



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
CENTRO DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS - CCA
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA - DEA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA RURAL

DALYLLA SOARES DE AZEVEDO

ELASTICIDADES DINÂMICAS DA BALANÇA COMERCIAL DA
AGROPECUÁRIA BRASILEIRA: UMA ANÁLISE DO PERÍODO 2000-2019

FORTALEZA

2021

DALYLLA SOARES DE AZEVEDO

ELASTICIDADES DINÂMICAS DA BALANÇA COMERCIAL DA
AGROPECUÁRIA BRASILEIRA: UMA ANÁLISE DO PERÍODO 2000-2019

Dissertação de Mestrado submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia Rural do Departamento de Economia Agrícola da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para obtenção do título de Mestra em Economia Rural.

Orientador: Prof. Dr. Elano Ferreira Arruda.

FORTALEZA

2021

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal do Ceará
Biblioteca Universitária

Gerada automaticamente pelo módulo Catalog, mediante os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

- A986e Azevedo, Dalylla Soares de.
Elasticidades dinâmicas da balança comercial da agropecuária brasileira : uma análise do período 2000-2019 / Dalylla Soares de Azevedo. – 2021.
45 f. : il. color.
- Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Ceará, Centro de Ciências Agrárias, Programa de Pós-Graduação em Economia Rural, Fortaleza, 2021.
Orientação: Prof. Dr. Elano Ferreira Arruda.
1. Cointegração variante no tempo. 2. Elasticidades dinâmicas. 3. Agropecuária. I. Título.
CDD 338.1
-

DALYLLA SOARES DE AZEVEDO

ELASTICIDADES DINÂMICAS DA BALANÇA COMERCIAL DA
AGROPECUÁRIA BRASILEIRA: UMA ANÁLISE DO PERÍODO 2000-2019

Dissertação de Mestrado submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia Rural do Departamento de Economia Agrícola da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para obtenção do título de Mestra em Economia Rural.

Aprovada em: 29/09/2021.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Elano Ferreira Arruda (Orientador)
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Francisco José Silva Tabosa
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Thiberio Mota da Silva
Universidade Federal do Piauí (UFPI)

A Deus.

Aos meus pais, Francisca e Ociano.

AGRADECIMENTOS

A Deus, pelo dom da vida. Eu não estaria onde estou se não fosse por Ele.

Aos meus pais, Francisca e Ociano, que desde cedo ensinaram-me o quão valioso é o estudo, e que dedicaram tempo e recursos a mim.

Aos amigos proporcionados pelo Mestrado em Economia Rural, em especial, Jamile Ingrid e Ediglê Moura, que ao longo desta caminhada acadêmica estiveram ao meu lado, apoiando-me e encorajando-me a permanecer no curso, mesmo quando era mais fácil desistir.

Aos amigos doutorandos, Cícero e Erivelton, sempre dispostos a ajudar e tirar dúvidas.

Ao meu orientador, Prof. Dr. Elano Ferreira Arruda, pelo apoio e credibilidade fornecidos durante a elaboração deste trabalho. Sou grata pelo conhecimento e tempo dedicados, e não só ao profissional extremamente competente, mas pelo ser humano exemplar.

Aos professores participantes da Banca Examinadora, Dr. Francisco José Silva Tabosa e Dr. Thiberio Mota da Silva.

Ao corpo docente do Programa de Pós-Graduação em Economia Rural, pelo ensino e estímulo à pesquisa.

Aos funcionários do Departamento de Economia Agrícola, em especial à secretária do Programa, Carlene, pela sua simpatia e disposição em ajudar quando solicitada.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pelo apoio financeiro recebido via concessão da bolsa de estudo, durante o período do curso de Mestrado.

A todos que contribuíram de alguma forma, direta ou indiretamente, para o meu desempenho acadêmico durante o Mestrado em Economia Rural. Meus mais sinceros agradecimentos.

RESUMO

O presente estudo tem como objetivo principal testar a hipótese de que existe uma relação de longo prazo variante no tempo entre o saldo comercial da agropecuária brasileira e seus principais determinantes (taxa de câmbio real, renda doméstica e renda externa). As transformações econômicas ocorridas nas últimas décadas e os choques a que economias emergentes, como a brasileira, estão sujeitas oferecem uma boa oportunidade para investigações dessa natureza. A metodologia econométrica utilizada segue Bierens e Martins (2010), que modelaram vetores de cointegração variantes no tempo através da introdução de polinômios temporais de Chebyshev. A partir de uma amostra relativa ao período de janeiro de 2000 a julho de 2019, o teste de Bierens e Martins (2010) rejeita a hipótese segundo as quais as elasticidades de comércio exterior de longo prazo brasileiras são invariantes no tempo. Os resultados indicam que a elasticidade das exportações líquidas da agropecuária brasileira em relação à taxa de câmbio real se mostrou positiva e elástica em praticamente todo o período considerado. Efeitos positivos e elásticos também foram observados quanto à demanda externa. Em termos médios, incrementos de 10% na taxa de câmbio real e na renda externa aumentam as exportações líquidas da agropecuária brasileira em 22,2% e 17,6%, respectivamente. A renda doméstica apresentou impacto negativo, porém com efeitos inelásticos e menor variabilidade.

Palavras-chave: elasticidades dinâmicas; cointegração variante no tempo; agropecuária.

ABSTRACT

The main objective of this study is to test the hypothesis that there is a long-term, time-varying relationship between the Brazilian agricultural trade balance and its main determinants (real exchange rate, domestic income and external income). The economic transformations that have taken place in recent decades and the shocks to which emerging economies, such as Brazil are subject to, offer a good opportunity for investigations of this nature. The econometric methodology used follows Bierens and Martins (2010), who modeled time-varying cointegration vectors through the introduction of Chebyshev temporal polynomials. Based on a sample for the period from January 2000 to July 2019, the Bierens and Martins (2010) test rejects the hypothesis according to which long-term Brazilian foreign trade elasticities are time-invariant. The results indicate that the elasticity of net exports of Brazilian agriculture in relation to the real exchange rate was positive and elastic in practically the entire period considered. Positive and elastic effects were also observed regarding external demand. On average, increases of 10% in the real exchange rate and in foreign income increase net Brazilian agricultural exports by 22.2% and 17.6%, respectively. Household income had a negative impact, but with inelastic effects and less variability.

Keywords: dynamic elasticities; time variant cointegration; agriculture.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Gráfico 1	Exportações da agropecuária brasileira (US\$) 2000-2019	24
Gráfico 2	Importações da agropecuária brasileira (US\$) 2000-2019	24
Gráfico 3	Saldo da balança comercial da agropecuária brasileira, 2000-2019	25
Gráfico 4	Elasticidades dinâmicas das exportações líquidas da agropecuária brasileira	34
Quadro 1	Descrição das variáveis utilizadas	28

LISTA DE TABELAS

Tabela 1	Exportações agrícolas: principais produtos exportados, 2000 e 2019	25
Tabela 2	Resultado para os testes de raiz unitária	33
Tabela 3	Resultados dos testes do traço e de máximo autovalor	33
Tabela 4	Teste de Bierens e Martins (2010) para cointegração variante no tempo	34
Tabela 5	Estatísticas descritivas das elasticidades dinâmicas estimadas	36

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ADF	Dickey-Fuller Aumentado
BACEN	Banco Central do Brasil
BCB-SGS	Sistema Gerador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil
BRM	Bickerdike-Robinson-Metzler
CML	Condição de Marshall-Lerner
CTP	Polinômio Temporal de Chebyshev
EMBRAPA	Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária
FGV	Fundação Getúlio Vargas
FMI	Fundo Monetário Internacional
IFS	International Financial Statistics
IGP-DI	Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna
KPSS	Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin
LR	Estatística de Teste
MS-VECM	Vetores de Correção de Erros com Mudança de Regime
OMC	Organização Mundial do Comércio
PDOLS	Panel Dynamic Ordinary Least Squares
PIB	Produto Interno Bruto
PVAR	Panel Vector Autoregression
SECEX/MDIC	Secretaria de Comércio Exterior do Ministério do Desenvolvimento e Comércio Exterior
TI	Cointegração Invariante no Tempo
TV	Cointegração Variante no Tempo
VECM	Modelo Vetorial de Correção de Erros
VEC	Vetor de Correção de Erros

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	13
2 REFERENCIAL TEÓRICO	16
2.1 Modelo teórico	16
2.2 Evidências empíricas para o Brasil	19
2.3 Agropecuária brasileira: histórico e evolução do setor	20
3 ASPECTOS METODOLÓGICOS	28
3.1 Base de dados	28
3.2 Estratégia econométrica: cointegração variante no tempo	29
4 RESULTADOS E DISCUSSÕES	33
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS	38
REFERÊNCIAS	40

1 INTRODUÇÃO

A análise da balança comercial, ou ainda, das exportações líquidas de uma região e seus principais determinantes constitui importante aspecto a ser levado em consideração na elaboração de políticas públicas. Nesse sentido, incentivar o aumento das exportações é uma das formas de estimular o crescimento econômico, contribuindo para a geração de emprego e renda.

Historicamente, a taxa de câmbio tem sido apresentada como importante determinante dos fluxos comerciais de uma economia aberta juntamente com os níveis de renda externa e doméstica. A primeira variável, nomeadamente a taxa de câmbio, influencia principalmente os preços relativos e as vantagens oriundas da maior inserção nas cadeias globais de comércio, enquanto os demais indicadores sinalizam para a dinâmica das demandas externa e doméstica, respectivamente.

Com o fim do acordo de *Bretton Woods* e a adoção de um regime cambial flutuante, marcado por taxas de câmbio altamente voláteis, pesquisadores voltaram seus estudos para avaliar de que forma políticas cambiais impactam nas balanças comerciais de suas economias e de que forma aquelas podem influenciar no crescimento econômico. Com efeito, em um mundo cada vez mais globalizado, o entendimento dessas relações mostra-se fundamental na formulação de políticas públicas. Partindo dessa perspectiva, serão discutidos os aspectos teóricos e a regularidade empírica da chamada condição de Marshall-Lerner.

