondonópolis. E-mail: kelly.faro@ufr.edu.br

⁴ Docente da Universidade Federal de Juiz de Fora. E-mail: claudio.foffano@ufjf.br

⁵ Doutorando em Economia na Universidade Federal de Juiz de Fora. E-mail: matheus.econ@gmail.com

Introdução

O Brasil atualmente se mantém em destaque como um importante ator na produção agrícola mundial, com uma pauta de exportação primário-diversificada. Dados da Organização para Comida 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, oriundos do Ministério da Economia - ME através do Comex-Stat (2022) 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. No ano de 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 em de US\$ 61,4 bilhões FOB. Sendo que os produtos agrícolas como soja, milho, carne de frango e bovina estão entre os principais itens exportados, evidenciando o peso do agronegócio na balança comercial brasileira (ME, 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 (2021) 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.

Os dados do MAPA (2021) e ME (2022) inserem a região Centro-Oeste nesse contexto como o maior produtor brasileiro de soja, milho e algodão, além de possuir o maior rebanho bovino do país, 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, além de 11,1 milhões de cabeças de gado abatidas em 2020, representando respectivamente 73,9%; 53,2%; 45% e 37,4% 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 (FARIA, 2012).

Neste contexto, tendo em vista a crescente importância relativa do setor para a geração de divisas para a economia nacional e do Centro-Oeste, além do papel do país no comércio internacional de *commodities* e de carne bovina. Este trabalho visa verificar o impacto de variáveis macroeconômicas como a taxa de câmbio na balança comercial agropecuária 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 o agronegócio.

Cabe salientar que o ganho potencial desse estudo está em fazer uma análise regionalizada e para agropecuária, uma vez que a literatura sobre o tema, tem realizado

estudos em nível nacional e com enfoque na manufatura. Assim, dado que o setor agropecuário como um todo vem ganhando destaque na economia brasileira e o do Centro-Oeste, principalmente no tocante ao setor externo, estudos que visem analisar o setor se mostram importantes para a tomada de decisão tanto de formuladores de políticas como agentes tomadores de decisão de mercado.

Dado o que foi exposto acima, este trabalho está dividido em mais cinco partes além desta introdução. Inicialmente têm-se a revisão de literatura sobre o tema. Em seguida, apresenta-se a estratégia empírica e o modelo *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL). Na terceira parte expõe-se a base de dados e os respectivos tratamentos e quarta parte refere-se aos resultados obtidos seguido das conclusões finais e referências bibliográficas.

1. 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, fora 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 tratam de pesquisas cujo objeto de análise é a efetividade da desvalorização cambial como instrumento para melhorar o balanço de pagamento é tratada em termos da validade da condição de Marshall-Lerner (ML) e pela existência do fenômeno da Curva-J.

A condição Marshall-Lerner preconiza, uma das relações mais bem estabelecidas na teoria econômica, 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 for maior que um a adição das elasticidades das importações e exportações (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 01 - 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,	ARDL 1996 -2012 (anual)	Não encontraram indicação do fenômeno Curva J completo para nenhum dos cinco setores analisados no curto e longo prazos, mesmo realizando análise desagregada.

	média-baixa e baixa tecnologia		
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, de acordo com o Quadro 01, 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 acusa relação entre a desvalorização cambial e a balança comercial, fora sustentada em todas as pesquisas descritas no Quadro 01.

Ramos Filho e Ferreira (2016), por exemplo, ao fazerem uma análise baseada na desagregação em 19 setores da balança do setor da indústria de transformação, em 5 deles encontraram relação de longo prazo. Destes não houve indicação do fenômeno 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 evidencia-se tentativas de verificação da ocorrência da condição de Marshall Lerner e da Curva J, como na abordagem de Boyd, Caporale e Smith (2001) que 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.

Na 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.

2. 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*, foi à possibilidade de não exigir especificação de mesma ordem de integração nas séries estimadas, do tipo $I(0)$ e $I(1)$, ou seja, possibilitaria 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. 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*). Segue a métrica *ARDL* adaptada ao tema proposto:

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

A equação acima representa a estimação linear dinâmica da balança comercial agrícola de determinada região em relação as 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 .