A condição de Marshall-Lerner preconiza que, no longo prazo, uma desvalorização real na taxa de câmbio apresenta impacto positivo sobre o saldo da balança comercial de uma economia (BAHMANI-OSKOOEE; FARIDITAVANA, 2015; MOURA; DA SILVA, 2005).

Em linhas gerais, a literatura recente tem pautado essa discussão para investigar se determinados países satisfazem ou não a Condição de Marshall-Lerner (CML). Todavia, esse tipo de análise é bastante limitado, uma vez que resultados agregados podem omitir realidades setoriais assimétricas.

Apesar da importância dessa temática e do crescimento recente na quantidade de estudos sobre esse tema, ainda não há um consenso sobre a ocorrência e a regularidade desse fenômeno na economia brasileira. As diversas políticas cambiais adotadas, desde a década de 1990, e a crescente abertura comercial oferecem uma boa oportunidade para a análise da relação entre balança comercial e variações na taxa de câmbio (SONAGLIO;

SCALCO; CAMPOS, 2010). Além disso, as mudanças de orientação da política cambial, crises externas e internas podem resultar em assimetrias na relação entre essas variáveis, o que enseja cautela na avaliação dessas relações numa perspectiva linear.

Pelo exposto, o presente estudo se propõe a examinar as elasticidades da balança comercial da agropecuária brasileira numa perspectiva dinâmica, ou não linear, através da análise de cointegração variante no tempo tal qual proposta por Bierens e Martins (2010) – técnica ainda não empregada em estudos dessa natureza.

Na abordagem tradicional de Johansen (1988), presume-se que o vetor de cointegração é constante ao longo do tempo; essa suposição é bastante restritiva devido aos choques a que as economias emergentes estão sujeitas. Desse modo, uma das vantagens em utilizar o método proposto por Bierens e Martins (2010) é que pela cointegração as relações de longo prazo variam suavemente no tempo por meio da introdução dos polinômios ortogonais de Chebyshev, os quais são convenientes dadas as características da economia brasileira.

Vale lembrar que o crescimento do setor primário atrelado ao aumento do volume exportado de *commodities* agrícolas tem desempenhado um papel importante no balanço de pagamentos do país, diagnosticando a relevância da agropecuária brasileira e o seu correspondente caráter estratégico em termos de vantagens comparativas. Barros e Adami (2003) confirmam que, desde o ano 2000, o agronegócio brasileiro vem ganhando participação no mercado internacional de alimentos. Em menos de 30 anos, o Brasil reverteu sua posição de importador de alimentos para a posição de um dos “celeiros” mais importantes do mundo. É tido como o primeiro país a alcançar os níveis de produtividade e exportação dos tradicionais “*Big Five*”¹ (CREMAQ, 2010).

Dado que o Brasil é um país emergente, ainda que tenha enfrentado recentemente diversos distúrbios econômicos internos – crise fiscal, *impeachment* da presidente Dilma – e externos – crise *subprime*, crise na Grécia –, é possível que as elasticidades da balança comercial da agropecuária brasileira – em relação à taxa de câmbio, à renda doméstica e à renda externa – não sejam constantes.

Em virtude dos fatos mencionados, torna-se emergente o seguinte problema de pesquisa: existe uma relação de longo prazo variante no tempo (janeiro de 2000 a julho

¹ Os cinco maiores exportadores de grãos que são Estados Unidos, Canadá, Austrália, Argentina e União Europeia.

de 2019)² entre o saldo comercial da agropecuária brasileira e seus principais determinantes (taxa de câmbio real, renda externa e renda doméstica)?

Esse trabalho tem por objetivo geral testar a hipótese segundo a qual existe uma relação de longo prazo variante no tempo entre o saldo comercial da agropecuária brasileira e seus principais determinantes, nomeadamente – taxa de câmbio real e as rendas externa e doméstica –; em verificando a não linearidade, estimar suas elasticidades dinâmicas, considerando o período de janeiro de 2000 a julho de 2019, a partir da técnica de Bierens e Martins (2010).

Os objetivos específicos são estimar as elasticidades dinâmicas do saldo comercial da agropecuária brasileira em relação à taxa de câmbio real, e às rendas externa e doméstica no período mencionado.

Além desta introdução, este trabalho possui mais quatro seções. A próxima seção consiste em descrever o modelo teórico, bem como analisa as evidências empíricas da condição de Marshall-Lerner para o Brasil, explorando a evolução do setor agropecuário nacional. Na terceira seção são expostos o banco de dados e a estratégia econométrica empregada. A análise e discussão dos resultados é feita em seguida. E, por fim, são tecidas as considerações finais.

² Optou-se por esse período amostral porque em 1999 o mercado cambial brasileiro passou a operar sob regime de livre flutuação da taxa de câmbio.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

Constitui o objetivo desta seção descrever o modelo teórico que estabelece a relação entre taxa de câmbio e balança comercial baseado nas elasticidades; em seguida, faz-se uma revisão de literatura que investiga a ocorrência e regularidade empírica das previsões teóricas descritas anteriormente e, por fim, mostra-se o histórico e evolução do setor agropecuário brasileiro.

2.1 Modelo teórico

Desde meados do século XX, o desenvolvimento tanto na análise econômica quanto na evolução da economia mundial alterou a percepção das relações entre a taxa de câmbio e a balança comercial (MOURA; SILVA, 2005). A análise do processo de ajustamento das taxas de câmbio tornou-se muito importante para as políticas públicas que visavam o equilíbrio interno e externo da economia doméstica.

Para explicar a relação existente entre a taxa de câmbio e a balança comercial, Bickerdike (1920), Marshall (1923), Lerner (1944), Robinson (1947) e Metzler (1948) desenvolveram um modelo de balança comercial baseado nas elasticidades das funções de oferta e demanda.

O modelo admite a existência de dois mercados na economia: o mercado externo e o mercado interno (MOURA, 2005). No primeiro, o país exerce a demanda por bens estrangeiros, que são ofertados pelo resto do mundo; no segundo, ocorre o inverso, o país oferta os bens produzidos internamente para que sejam demandados pelo resto do mundo. Nesse cenário, uma desvalorização cambial provoca retração na oferta do resto do mundo e expansão da oferta doméstica motivadas, em parte, pelo aumento da demanda externa. Na economia doméstica, o valor das exportações tende a aumentar devido ao barateamento dos seus produtos em moeda externa, enquanto o valor das importações pode aumentar ou reduzir, a depender da elasticidade-preço da oferta, tornando o efeito de uma desvalorização cambial ambíguo.

A ambiguidade só será eliminada por meio da condição de suficiência para a ocorrência de um superávit na balança comercial, em resposta a uma desvalorização cambial, que somente ocorrerá se a derivada da balança comercial em relação a taxa de câmbio for positiva. Tal condição é denominada Bickerdike-Robinson-Metzler (BRM). A condição de Marshall-Lerner é um caso especial da condição BRM; ela é válida quando a renda dos países permanece constante e, sobretudo, as curvas de oferta externa e interna de exportações são altamente elásticas. Daí se pressupõe que, para que haja uma melhora

na balança comercial, a soma das elasticidades-preço das demandas internas e externa deva ser maior do que um.

Isto posto, após uma desvalorização cambial, os agentes do país doméstico podem: i) Demandar produtos domésticos no lugar de produtos estrangeiros, devido ao seu encarecimento em moeda doméstica; ii) Devido ao aumento na renda interna, aumentar a sua demanda por produtos estrangeiros quanto maiores forem a propensão marginal a consumir e a elasticidade da oferta externa por exportações. O primeiro efeito é denominado efeito substituição, e o segundo, efeito renda. Para que haja melhora na balança comercial, o efeito substituição deve ser maior do que o efeito renda (MOURA; SILVA, 2005).

Conforme Arruda, Castelar e Martins (2019), o modelo BRM pode ser representado a partir da relação que explica o saldo da balança comercial:

$$B = P_X X - P_M M \quad (1)$$

Em que X e M são as exportações e importações realizadas pela economia doméstica, respectivamente, e PX e PM são os preços das exportações e importações em moeda doméstica, respectivamente.

O modelo BRM estabelece uma condição geral a partir da diferenciação total da equação (1) que determina a variação nos saldos comerciais, utilizando conceitos de elasticidades de demanda por importações e de elasticidade por oferta de exportações. Assim, partindo de um equilíbrio geral ($B = 0$), tem-se³:

$$dB = P_X X \left[\frac{(1+\varepsilon)\eta^*}{\varepsilon+\eta^*} - \frac{(1-\eta)\varepsilon^*}{\varepsilon^*+\eta} \right] \frac{de}{e} \quad (2)$$

Em que e é a taxa de câmbio nominal (preços em moeda doméstica/preços em moeda estrangeira); η , a elasticidade compensada da demanda de importações domésticas; η^* , a elasticidade compensada da demanda de importações do resto do mundo; ε , a elasticidade compensada da oferta de exportações domésticas; ε^* , a elasticidade compensada da oferta de exportações do resto do mundo; $\frac{dP_M}{P_M} = \left[\frac{\varepsilon^*}{\varepsilon^*+\eta} \right] \frac{de}{e}$ e $\frac{dP_X}{P_X} = \left[\frac{\eta^*}{\varepsilon+\eta^*} \right] \frac{de}{e}$ – representam as aproximações médias das taxas de crescimento – dos preços das importações e exportações, respectivamente.

Assim, no caso de uma variação positiva, ou seja, $\frac{dP_X}{P_X} \geq \frac{dP_M}{P_M}$, não há deterioração nos saldos comerciais; contudo, se $\frac{dP_X}{P_X} < \frac{dP_M}{P_M}$, há deterioração nos termos de troca, e

³ A derivação completa do modelo BRM pode ser encontrada em Arruda, Castelar e Martins (2019).

existe a possibilidade de um déficit comercial em resposta a uma desvalorização na taxa de câmbio. No modelo BRM, a condição suficiente para que haja um saldo superavitário na balança comercial após uma depreciação cambial é dada por:

$$\frac{(1+\varepsilon)\eta^*}{\varepsilon+\eta^*} > \frac{(1-\eta)\varepsilon^*}{\varepsilon^*+\eta} \quad (3)$$

Sendo a condição de Marshall-Lerner um caso particular da relação acima, considera-se que as elasticidades-preço da oferta dos bens exportados e importados da economia doméstica tendem ao infinito. Assim, a soma das elasticidades-preço das demandas interna e externa será maior que um⁴, ou seja:

$$\lim_{\substack{\varepsilon \rightarrow \infty; \\ \varepsilon^* \rightarrow \infty}} \frac{(1+\varepsilon)\eta^*}{\varepsilon+\eta^*} > \lim_{\substack{\varepsilon \rightarrow \infty; \\ \varepsilon^* \rightarrow \infty}} \frac{(1-\eta)\varepsilon^*}{\varepsilon^*+\eta} \rightarrow \eta^* > 1 - \eta \rightarrow (\eta + \eta^*) > 1 \quad (4)$$

Nessa estrutura, pode-se identificar a ocorrência do fenômeno da curva J, em que após uma desvalorização cambial, ocorre um déficit na balança comercial no curto prazo, e superávit no longo prazo, que em termos gráficos tem o formato da letra J. Vale ressaltar que a condição de Marshall-Lerner permanece válida neste processo, pois o superávit, embora não se manifeste no curto prazo, ocorrerá no equilíbrio de longo prazo (LOBO, 2007; MOURA, 2005; SONAGLIO, SCALCO, CAMPOS, 2010).

Os três principais fatores geradores do fenômeno da curva J são os contratos de câmbio, a rigidez de preços e persistência de hábitos e costumes dos agentes econômicos.

Os contratos de câmbio firmam negociações antes da desvalorização cambial, onde preços e quantidades são fixos. Após a depreciação cambial, pela defasagem do repasse cambial entre preços, as quantidades remanescentes permanecem fixas, fazendo com que os exportadores consigam ajustar os preços, mas os importadores não consigam fazer o mesmo, resultando em um déficit na balança comercial em curto prazo. A rigidez de preços seria explicada em três defasagens temporais; quais sejam, de reconhecimento, de decisão e de entrega/pagamento. A primeira ocorre porque os importadores e exportadores demoram a perceber a mudança no ambiente de competição. A segunda envolve a expectativa dos agentes quanto a duração da desvalorização cambial, se ela será momentânea ou duradoura e, a última, está relacionada aos custos de transporte e às dificuldades de logística (LOBO, 2007; MOURA, 2005; SONAGLIO, SCALCO, CAMPOS, 2010).

⁴ O coeficiente estimado do efeito da taxa de câmbio real sobre as exportações líquidas deverá ser positivo para confirmar a validade da condição de Marshall-Lerner.

Por fim, Krugman e Obstfeld (2001) apresentam os hábitos, preferências e costumes dos agentes econômicos como um fator explicativo para o déficit comercial em curto prazo.

2.2 Evidências empíricas para o Brasil

A literatura que investiga a ocorrência e a regularidade empírica das previsões teóricas descritas na seção anterior evoluiu nos últimos anos para o Brasil e diversos autores apresentaram suas contribuições. Um dos primeiros esforços, nessa direção, pode ser encontrado em Bahmani-Oskooee e Malixi (1992), que procuraram investigar a condição de Marshall-Lerner para 13 países, com dados trimestrais do início de 1973 ao final de 1985. Os autores encontraram resultados favoráveis para o fenômeno, no caso do Brasil.

Bahmani-Oskooee e Alse (1994) utilizaram uma abordagem de cointegração de Engler-Granger com correção de erros a fim de testar a validade da condição de Marshall-Lerner para 19 países desenvolvidos e 22 países em desenvolvimento. Dos resultados apresentados, apenas o Brasil e Singapura não satisfazem a curva J e outros seis países não validaram a condição de Marshall-Lerner.

Moura e Silva (2005) investigaram a validação da condição de Marshall-Lerner para a balança comercial brasileira com dados referentes ao período de janeiro de 1990 a dezembro de 2003 e vetores de correção de erros com mudança de regime (MS-VECM). Verificou-se que, após uma depreciação cambial, a balança comercial tende a se ajustar rapidamente, apresentando um *overshooting* ao invés de uma deterioração inicial, constituindo assim uma evidência positiva para a condição de Marshall-Lerner.

Na análise das relações longo prazo entre a balança comercial e as depreciações cambiais entre Brasil e os Estados Unidos, Mercosul, União Europeia e o resto do mundo, Vasconcelos (2010) utilizou dados trimestrais (1990 e 2009) e a modelagem de cointegração a partir do modelo autorregressivo de defasagem distribuída, proposto por Pesaran *et al.*, (2001). Os resultados obtidos conseguiram sustentar a ocorrência da condição de Marshall-Lerner em todas as análises bilaterais.

Sonaglio, Scalco e Campos (2010) realizaram uma investigação da ocorrência e regularidade empírica da condição de Marshall-Lerner para 21 setores da balança de manufaturados no comércio bilateral entre Brasil e Estados Unidos entre 1994 e 2007 por meio de um Modelo Vetorial de Correção de Erros (VECM). Os resultados encontrados evidenciam a ocorrência da condição de Marshall-Lerner em seis setores, a saber:

borracha, calçados, equipamentos eletrônicos, madeira e mobiliário, peças e outros veículos e artigos de vestuário.

Scalco, Carvalho e Campos (2012) para analisar os efeitos de curto e longo prazo das desvalorizações cambiais sobre o saldo da balança comercial agropecuária do Brasil, fizeram uso de dados mensais entre julho de 1994 a dezembro de 1997 e de Modelos Vetoriais de Correção de Erros (VECM). Os resultados encontrados confirmam a validade da condição de Marshall-Lerner, ou seja, no longo prazo as depreciações cambiais repercutem positivamente sobre as exportações líquidas da agropecuária.

Arruda e Martins (2016) examinaram a validade da condição de Marshall-Lerner para o estado do Ceará – nas balanças comerciais agregadas, de bens básicos e industrializados – com dados mensais relativos ao período de janeiro de 2000 a julho de 2013. Obtiveram como resultado a validade do fenômeno Marshall-Lerner somente para os bens básicos. Em estudo semelhante para a região Sul do Brasil, Arruda, Castelar e Martins (2019) observaram a validade da condição de Marshall-Lerner.

Mais recentemente, Arruda e Martins (2020) analisaram os efeitos de curto e longo prazo das desvalorizações cambiais sobre as exportações líquidas totais, de básicos e industrializados para um painel de estados brasileiros, utilizando dados mensais entre janeiro de 1999 e dezembro de 2015; para investigar a validade da condição de Marshall-Lerner os autores utilizaram um *Panel Dynamic Ordinary Least Squares* (PDOLS). Os resultados mostraram a validade da condição em todos os modelos considerados.

Apesar das contribuições acima mencionadas, percebe-se a existência de poucos estudos concentrados na agropecuária brasileira. Praticamente não se observam estudos que apresentem evidências sobre a validade da condição de Marshall-Lerner numa perspectiva variante no tempo, nos moldes de Bierens e Martins (2010), que se mostra importante dadas as características da economia brasileira, já discutidas anteriormente.

2.3 Agropecuária brasileira: histórico e evolução do setor

As relações comerciais no mundo apresentaram progressivas transformações com o advento da globalização. A crescente integração dos mercados e a inserção competitiva dos países nos fluxos dinâmicos de comércio tornaram-se indispensáveis ao projeto econômico de crescimento brasileiro, desde 1990. Com a abertura econômica, um setor que ganhou destaque pela sua dinâmica exportadora foi o agronegócio.

Conforme Silva e Arruda (2019), a agropecuária consiste em um setor de fundamental importância para a economia brasileira. Em 2015, por exemplo, durante um

período de forte retração na economia do país (na magnitude de -3,55%), o setor agropecuário cresceu 3,3%, conforme dados do IBGE. Neste mesmo ano, a participação da agropecuária brasileira, no Produto Interno Bruto (PIB), subiu para 23%.

A relevância do agronegócio brasileiro, que coloca o país entre as nações mais competitivas do mundo na produção de *commodities* é resultado de uma combinação de fatores, principalmente investimentos em tecnologia e pesquisa, que resultaram no aumento da produtividade. Outras variáveis, que tiveram peso importante para o setor, foram a redução da intervenção do governo com a desregulamentação dos mercados, a abertura comercial e a estabilização da economia após o Plano Real.

As políticas de ajuste macroeconômico executadas pelo governo federal influenciaram diretamente nas exportações do agronegócio brasileiro. O controle do processo inflacionário mediante o Plano Real, realizado em 1994, e o abandono do regime de câmbio fixo, em 1999, serviram como motor das exportações brasileiras (*CONTINI et al., 2012*).

A partir da década de 1960 até o final da década de 1980, a agricultura brasileira atravessou um forte processo de transformação, crescendo a taxas expressivas. Estas transformações foram possibilitadas, em grande parte, por uma estratégia bem definida de modernização agrícola baseada na expansão do crédito rural subsidiado, elevação dos gastos em extensão rural e pesquisa com destaque para a criação da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA), maior abertura ao comércio internacional e prioridade ao setor de insumos (*CONCEIÇÃO J.; CONCEIÇÃO P., 2014*).