3. Dados

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 a seguir:

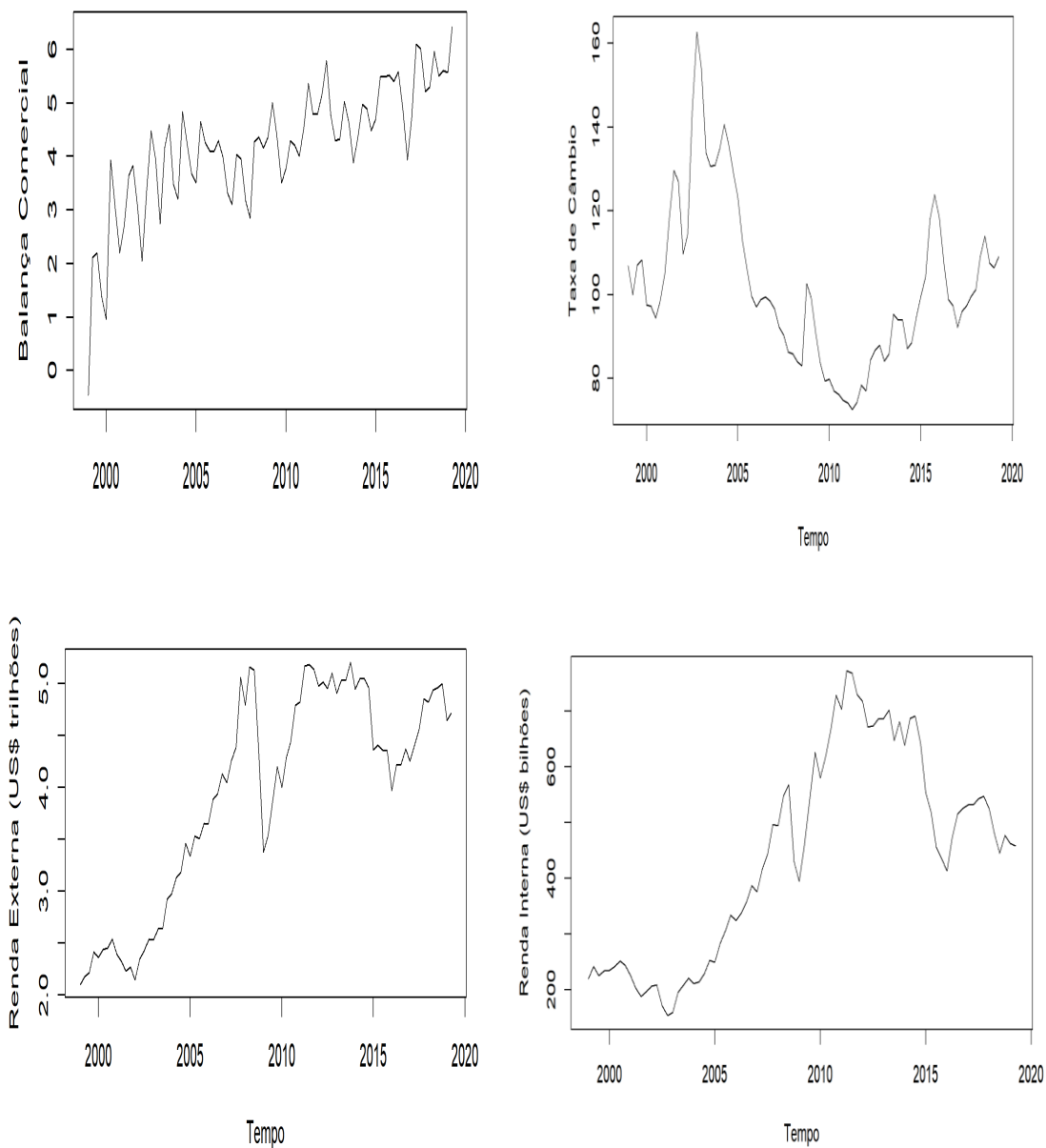
$$\ln(X/M) = \beta_0 + \beta_1 \ln Tx + \beta_2 \ln Yin + \beta_3 \ln Yex + \varepsilon \tag{2}$$

No qual, o saldo da balança comercial de cada Macrorregião brasileira 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 agropecuária. O PIB brasileiro foi utilizado como proxy para a renda nacional (Yin) e as importações mundiais 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 (2022). E a Taxa de Câmbio real a retirou-se do Sistema de Séries temporais do Banco Central (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. As séries utilizadas são apresentadas na figura a seguir:

Figura 1. Variáveis Analisadas



Fonte: Elaborado pelos autores

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, representado pelas importações mundiais. Para isso, utilizou-se taxa de câmbio nominal média do trimestre obtida no IPEA. Após a compatibilização das séries, deflacionou-as 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 na figura a seguir:

4. Resultados

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 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). Que 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 todos os testes, considerando 5% de significância, foi aquela que representa a balança comercial 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 não estacionárias e 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*	ADF -GLS**	KPSS***	PP****
Bcc	-5,2281	0,6123	0,1044	-6,4775
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

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

** 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)).

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

**** 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, por exemplo, como no caso de uma quebra de safra ou então por fenômenos exógenos a 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 (TB) e estima regressão para cada interrupção possível de forma sequencial. Porém este teste tem um desvantagem que é divergir caso seja considerada a existência de quebra estrutural em um processo de raiz unitária, o que pode provocar um 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 o 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