Esse processo contribuiu para a consolidação do setor, que se desenvolveu a partir dos incentivos à produção doméstica de insumos, incremento do volume de crédito e dinamização das exportações agrícolas, favorecidas por um mercado externo em expansão.

Como apontam Jank, Nassar e Tachinard (2005), o período de 1970-80 foi marcado também pela primeira expansão da fronteira agrícola, com produtores migrando do Rio Grande do Sul para o Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Goiás e oeste da Bahia. O foco do agronegócio esteve, portanto, na oferta de exportação e de mercado interno, e na tecnologia (investimentos em pesquisa): o crédito rural alavancou a produção, que substituiu as importações. Assim, o choque de produção foi utilizado tanto para o mercado externo quanto para o interno, com forte intervenção governamental.

Ainda conforme os autores supracitados, a década de 1990 foi marcada por um pesado ajuste que decorreu da desregulamentação dos mercados, do fim do crédito rural,

da abertura comercial e do controle da inflação. Dado que o crédito rural havia sido eliminado, os produtores tiveram de financiar suas lavouras com recursos próprios e venda antecipada da produção. Desse modo, foram implantados modelos privados de financiamento da agricultura via *trading companies*, cooperativas, indústrias de defensivos, máquinas e implementos agrícolas.

Vale ressaltar um fator que vinha dificultando a obtenção de ganhos de competitividade para o agronegócio nos mercados externos, a saber, o câmbio; os preços internacionais elevados das *commodities* eram anulados pelo câmbio valorizado. Esse problema foi atenuado a partir de 1999, ano que marcou um momento de inflexão para o agronegócio brasileiro, pois o câmbio passou a flutuar livremente e houve a desvalorização do real. Somou-se ainda a crescente demanda asiática por alimentos, reflexo do crescimento da economia chinesa.

A partir da década de 1990, novos desafios são impostos à agricultura brasileira, principalmente aos agricultores modernos, devido às restrições decorrentes da abertura econômica e crise fiscal, o crescimento com maior eficiência no processo produtivo. Contudo, apesar desse novo contexto, as perspectivas para o setor agrícola brasileiro continuaram promissoras, pois o país detinha terras abundantes, planas e baratas (os cerrados), dispunha de produtores rurais experientes e capazes de transformar estas potencialidades em produtos comercializáveis, além de possuir um estoque de conhecimentos e tecnologias agropecuárias, transformadoras de recursos em produtos (CONCEIÇÃO J.; CONCEIÇÃO P., 2014).

A manutenção e o crescimento da participação produtiva do setor agropecuário nacional vinculam-se, necessariamente, às questões relacionadas ao uso do solo no médio e longo prazo. A sustentabilidade ambiental, a legalidade do uso da terra e a ampliação dos resultados da pesquisa agropecuária são os elos para a manutenção da trajetória do crescimento do setor agropecuário (NASSAR *et al.*, 2010).

Em virtude das condições mencionadas serem extremamente favoráveis para a contínua expansão desse mercado, como o fato do país ter dimensões continentais, dispor de mão de obra acessível e diversas questões ligadas à conjuntura internacional, o Brasil é visto por muitos especialistas como principal candidato ao posto de grande fornecedor de alimentos em escala global.

Importa salientar que a história da economia brasileira, com suas implicações culturais, sociais e políticas, tem raízes junto ao setor agrícola e às políticas voltadas para este setor. Desde o século XVI, quando teve início a ocupação do território brasileiro até

o início da década de 1930, o principal setor de atividade econômica do país foi o agrícola. Ao longo deste período, o desenvolvimento da economia esteve ligado a vários ciclos agroindustriais: a exploração do pau-brasil, sua primeira atividade econômica; a monocultura da cana-de-açúcar, com desenvolvimento no Nordeste; o ciclo da borracha (extração do látex), dando notabilidade à região amazônica; e, o ciclo do café, que durante o modelo de desenvolvimento voltado para fora (agroexportador) foi a principal fonte de geração de renda, emprego e poupança interna (RENAI, 2007; GREMAUD, et al. 2017).

Desse modo, infere-se que a agricultura brasileira tem uma trajetória longa e crescente de relação com o comércio internacional, determinando o crescimento do setor, impondo uma necessidade de ganhos de produtividade e eficiência no processo produtivo. Atualmente, os principais desafios inerentes ao setor dizem respeito a melhoria da logística e infraestrutura de escoamento da produção.

Souza e Veríssimo (2013) afirmam que a década de 2000 foi caracterizada por um desempenho expressivo das exportações brasileiras de *commodities* em meio a um contexto de elevação dos preços dos produtos brasileiros nos mercados internacionais e de maior participação relativa destas no saldo comercial. Esses fatos têm configurado um ambiente favorável para um processo de especialização das exportações brasileiras em produtos intensivos em recursos naturais, devido às vantagens comparativas que o país possui na produção desses bens, baseadas em recursos naturais e mão de obra em abundância.

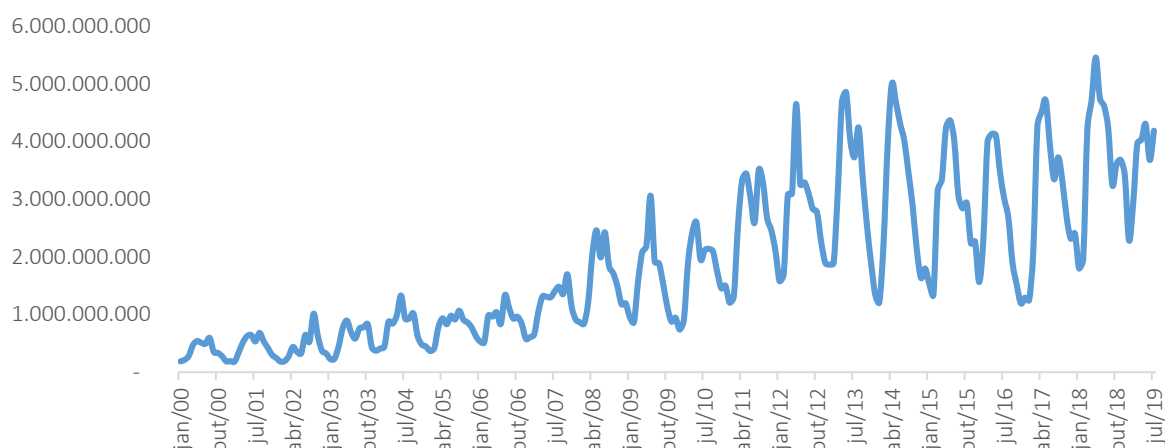
Verifica-se no gráfico 1 que, apesar da apreciação cambial observada a partir de 2003, a participação das exportações brasileiras de *commodities* apresentaram uma elevação contínua no período 2000-2019.

O contexto de baixo crescimento mundial, nos anos 1990, gerou uma baixa demanda por alimentos e matérias-primas, acarretando baixos preços para esses bens, que permaneceram nesse patamar até 2003. A partir de então, até a crise de 2008, com o crescimento das economias em geral, e, mais especificamente, da economia chinesa, houve um grande aumento da demanda por *commodities* como fatores de produção. Por restrições de capacidade produtiva, no curto prazo, o aumento da demanda por esses produtos não foi acompanhado pelo crescimento da oferta; portanto os preços sofreram uma pressão para cima (PRATES, 2007). Além disso, o crescimento da renda mundial e da população pressionou os preços das *commodities* alimentícias.

Assim, pode-se atribuir a esse comportamento ascendente das exportações a elevação de seus preços no mercado internacional, o que segundo Prates e Marçal (2008)

explica grande parte do excelente desempenho dessas exportações, além das vantagens competitivas que o país possui na produção de commodities. Vale destacar que as exportações de produtos intensivos em recursos naturais não foram afetadas pelo contexto da crise financeira internacional de 2008.

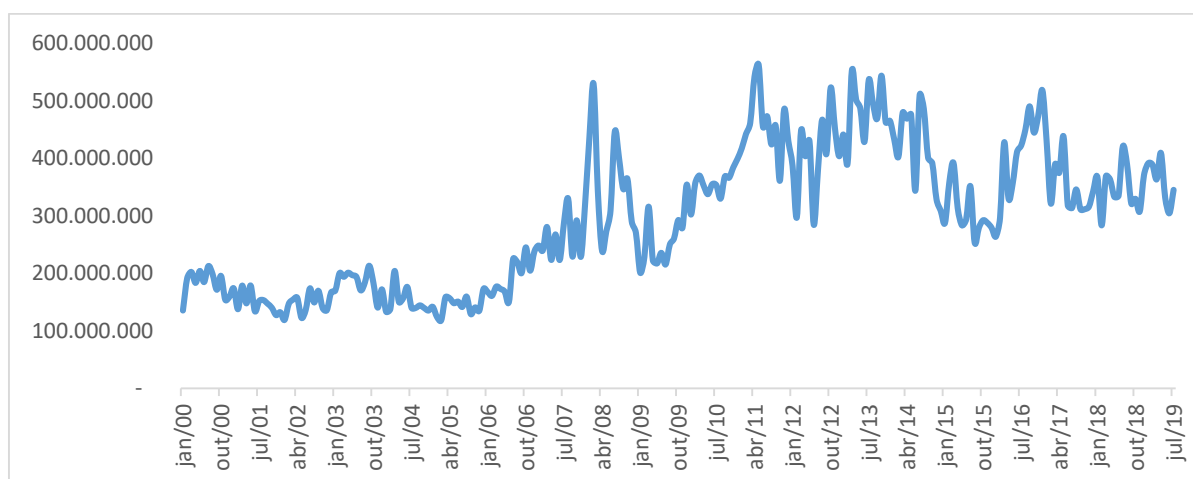
Gráfico 1 – Exportações da agropecuária brasileira (US\$) 2000-2019



Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do MDIC.

O gráfico 2 apresenta o comportamento da participação das commodities na pauta de importações brasileiras.

Gráfico 2 – Importações da agropecuária brasileira (US\$) 2000-2019

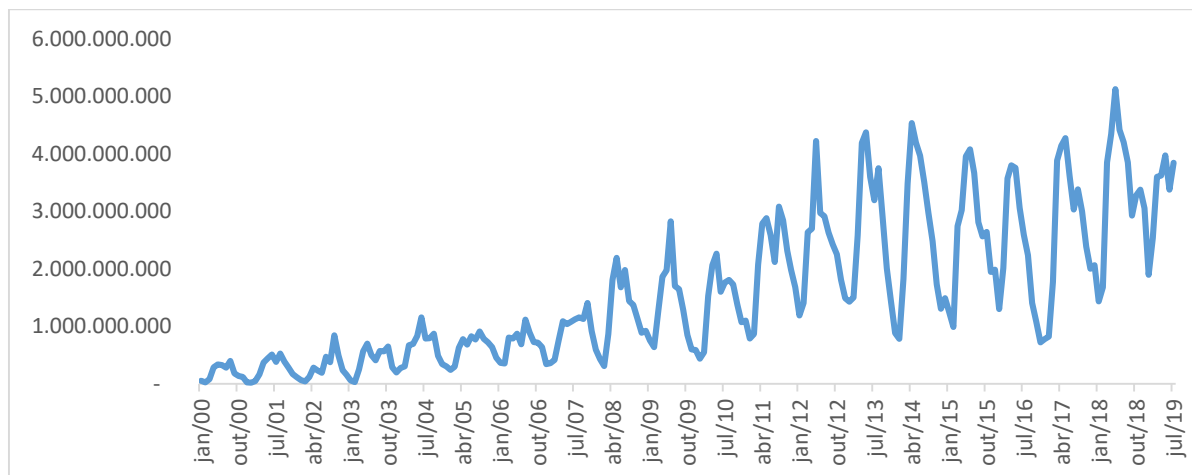


Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do MDIC.

A participação do setor agrícola na construção do saldo da balança comercial tem sido marcada por saldos positivos e crescentes, e pode ser evidenciada no gráfico 3 que apresenta o resultado da balança comercial brasileira do agronegócio iniciando em 2000

até 2019. Schwantes et al. (2010) e Kich et al. (2012) apontam a renda externa como variável explicativa relevante para o aumento das exportações.

Gráfico 3 – Saldo da balança comercial da agropecuária brasileira (US\$) 2000-2019



Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do MDIC.

A tabela 1 mostra os principais produtos exportados em 2000 e 2019, com base no ranking por valores de 2019.

Tabela 1: Exportações agrícolas – principais produtos exportados, 2000 e 2019

Principais produtos exportados	2019		2000	
	Valor (US\$)	Participação (%)	Valor (US\$)	Participação (%)
Soja	26.077.191.688	60,6	2.187.827.236	49,18
Milho não moído, exceto milho doce	7.289.548.457	16,9	9.364.531	0,21
Café não torrado	4.575.024.185	10,6	1.558.447.845	35,04
Algodão em bruto	2.640.377.904	6,1	32.037.855	0,72
Frutas e nozes não oleaginosas, frescas ou secas	923.833.438	2,1	364.387.049	8,19
Animais vivos, não incluído pescados ou crustáceos	457.204.055	1,1	5.645.378	0,13
Especiarias	228.689.855	0,5	83.849.803	1,89
Produtos hortícolas, frescos ou refrigerados	136.284.668	0,3	17.525.042	0,39
Matérias vegetais em bruto	117.816.674	0,3	41.867.437	0,94
Trigo e centeio, não moídos	116.593.362	0,3	203.057	0,00
Total	43.046.831.996	100,0	4.448.165.570	100,0

Fonte: Elaborado pela autora a partir de dados do MDIC.

Percebe-se pelos dados um incremento substancial no total exportado nos anos 2000 e 2019. O complexo da soja continua se destacando como principal exportador; o de milho e algodão ampliaram sua participação nas exportações agrícolas nacionais, enquanto que no setor cafeeiro e de frutas observou-se uma retração na formação do valor das exportações do setor agropecuário.

Os fatores que explicam o desempenho positivo do agronegócio são a queda nos estoques de grãos, que vem ocorrendo desde o final da década de 1990 e o incremento da demanda de países em desenvolvimento. O crescimento da importância da China como destino dos produtos brasileiros e a redução da participação dos Estados Unidos como destino das exportações agropecuárias também merecem destaque. A mudança dos destinos de parte significativa das exportações brasileiras de produtos agropecuários tem exigido adaptações e melhorias no processo de comercialização dos produtos. Novas rotinas e procedimentos são necessários para a contínua conquista de mercados. A crise financeira que se verificou no final da primeira década do século XXI, em especial nos Estados Unidos e Europa, pode ser considerada um fator para a alteração dos destinos. No entanto, não se pode negligenciar o crescimento econômico de países, como a China e a Índia, para a ampliação das exportações brasileiras (CONCEIÇÃO J.; CONCEIÇÃO P., 2014).

A forte retomada do crescimento da economia chinesa, cujos reflexos foram importantes para o conjunto dos países emergentes, aqueceu o comércio internacional e a produtividade de bens agropecuários (BARROS, 2014). Em 2000, a China foi o 11º mercado importador mais importante do Brasil, demandando aproximados US\$ 0,5 bilhão, ou 3% do total. Em 2013, a demanda chinesa fez com que o país se tornasse o maior comprador de produtos agrícolas brasileiros, comprando quase US\$ 20,5 bilhões, ou 23% do total nacional. O segundo maior mercado dos produtos nacionais foi a União Europeia, importando quase US\$ 18,3 bilhões (quase 20% do total), seguido dos Estados Unidos que importava praticamente US\$ 4,6 bilhões (FAO, 2015).

Por fim, Stockly, Guerreiro e Raiher (2011) realizaram um estudo cujo objetivo foi analisar a evolução das exportações e importações do agronegócio brasileiro e seus determinantes no período de 1995 a 2009. Os resultados do estudo demonstraram uma evolução positiva das exportações em contraste com um decréscimo das importações durante o período analisado. Com respeito às variáveis determinantes, observou-se que o volume das exportações é bem menos sensível ao câmbio que o das importações, destacando que uma desvalorização reduz significativamente o valor desta última.

Macroeconomicamente, este é um resultado importante por apontar um caminho para a economia de divisas do país. Entretanto, reduções muito grandes das importações podem comprometer o próprio desempenho do setor, principalmente pelo encarecimento dos insumos essenciais para o seu crescimento.

3 ASPECTOS METODOLÓGICOS

Essa seção se reserva a apresentar a base de dados e a estratégia econométrica empregada para estimar as elasticidades dinâmicas da balança comercial da agropecuária brasileira em relação à taxa de câmbio real, renda doméstica e renda externa.

3.1 Base de dados

Para cotejar os efeitos analisados nesse estudo, far-se-á uso de informações relativas ao período de janeiro de 2000 e julho de 2019. O quadro 1 apresenta uma síntese descritiva das variáveis utilizadas e de suas respectivas fontes.

Quadro 1 – Descrição das variáveis utilizadas

Variável	Proxy utilizada	Período da série	Fonte dos dados
Câmbio Real	Logaritmo natural da taxa de câmbio real efetiva	01/2000 – 07/2019	BCB – SGS
Renda Externa	Logaritmo natural das importações mundiais	01/2000 – 07/2019	IFS – FMI
Renda Doméstica	Logaritmo natural do PIB mensal do Brasil	01/2000 – 07/2019	BCB – SGS
Saldo Comercial da Agropecuária Brasileira	Logaritmo natural do saldo da agropecuária brasileira	01/2000 – 07/2019	MDIC/SECEX

Fonte: Elaboração própria.

Como é padrão nessa literatura, o indicador de exportações líquidas/saldo comercial é dado pela razão entre exportações e importações da agropecuária brasileira (BAHMANI-OSKOE; KANTIAPONG, 2001; MOURA; DA SILVA, 2005; ARRUDA; CASTELAR; MARTINS, 2019). Essa variável será construída a partir de dados de exportações e importações da agropecuária brasileira adquiridos junto à Secretaria de Comércio Exterior do Ministério do Desenvolvimento e Comércio Exterior (SECEX/MDIC).

Diversas são as vantagens do emprego dessa variável: a) ela permanece constante, independentemente da unidade de medida considerada (BAHMANI-OSKOE; ALSE, 1994); b) representa as exportações líquidas em termos reais ou nominais (BAHMANI-OSKOE; KANTIAPONG, 2001); c) após o seu registro é possível extrair sua taxa de

crescimento a partir da primeira diferença, se ela estiver em logaritmo (BRADA; KUTAN; ZHOU, 1997).

A *proxy* para a renda externa (demanda externa) foi o valor das importações mundiais divulgados nas *International Financial Statistics* (IFS) publicado pelo Fundo Monetário Internacional (FMI). Os valores foram deflacionados pelo índice de preços das importações mundiais que também se encontra disponível em IFS-FMI.

A medida de câmbio utilizada nesta pesquisa é a taxa de câmbio efetiva real, calculada a partir de uma média geométrica ponderada dos maiores parceiros comerciais de uma economia e é empregada como uma medida de competitividade das exportações de um país; assim, optou-se pela taxa de câmbio efetiva real, disponibilizada no Sistema Gerador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil (BCB-SGS).

Por fim, a variável de renda doméstica utilizada é o Produto Interno Bruto (PIB) mensal brasileiro, disponibilizado pelo Banco Central (BACEN), cujos valores foram deflacionados pelo Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI) disponibilizado pela Fundação Getúlio Vargas (FGV).