	Zivot Andrews	Structure changes
Variável	Estatística de Teste	Estatística de Teste
<i>bcc</i>	-7,5597	4,1753

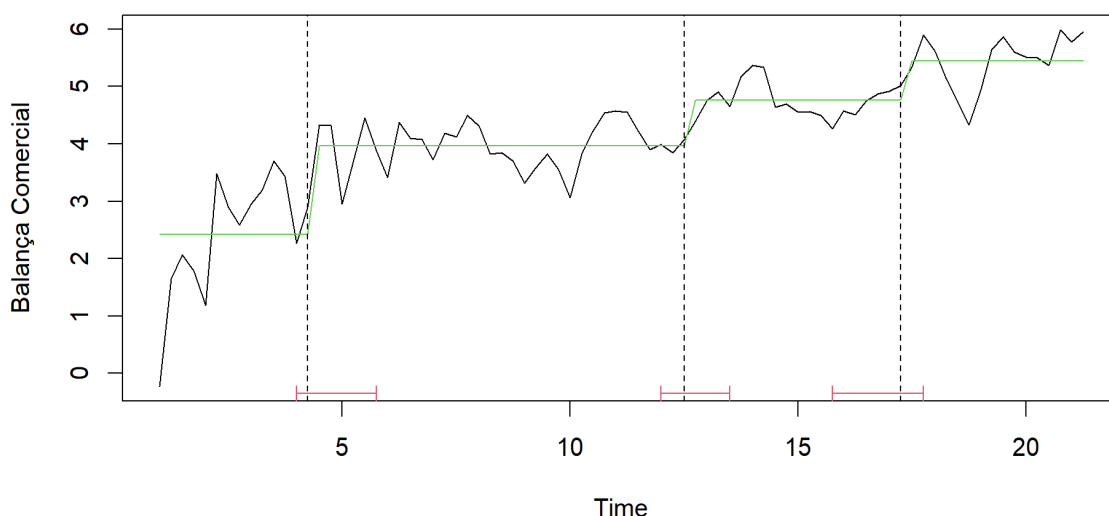
Valor crítico do teste Zivot Andrews à 5% é -5,34

Fonte: Elaborado pelos autores

Tais achados são condizentes com o perfil dos produtos que compõem a balança comercial do centro - oeste, que em sua grande maioria, diz respeito a *commodities* agrícolas. Logo, em 2002 tem-se um ponto de inflexão bastante 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. E ainda atrelado ao fenômeno do boom das *commodities*, os meses iniciais de 2016 é um período em que ocorreu a reversão de tal tendência, visualizando-se neste momento um esvaziamento do mesmo.

Já em 2011 houve uma considerada quebra de safra por conta de questões climáticas que proporcionaram queda de produtividade e de qualidade do produto colhido, que por consequência gerou impacto na balança comercial do centro – oeste, o que justifica a quebra observada. A Figura 2 mostra as quebras apontadas pela análise da Structure changes.

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 traz a tabela 3.

Tabela 3 – Seleção do melhor modelo ARDL

	AIC	BIC	AICc	R - Squared
Defasagens selecionadas	(3 1 0 5)	(5 0 0 0)	(5 0 0 0)	(4 1 2 4)
Estatística F	4,3	27,47	27,47	15,59
Bound test	14,5628	12,29	12,29	4,83
LM test	20,64	20,729	20,729	21,881
Shapiro	0,98418	0,9848	0,9848	0,9848

Fonte: Elaborado pelos autores

Frente aos resultados dos testes aplicados a cada defasagem selecionada por cada modelo, foi possível de se verificar que os modelos selecionados pelos critérios BIC e AICc apresentaram autocorrelação nos resíduos. Restando os modelos selecionados pelo critério AIC e R - squared, frente a estas duas possibilidades, optou-se pela utilização do modelo selecionado pelo critério AIC, já que é o mais utilizado pela literatura, mas cabe ressaltar que os resultados apresentados pelo modelo selecionado pelo critério do R - squared não apresentou discrepância, em termos de resultados. 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 dos coeficientes estimados de longo prazo 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, que é constituída basicamente por produtos primários que sofrem impactos relevantes de oscilações do mercado internacional, bem como de choques de oferta, tais como eventos climáticos.

Ademais, é importante frisar que os resultados de testes da condição de Marshall Lerner e da curva J não são unânimes como visto na revisão acima exposta.

Tabela 4 - Tabela Modelo ARDL: Coeficientes de Longo Prazo

Variáveis	Coefficiente	t valor	Pr(> t)
Intercepto	0,07168	1,489	0,141460
L(tx, 1)	2,57738	0,921	0,360726
yex	-1,12042	-0,754	0,453472
L(yin, 1)	1,33531	0,546	0,587092

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.