3.2 Estratégia econométrica: cointegração variante no tempo

Para aferir os efeitos investigados, nesse estudo, utilizou-se o modelo empírico comumente empregado nessa literatura, qual seja, o saldo das exportações líquidas/balança comercial da agropecuária brasileira como função da taxa de câmbio efetiva real ($TXCER_t$), da renda doméstica (Y_t) e da renda externa (Y_t^*); ou seja:

$$\ln\left(\frac{X_t}{M_t}\right) = \alpha + \beta_1 \ln(TXCER_t) + \beta_2 \ln(Y_t) + \beta_3 \ln(Y_t^*) + \varepsilon_t \quad (5)$$

Em que: $\ln\left(\frac{X_t}{M_t}\right)$ = logaritmo natural da razão entre as exportações e as importações da agropecuária; $\ln(TXCER_t)$ = logaritmo natural da taxa de câmbio efetiva real; $\ln(Y_t)$ = logaritmo natural da renda doméstica; $\ln(Y_t^*)$ = logaritmo da renda externa; ε_t = termo de erro.

Os métodos de cointegração são comumente empregados em estudos dessa natureza. A literatura em cointegração tem início com os trabalhos de Granger (1987), Engle e Granger (1987) e Johansen (1988). A abordagem padrão, que considera os vetores de cointegração invariáveis no tempo, foi evoluindo de modo a permitir mudanças nos coeficientes estimados. Na abordagem de Johansen (1988), presume-se que o vetor de cointegração é constante ao longo do tempo. Como discutido nas seções anteriores, esta

suposição pode ser restritiva devido aos choques a que economias emergentes estão sujeitas.

Nesse sentido, Bierens e Martins (2010) propõem uma abordagem de cointegração que permite que as relações de longo prazo variem suavemente no tempo através de polinômios ortogonais de Chebyshev.

Portanto, o presente estudo envolverá os passos usuais dos estudos de cointegração. Inicialmente, será investigada a ordem de integração das séries via testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS) e, posteriormente, analisada a existência de cointegração entre elas. Após essa análise preliminar, emprega-se o teste de razão de verossimilhança para cointegração variante no tempo proposta por Bierens e Martins (2010). Por fim, verificada a existência de cointegração variante no tempo, realiza-se a estimação das elasticidades dinâmicas do saldo das exportações líquidas/balança comercial da agropecuária brasileira em relação à taxa de câmbio real, à renda externa e à renda doméstica.

Bierens e Martins (2010) propõem uma modelagem de correção de erros em que a relação de cointegração varie suavemente no tempo (VECM-TV). A representação do VECM-TV pode ser expressa como:

$$\Delta Y_t = \Pi'_t Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Em que $Y_t \in \mathbb{R}^k$, $\varepsilon_t \sim i. i. d N_k [0, \Omega]$. A proposta dos autores é testar a hipótese nula de cointegração invariante no tempo (TI), $\Pi'_t = \Pi' = \alpha \beta'$; α e β são fixas, contra a hipótese de cointegração variante no tempo (TV), do tipo $\Pi'_t = \alpha \beta'_t$, com posto $(\Pi'_t) = r < k$, para $t = 1, \dots, T$, α é fixo, mas os β'_t 's são matrizes $k \times r$ variantes no tempo com posto constante r .

Os autores propõem o uso de polinômios temporais de Chebyshev (CTP) para modelar as matrizes β'_t , sob a hipótese de que estes variam suavemente ao longo do tempo. Polinômios dessa natureza, $P_{i,T}(t)$, podem ser escritos como:

$$P_{0,T}(t) = 1, \quad P_{i,T}(t) = \sqrt{2} \cos \left(i\pi \frac{(t - 0,5)}{T} \right) \quad (7)$$

$$t = 1, \dots, T, \quad i = 1, 2, 3, \dots$$

Em que i representa o elemento da amostra, t o período e T , o total de períodos. Dada a propriedade de ortonormalidade dos polinômios de Chebyshev, qualquer função $g(t)$ de tempo discreto pode ser representada por:

$$g(t) = \sum_{i=0}^{T-1} \xi_{i,T} P_{i,T}(t), \text{ em que } \xi_{i,T} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T g(t) P_{i,T}(t) \quad (8)$$

Sendo $g(t)$ decomposta em componentes suaves de $\xi_{i,T} P_{i,T}(t)$ e, portanto, pode ser aproximada por:

$$g_{m,T}(t) = \sum_{i=0}^m \xi_{i,T} P_{i,T}(t) \quad (9)$$

Para algum número natural fixado $m < T-1$.

Portanto, a cointegração variante no tempo através de polinômios temporais de Chebyshev é estimada de forma similar ao procedimento de máxima verossimilhança de Johansen (1988) a partir de uma combinação entre modelos de cointegração e os polinômios temporais de Chebyshev; ou seja, substituindo $\Pi'_t = \alpha \beta'_t = \alpha \left(\sum_{i=0}^m \xi_{i,T} P_{i,T}(t) \right)'$ na equação (6), tem-se:

$$\Delta Y_t = \alpha \left(\sum_{i=0}^m \xi_{i,T} P_{i,T}(t) \right)' Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Que pode ser convenientemente reescrita como:

$$\Delta Y_t = \alpha \xi' Y_{t-1}^{(m)} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (11)$$

Sendo que $\xi' = (\xi'_0 + \xi'_1, \dots, \xi'_m)$ é uma matriz $n \times (m+1)k$ de posto r e $Y_{t-1}^{(m)} = (Y'_{t-1}, P_{1,T}(t)Y'_{t-1}, P_{2,T}(t)Y'_{t-1}, \dots, P_{m,T}(t)Y'_{t-1})'$.

Assim, os autores propõem um teste de razão de verossimilhança (LR) a partir da equação (10), sob hipótese nula de cointegração invariante no tempo, ou que os parâmetros no VECM relacionados aos polinômios temporais de Chebyshev são conjuntamente iguais a zero; contra a alternativa, de que um (ou mais) vetores de cointegração são combinações lineares de m polinômios temporais Chebyshev (CTP); ou seja, dados m e r , a estatística de teste (LR) assume a forma:

$$\Delta LR_T^{tvc} = -2 \left[\hat{l}_T(r, 0) - \hat{l}_T(r, m) \right] = T \sum_{j=1}^r \ln \frac{1 - \hat{\lambda}_{0,j}}{1 - \hat{\lambda}_{m,j}} \quad (12)$$

Esse teste segue uma distribuição qui-quadrado com graus de liberdade que dependem de um parâmetro m , dos polinômios temporais de Chebyshev, e de k e r , parâmetros do modelo usual. Os valores críticos do teste estão disponíveis em Bierens e Martins (2010).

Em suma, pode-se resumir a técnica empregada da seguinte forma: inicialmente analisa-se a ordem de integração das séries. Caso as séries se mostrem não estacionárias, procede-se a análise de cointegração sugerida por Johansen (1988) via testes do traço e do máximo autovalor. Verificada a existência de cointegração, emprega-se o teste de razão de verossimilhança para cointegração variante no tempo proposta por Bierens e Martins (2010). Caso a hipótese nula seja rejeitada, ou seja, se for constatada que há cointegração variante no tempo, procede-se a estimação das elasticidades dinâmicas/variantes no tempo sugeridas nesse estudo.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Conforme já mencionado, inicialmente analisou-se a ordem de integração das séries através dos testes de raiz unitária ADF e KPSS. Os resultados estão dispostos na tabela 2 e indicam que todas as séries são integradas de ordem 1, I(1), considerando 5% de significância.

Tabela 2: Resultado para os testes de raiz unitária

	VARIÁVEL	ADF	KPSS	
$\ln(\text{Taxa de câmbio real}_t)$	Nível	-1.75 [-2.87]	1.17 [0.46]	I(1)
	Primeira Diferença	-12.10 [-2.87]	0.08 [0.46]	
$\ln(\text{Renda Externa}_t)$	Nível	-1.86 [-2.87]	1.85 [0.46]	I(1)
	Primeira Diferença	-3.52 [-2.87]	0.28 [0.46]	
$\ln(\text{Renda Doméstica}_t)$	Nível	-1.62 [-2.87]	0.71 [0.46]	I(1)
	Primeira Diferença	-2.99 [-2.87]	0.20 [0.46]	
$\ln(\text{Saldo Agropecuária})$	Nível	-1.64 [-2.87]	1.84 [0.46]	I(1)
	Primeira Diferença	-11.73 [-2.87]	0.04 [0.46]	

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados obtidos. Valor crítico do teste ao nível de significância 5% expressos entre colchetes.

Em seguida, procedeu-se a análise da existência de cointegração proposta no trabalho via testes do traço e do máximo autovalor. Os resultados estão expostos na tabela 3. Ambos os testes apontam para a existência de um vetor de cointegração entre as variáveis.

Tabela 3: Resultados dos testes do traço e de máximo autovalor

Estrutura do Teste		Auto valor	Teste do Traço	Valor crítico Traço	P-valor	Teste Max. Autovalor	Valor Crítico Máx. Autovalor	P-valor
H0	H1							
$r = 0$	$r \geq 1$	0.19	76.51	47.85	0.01	48.91	27.58	0.00
$r \leq 1$	$r \geq 2$	0.08	27.60	29.79	0.08	19.58	21.13	0.08

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados obtidos.

Finalmente, empregou-se a metodologia proposta por Bierens e Martins (2010) para investigar a hipótese de cointegração variante no tempo. O teste de razão de

verossimilhança tem como hipótese nula a cointegração invariante no tempo, contra a hipótese de que o vetor varia no tempo; ou seja, é uma combinação linear de m polinômios temporais de Chebyshev. Segundo Bierens e Martins (2010), o poder do teste depende da escolha da ordem m do polinômio, quando m é igual a zero há um caso padrão de cointegração. Portanto, realizou-se várias simulações e testes com p e m variando de 1 a 6. O modelo selecionado emprega $m=5$ e $p=65$. A tabela 4 sintetiza os resultados.

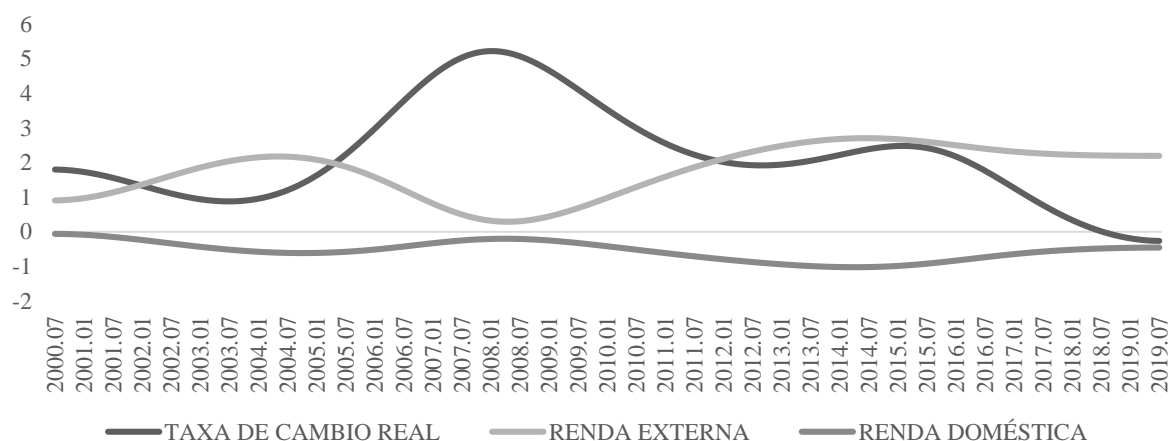
Tabela 4: Teste de Bierens e Martins (2010) para cointegração variante no tempo

Estatística de razão de verossimilhança	P-valor	Ordem do polinômio de Chebyshev (m)
48.72	0.00	$m = 5$

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Assim, o resultado do teste de Bierens e Martins (2010) aponta para a significância estatística da cointegração variante no tempo. Portanto, procedeu-se a estimação e análise das elasticidades dinâmicas estimadas. Os resultados estão disponíveis no gráfico 4.

Gráfico 4: Elasticidades dinâmicas das exportações líquidas da agropecuária brasileira



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

⁵ Tal como visto em Bierens e Martins (2010), um valor pequeno de m impõe um comportamento suave para o vetor β_t se aproximando no caso invariante no tempo. Cabe aqui uma ressalva sobre a seleção da ordem m do polinômio de Chebyshev. Dias Neto (2015) argumenta que, apesar de Bierens e Martins (2010) sugerirem que os critérios de informação usuais possam ser utilizados, o procedimento de seleção não é claramente descrito da literatura econométrica relacionada a modelos que usam tais polinômios temporais. Conforme Dias Neto (2015), tal escolha é de certa forma *ad hoc*, sendo também preferida uma escolha máxima de variação no tempo de acordo com a teoria, com as crenças econômicas ou com a literatura existente.

Diferentes acontecimentos econômicos nacionais e internacionais das últimas décadas poderiam apontar para uma inconstância nos parâmetros de longo prazo estimados. Importantes episódios foram a mudança de regime cambial brasileiro em 1999, a entrada na China, no início dos anos 2000, na Organização Mundial do Comércio (OMC), a Grande Recessão Mundial em 2008 e a significativa queda no nível de atividade brasileiro entre 2014 e 2016. Outros acontecimentos relevantes foram o estouro da bolha tecnológica de 2000 nos EUA e o *overshooting* cambial das eleições brasileiras em 2002. Portanto, há suficientes razões econômicas e teóricas (a Crítica de Lucas, por exemplo), para supor que as elasticidades das exportações líquidas podem alterar-se frequentemente.

Em linhas gerais, os resultados apontam para a validade da condição de Marshall-Lerner, mesmo levando-se em consideração uma relação de longo prazo variante no tempo; ou seja, a elasticidade das exportações líquidas da agropecuária brasileira se mostrou positiva ao longo de toda a amostra. Essas evidências corroboram as observadas para a economia brasileira sobre a condição de Marshall-Lerner por Moura e Silva (2005), Vasconcelos (2010) e Scalco, Carvalho e Campos (2012). Vale destacar que Arruda e Martins (2016) e Arruda, Castelar e Martins (2019) também observaram a validade dessa relação para as exportações líquidas do estado do Ceará e da Região Sul do Brasil, respectivamente.

A redução ocorrida entre 2000 e 2003 reflete a incerteza das eleições presidenciais em 2002, especialmente em relação à política econômica que seria adotada pelo presidente Lula. Outra queda é observada após a crise do *subprime* em 2008. Por fim, a retração dessa elasticidade, pós 2015, reflete o agravamento do quadro fiscal do país, que culminou no impeachment da então presidente Dilma Rousseff.

Os demais regressores também apresentaram os sinais previstos pela literatura; ou seja, a renda doméstica apresentou elasticidade negativa e a renda externa apresentou efeitos positivos ao longo de todo o período amostral. As elasticidades da renda doméstica se mostraram mais suaves, indicando uma menor sensibilidade às oscilações a que estão sujeitas economias como a do Brasil. Considerando a renda externa, o crescimento inicial pode refletir a forte desvalorização do Real no início do governo Lula e o *boom* dos preços das *commodities* agrícolas ocorridos nesse período.

De modo a sistematizar os resultados, realizou-se uma análise descritiva das elasticidades analisadas, nesse estudo, através das medidas usuais de tendência central e de dispersão. Os resultados estão expressos na tabela 5.

Tabela 5: Estatísticas descritivas das elasticidades dinâmicas estimadas

Variáveis	Média	Desvio Padrão	CV (%)	Amplitude	
				Mínimo	Máximo
Taxa de Câmbio Real	2.22	1.41	63.5	-0.26	5.23
Renda Externa	1.76	0.73	41.5	0.30	2.71
Renda Doméstica	-0.55	0.26	47.3	-1.02	-0.06

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Portanto, em média, pode-se observar que um aumento de 10% na taxa de câmbio real produz um aumento de 22,2% no saldo comercial agropecuário brasileiro, enquanto que um aumento de 10% na renda externa eleva em 17,6% as exportações líquidas, fator este explicado pela significativa participação no comércio internacional de *commodities* agrícolas brasileiras. Se o mesmo crescimento fosse observado na renda doméstica, as exportações líquidas da agropecuária seriam reduzidas em 5,5%.

Em relação ao desvio padrão, sendo este utilizado para determinar o grau de dispersão dos dados a partir da média, pode-se constatar que os valores foram elevados, em especial para a taxa de câmbio, o que pode ser explicado em virtude de sua alta volatilidade no período em questão. O coeficiente de variação também apresentou valores elevados sinalizando uma maior dispersão nos dados, ou seja, o conjunto de dados não é homogêneo em torno da média.

Dessa forma, esses resultados sinalizam a importância da autoridade monetária na condução da política cambial, de modo a manter a taxa de câmbio real em patamares competitivos, a fim de aumentar a inserção de produtos brasileiros no mercado internacional, uma vez que o saldo comercial agropecuário apresentou respostas elásticas à taxa de câmbio real na maior parte do tempo. Além disso, Palma (2017) observa que a política monetária se mostra sensível a choques na taxa de câmbio e que negligenciar essa relação pode produzir distorção na condução desse instrumento de política econômica.

A renda externa também apresentou efeitos positivos e elásticos na maior parte da amostra; ou seja, um aumento da renda externa pode se reproduzir como um incremento na demanda por exportações o que melhora o saldo comercial. Além de confirmar a previsão teórica, esse resultado também reflete a importante participação dos bens básicos, a saber, as *commodities* agrícolas, nas exportações brasileiras, o que torna esse setor mais sensível às oscilações da demanda externa. Logo, sugere-se ampliar a participação da economia brasileira nas cadeias globais de comércio, dada a clara vantagem comparativa da agropecuária brasileira. Por fim, a renda doméstica evidenciou

impacto negativo, inelástico e com baixa flutuação ao longo da amostra utilizada. Essa evidência corrobora a previsão teórica e reforça a importância da busca de novos mercados consumidores no setor externo.

Por conseguinte, diante do exposto, sugere-se uma política de maior abertura comercial praticada em âmbito nacional, uma vez que o Brasil ainda apresenta taxas de abertura comercial bastante discretas. Os dados da SECEX/MDIC mostram que o país apresentou uma taxa de abertura média⁶ de 22% no período analisado; ou seja, ainda há espaço para ampliar essa participação de modo a se beneficiar de uma maior demanda externa.

Em suma, pode-se inferir que a demanda externa e a taxa de câmbio real são as principais condicionantes das exportações líquidas da agropecuária brasileira; ou seja, aquelas que apresentaram influência mais elásticas.

⁶ Dada pela soma das exportações com as importações dividida pelo PIB.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo teve como objetivo principal testar a hipótese de que existe uma relação de longo prazo variante no tempo entre o saldo comercial da agropecuária brasileira e seus principais determinantes (taxa de câmbio real, renda doméstica e renda externa). A metodologia econométrica utilizada seguiu Bierens e Martins (2010), que modelaram vetores de cointegração variantes no tempo através da introdução de polinômios temporais de Chebyshev. Foram realizados testes de raiz unitária, em seguida procedeu-se a análise da existência de cointegração, para enfim realizar o procedimento de Bierens e Martins (2010), obtendo elasticidades dinâmicas de comércio exterior para agropecuária brasileira.

A potencial contribuição deste trabalho consiste em considerar não linearidades nesses efeitos, uma vez que economias emergentes, como a brasileira, são bastante suscetíveis a choques internos e externos que podem produzir assimetrias nessas elasticidades.