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	Coefficientes significativos de curto prazo	ECM	[Prob]
(3,1,0,5)	bcc(-1); dtx(0); dltx(-2); dlyin(-3)	-1,87100	5,5e-12

Fonte: Elaborado pelos autores

Conforme pode ser verificado, por meio dos resultados apresentados na tabela 5, a balança comercial defasada em um período, a taxa de câmbio em nível e defasada em dois períodos, bem como a renda nacional defasada em três períodos, são significativos para explicar a balança comercial 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 -1,77 e é significativo 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. O valor obtido para tal coeficiente deve ser investigado com maior minúcia em momento oportuno, mas como o foco do estudo não está nos choques de curto prazo, o fato deste apresentar valor maior do que um não causa interferência nas análises pretendidas.

5. Considerações Finais

O Brasil se insere no mercado internacional como um dos maiores produtores agropecuários 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. O presente trabalho teve por objetivo verificar a existência da condição de Marshall-Lerner e do possível fenômeno da Curva J na balança comercial agropecuária do Centro-Oeste. Ressalta-se que o estudo está em processo de desenvolvimento e os resultados – obtidos até o momento - mostraram que não se verificou a ocorrência dessas condições para o modelo proposto e para o período de tempo utilizado.

Também foram empregadas as mesmas análises para as demais macrorregiões brasileiras, todavia os modelos não apresentaram um bom ajuste. Desse modo, buscar-se-á nas próximas etapas, verificar as causas que podem estar ocasionando essas diferenças entre as regiões brasileiras. Essas discrepâncias podem estar ligadas a pauta de exportação bem como a composição das mesmas que é distinta.

Dois pontos importantes de limitação do trabalho é a escolha da taxa de câmbio efetiva real para as estimações, uma vez que podem gerar alterações no resultado. E a agregação da balança comercial da região em agrícola e pecuária. Desse modo, serão testados diferentes indicadores de taxa de câmbio, como uma análise de robustez e a desagregação das exportações e importações do setor.

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.

CONAB. Companhia Nacional de Abastecimento. Acompanhamento da safra brasileira. Disponível em: < <https://www.conab.gov.br/info-agro/safras>>. Acesso em: 14 jul. 2022.

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.

Bai J. (1994), Least Squares Estimation of a Shift in Linear Processes, Journal of Time Series Analysis, 15, 453-472.

Bai J., Perron P. (1998), Estimating and Testing Linear Models With Multiple Structural Changes, Econometrica, 66, 47-78.

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.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, n. 366, p. 427-431, 1979.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v. 49, n. 4, p. 1057-1073, 1981.

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.

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.

FARIA, W. R. Modelagem e Avaliação de Fenômenos Relacionados ao Uso da Terra no Brasil. 275 f. Tese (Doutorado em Economia) – Departamento de Economia, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2012.

FRANKEL, J. A.; CAVES, R. E.; JONES, R. W. *Economia Internacional: Comércio e transações globais*. 8. ed. São Paulo: Saraiva, 2001.

IBGE. *INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA*. Indicadores Agropecuários. Disponível em <<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.

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.

LEONARD, G.; STOCKMAN, A. C. Current account and exchange rates: a new look at the evidence. NBER Working Paper Series, n. 8361, July, 2001.

LOBO, F. S. F. Análise empírica da existência do fenômeno da Curva J para a economia brasileira. Programa de Pós-Graduação em Economia. São Paulo, 2007. MAGEE, S. P. Currency contracts, pass-through, and devaluation. *Brookings Papers on Economic Activity*, v. 1973, n. 1, p. 303-325, 1973.

MAGEE, S. P. Currency contracts, pass-through, and devaluation. *Brookings Papers on Economic Activity*, v. 1973, n. 1, p. 303-325, 1973

MAPA. 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.

ME. Ministério da Economia. 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.

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.

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.

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.

PHILLIPS, P.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.

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.

ROSE, A. K.; YELLEN, J. L. Is there a J-Curve? *Journal of Monetary Economics*, 24, p. 53-68, July 1989.

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. *RESR*, Piracicaba-SP, v. 50, n. 4, p. 595-610, out/dez, 2012.

SISTEMA DE SÉRIES TEMPORAIS DO BANCO CENTRAL. Índice da taxa de câmbio real efetiva (IPCA) - Jun/1994=100 – Índice. Disponível em:< <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTel aLocalizarSeries>>.

SONAGLIO, C. M. SCALCO, P. R. e CAMPOS, A. C. Taxa de Câmbio e a Balança Comercial Brasileira de Manufaturados: Evidências da J-Curve. *Revista Economia*, Brasília (DF), v.11, n.3, p.711–734, set/dez 2010.

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.

WANG, C.; LIN, C. A.; YANG, C. Japan and the World Economy, p. 266-273, 2012.