A partir de uma amostra relativa a janeiro de 2000 e julho de 2019, o teste tradicional de cointegração de Johansen indicou a existência de um vetor de cointegração, entre as exportações líquidas da agropecuária brasileira e as *proxies* de taxa de câmbio real, renda externa e renda doméstica. Esta relação de equilíbrio de longo prazo estimada foi coerente com a teoria econômica e com os trabalhos empíricos no Brasil, tanto em termos de sinais dos coeficientes quanto em termos de magnitude.

Como há razões econômicas e teóricas para supor que as elasticidades de exportações líquidas da agropecuária brasileira podem alterar-se ao longo do tempo – por exemplo a Grande Recessão Mundial, iniciada em 2008, e a Crítica de Lucas –, foi utilizada a metodologia de Bierens e Martins (2010) para investigar a possibilidade de cointegração variante no tempo. A hipótese nula do teste, de que as elasticidades de comércio exterior de longo prazo, da agropecuária brasileira, são invariantes, foi então rejeitada.

As elasticidades das exportações líquidas da agropecuária brasileira em relação à taxa de câmbio real se mostrou positiva e elástica em praticamente todo o período considerado. Efeitos positivos e elásticos também foram observados em relação à demanda externa. Em termos médios, um aumento de 10% na taxa de câmbio real e na renda externa incrementam as exportações líquidas em 22,2% e 17,6%, respectivamente. A renda doméstica apresentou influência negativa, como previsto pela teoria, ao longo de

todo o período examinado, e seus efeitos se mostraram inelásticos e com menor variabilidade.

Portanto, as principais recomendações de políticas extraídas dessa pesquisa são a importância de uma política cambial focada em manter a taxa de câmbio em patamares competitivos e uma política de maior abertura comercial, especialmente na busca de novos mercados, dado que a economia brasileira ainda se mostra relativamente fechada.

REFERÊNCIAS

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**, Brasília, v. 52, n. 1, p. 17-48, 2019.

ARRUDA, E. F.; MARTINS, G. Curva J e condição de Marshall-Lerner: evidências para as exportações líquidas cearenses. **Revista Economia e Desenvolvimento**, Recife, v. 15, n. 1, p. 40-59, 2016.

ARRUDA, E. F.; MARTINS, G. Taxa de câmbio e exportações líquidas: uma análise para os estados brasileiros. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v.30, n.1, p.111-142, 2020.

BAHMANI-OSKOOEE, M; ALSE J. Short-Run Versus Long-Run Effects of Devaluation: Error-Correction Modeling and Cointegration. **Eastern Economic Journal**, London, v.20, 453-464, 1994.

BAHMANI-OSKOOEE, M; FARIDITAVANA, H. Nonlinear ARDL approach, asymmetric effects and the J-curve. **Journal of Economic Studies**, London, v. 42, n. 3, p. 519-530, 2015.

BAHMANI-OSKOOEE, M; KANTIAPONG, T. Bilateral J-curve between Thailand and her trading partners. **Journal of Economic Development**, Seoul, v. 26, n. 2, p. 107-117, 2001.

BAHMANI-OSKOOEE, M; MALIXI, M. More evidence on the J-curve from LDCs. **Journal of Policy Modeling**, New York, v. 14, n. 5, p. 641-653, out. 1992.

BARROS, G. S. C.; ADAMI, A. C. O. **Faturamento do agronegócio supera US\$ 100 bilhões em 12 meses**. São Paulo: Cepea; ESALQ/USP, ago. 2013.

BARROS, J. R. M. O passado no presente: a visão do economista. In: *BUAINAIN, A. M. et al. O mundo rural no Brasil do século 21: a formação de um novo padrão agrário e agrícola*. Brasília: Embrapa, 2014.

BICKERDIKE, C.F. The instability of foreign exchanges. **The Economic Journal**, Oxford, v. 30, n. 117, p. 118-122, mar. 1920.

BIERENS, H. J.; MARTINS, L. F. Time-varying cointegration. **Econometric Theory**, Cambridge, v. 26, n. 5, p. 1453-1490, 2010.

BRADA, J. C.; KUTAN, A. M.; ZHOU, S. The exchange rate and the balance of trade: The Turkish experience. **Journal of Development Studies**, London, v. 33, n. 5, p. 675-692, 1997.

BRASIL, Rede Nacional de Informações sobre o Investimento (RENAI). **O Setor de Agronegócio no Brasil: Histórico e Evolução do Agronegócio Brasileiro**. Brasília, 2007. Disponível em: <http://desenvolvimento.gov.br>. Acesso em: 20 mar. 2020.

CONCEIÇÃO, J.C.P; CONCEIÇÃO, P.H.Z. Agricultura: evolução e importância para a balança comercial brasileira. **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**, Brasília, mar. 2014. (Texto para discussão n°. 1944/2014).

CONTINI, E.; PENA JÚNIOR, M. A. G.; SANTANA, C. A. M.; MARTHA JÚNIOR, G. Exportações: motor do agronegócio brasileiro. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, Ano 21, n. 2, abr./maio/jun. 2012.

CREMAQ, P. The miracle of the cerrado. Brazil has revolutionized its own farms. Can it do the same for others. **The Economist**, London, 2010.

DIAS NETO, D. Testing for and dating structural break in smooth time-varying cointegration parameters, with an application to retail gasoline price and crude oil price long-run relationship. **Empirical Economics**, Vienna, v. 49, n. 3, p. 909-928, 2015.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing. **Econometrica**, New York, v. 55, n. 2, p.251-276, 1987.

FAO. Food and Agriculture Organization of the United Nations. **Statistics Division**. OECD-FAO Agricultural Outlook 2015, 2015.

GRANGER, C.W.J. Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, v. 48, p.213-218, 1987.

GREMAUD, A. P.; VASCONCELLOS, M. A. S.; TONETO, R. J.; **Economia Brasileira Contemporânea**. 8 ed. São Paulo: Atlas, 2017.

JANK, M. S.; NASSAR, A. M.; TACHINARDI, M. H. Agronegócio e comércio exterior brasileiro. **Revista USP**, São Paulo, n. 64, p. 14-27, dez./fev. 2004-2005.

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

KICH, T. G. F.; ARRUDA, D.; VIEIRA, K. M. Determinantes da Balança Comercial do Agronegócio Brasileiro: Análise da Influência das Variáveis Macroeconômicas no período de 1997 a 2009. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 42, n. 4, jul./ago. 2012.

KLOECKNER, R. **Três Ensaios sobre Séries Temporais e Exportações Brasileiras**. 2018. Tese (Doutorado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2018.

KRUGMAN P.; OBSTFELD, F. **International Economics: Theory and Policy**. Reading, Massachusetts: Addison-Wesley, 2000.

LERNER, A. P. **The economics of control**: Principles of welfare economics. New York: The Macmillan Company, 1944.

LOBO, F. S. F. **Análise empírica da existência do fenômeno da curva J para a economia brasileira**. 2007. Dissertação (Mestrado em Economia) – Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2007.

MARSHALL, A. **Money, credit and commerce**. London: Macmillan, 1923.

METZLER, L. **A survey of contemporary economics**. Homewood, Illinois: Richard Irwin, 1948, v. I.

MOURA, G. V. **Condição de Marshall-Lerner e quebra estrutural na economia brasileira**. 2005. Dissertação (Mestrado em Economia) - Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2005.

MOURA, G. V.; SILVA, S. Is there a Brazilian J-curve? **Economics Bulletin**, Duisburg, v. 6, n. 10, p. 1-17, 2005.

NASSAR, M. A. *et al.* **Modelagem do uso da terra no Brasil**. São Paulo: Ícone, maio 2010.

PALMA, A. A. Política monetária e taxa de câmbio em uma pequena economia aberta: uma análise empírica para o Brasil. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 27, n. 2, 2017.

PESARAN, M. H.; SHIN Y.; SMITH R. J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. **Journal of applied econometrics**, New Jersey, v. 16, n. 3, p. 289-326, 2001.

PRATES, D. M. A Alta Recente dos Preços das Commodities. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 27, n. 3, p. 323-344, jul./set. 2007.

PRATES, D. M.; MARÇAL, E. F. O Papel do Ciclo de Preços das *Commodities* no Desempenho Recente das Exportações Brasileiras. **Revista Análise Econômica**, Porto Alegre, v. 26, n. 49, p. 163-191, mar. 2008.

ROBINSON, J. **Essays in the theory of employment**. London: Basil Blackwell, 1947.

SCALCO, P. R.; CARVALHO, H. D.; 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**, Brasília, v. 54, n. 3, p. 595-610, out./dez. 2012.

SILVA, J. P. R.; ARRUDA, E. F. Impactos do crédito rural no mercado de trabalho da agropecuária dos estados brasileiros. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, Fortaleza, v. 13, n. 3, p. 340-356, 2019.

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**, Brasília, v. 11, n. 3, p. 711-734, set./dez. 2010.

SOUZA, T. A.; VERÍSSIMO, M. P. O papel das *commodities* para o desempenho exportador brasileiro. **Indic. Econ. FEE**, Porto Alegre, v. 40, n. 2, p. 79-94, 2013.

STOCKLY, A.; GUERREIRO, E.; RAIHER, A. P. Exportações e importações do agronegócio brasileiro e seus determinantes no período 1995-2009. **Economia e tecnologia**, Curitiba, ano 7, v. 24, jan./mar. 2011.

SCHWANTES, F.; FREITAS, C.A.; ZANCHI, V.V. Determinantes da balança comercial do agronegócio brasileiro do período de 1990 a 2007. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 41, n. 2, p. 249-265, 2010.

VASCONCELOS, C. R. F. **Dinâmica de curto e longo prazo da balança comercial brasileira**: a validade da hipótese da curva J Belo Horizonte, FE/UFJF - Programa de Pós-graduação em Economia Aplicada, 2010. (Texto para discussão nº. 007/2010).