

ANÁLISE DA RELAÇÃO COMERCIAL BILATERAL BRASIL-EUA: UMA APLICAÇÃO DA “LEI DE THIRLWALL MULTISSETORIAL” PARA O PERÍODO DE 2000 A 2019

Bruna Mendonça de Oliveira¹
Alinne Alvim Franchini²
Manoel Vítor de Souza Veloso³

Área 7: Economia Internacional

Resumo: O debate a respeito de como o comércio internacional afeta o crescimento econômico começou a se acentuar, no Brasil, no fim da década de 1980, principalmente em decorrência do processo de globalização e de uma maior abertura econômica e comercial do País. Na medida em que foi avançando o estudo sobre o comércio internacional e seus efeitos para a economia dos países, foram surgindo modelos que relacionam diretamente o comércio com o crescimento econômico das nações, como o modelo desenvolvido por Araujo e Lima (2007). Dado isso, o objetivo do presente estudo é analisar a relação comercial do Brasil com os Estados Unidos à luz da “Lei de Thirlwall Multissetorial”, no período de 2000 a 2019, buscando discutir sobre as elasticidades-renda dos setores de produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados. Para tanto, a análise empírica desse artigo foi baseada nas metodologias VAR (Modelo Vetorial Autorregressivo) e VECM (Vetor de Correção de Erros). Os resultados indicaram que a economia brasileira sofreu com restrições no seu balanço de pagamentos no período estudado, principalmente, por conta da composição setorial das suas pautas de exportações e importações em relação aos Estados Unidos.

Palavras-chave: “Lei de Thirlwall Multissetorial”, Crescimento Econômico e Restrição Externa, Cointegração, VAR, VECM.

Classificação JEL: F41; F43; C01.

Abstract: The debate on how international trade affects economic growth began to intensify in Brazil at the end of the 1980s, mainly as a result of the globalization process and the greater economic and commercial openness of the country. As the study of international trade and its effects on the economies of countries advanced, models that directly relate trade to the economic growth of nations emerged, such as the model developed by Araujo and Lima (2007). Given this, the objective of the present study is to analyze Brazil's trade relationship with the United States in light of the "Multisectoral Thirlwall Law", in the period from 2000 to 2019, seeking to discuss about the income elasticities of the commodity, semi-manufactured and manufactured sectors. To this end, the empirical analysis of this article was based on the VAR (Vector Autoregressive Model) and VECM (Error Correction Vector) methodologies. The results indicated that the Brazilian economy suffered from restrictions in its balance of payments in the period studied, mainly due to the sector composition of its exports and imports in relation to the United States.

Keywords: “Thirlwall's Law Multisectoral”, Economic Growth and External Constraint, Cointegration, VAR, VECM.

1 Introdução

No fim da década de 1980, com a intensificação do processo de globalização e com a abertura econômica e comercial, acentuou-se no Brasil a discussão acerca da relação entre comércio internacional e crescimento econômico. Com o avanço das teorias de comércio internacional e o

¹ Mestranda do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Alfenas (Unifal-MG). Email: svbruninha@hotmail.com

² Doutora em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV). Professora do Instituto de Ciências Sociais Aplicadas da Universidade Federal de Alfenas (Unifal-MG). Email: alinne.franchini@unifal-mg.edu.br

³ Doutor em Estatística e Experimentação Agropecuária pela Universidade Federal de Lavras (UFLA). Professor do Instituto de Ciências Sociais Aplicadas da Universidade Federal de Alfenas (Unifal-MG). Email: manoel.souza@unifal-mg.edu.br

estudo sobre os efeitos das trocas comerciais entre os países, foram surgindo modelos que passaram a relacionar diretamente o comércio com o crescimento econômico das nações, podendo-se destacar o modelo desenvolvido por Thirlwall, em 1979. Segundo Thirlwall (1979), o crescimento econômico dos países é restringido externamente e as diferenças nas taxas de crescimento entre os mesmos se relacionam com as restrições à demanda agregada enfrentadas por cada um deles. Essas restrições são dadas pelas elasticidades-renda da demanda de exportações e importações, considerando que os países que exportam produtos de baixo valor agregado enfrentam uma elasticidade-renda da demanda menor do que os que exportam bens de alto valor agregado; com isso, os primeiros tendem a sofrer com um baixo crescimento econômico.

O modelo desenvolvido por Thirlwall (1979) apresentou, dentre outras extensões, uma abordagem multissetorial, proposta por Araujo e Lima (2007). Nesse modelo defende-se a tese de que se torna possível superar a restrição externa por meio da modificação da estrutura produtiva, priorizando setores dinâmicos, que possuem maiores razões das elasticidades-renda da demanda por importações e exportações. Com isso, a taxa de crescimento da economia de um país pode ser positiva, mesmo que a taxa de crescimento dos outros países se mantenha inalterada.

Pelo exposto, o objetivo do artigo é analisar a relação bilateral do Brasil com os Estados Unidos (no período de 2000 a 2019), por meio do cálculo das elasticidades-renda da demanda por exportações e importações dos setores de produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados. Para o cálculo das elasticidades-renda setoriais foram utilizados o Modelo Vetorial Autorregressivo (VAR) e o Mecanismo de Correção de Erros (VECM).

Para atender o objetivo proposto, o artigo foi estruturado em cinco seções além desta introdução, sendo a segunda seção destinada à discussão da “Lei de Thirlwall Multissetorial”. Na terceira seção foram apresentados, respectivamente, a especificação do modelo e o material e método empregados na análise. Na quarta seção buscou-se apresentar os resultados da análise setorial da relação comercial bilateral Brasil-Estados Unidos e validar a LT Multissetorial para o período em estudo. E, por fim, na quinta seção são apontadas algumas considerações finais.

2. A “Lei de Thirlwall Multissetorial”: modelo proposto por Araujo e Lima (2007)

Dentre as extensões do modelo inicial desenvolvido por Thirlwall (1979)⁴, pode-se destacar a criada por Araujo e Lima (2007). Os autores seguem a teoria de crescimento liderado pelas exportações e restringido pelo balanço de pagamentos, apresentando uma versão multissetorial da Lei de Thirlwall (LT Multissetorial). Essa análise é baseada em um arcabouço macrodinâmico multissetorial Pasinettiano⁵, partindo de um modelo de crescimento com diversos setores e considerando que qualquer mudança estrutural na produção de um país pode provocar alterações em sua taxa de crescimento. No modelo desenvolvido pelos autores, a condição de equilíbrio não se dá por preços relativos, mas sim por coeficientes de trabalho - principal diferença em relação ao modelo original. Na “Lei de Thirlwall Multissetorial”, as elasticidades-renda passam a ser ponderadas por coeficientes que medem a participação relativa de cada setor no total de importações e exportações de determinado país, possibilitando a identificação dos setores com maior potencial para o aumento da demanda (SILVA; SANTOS; BAPTISTA, 2017).

Segundo Gouvêa e Lima (2013), a LT Multissetorial mostra que a taxa de crescimento da renda per capita de um país encontra-se diretamente relacionada à taxa de crescimento de suas exportações, sendo que essa proporção está inversamente (diretamente) relacionada com as elasticidades-renda setoriais das importações (exportações), ponderadas por coeficientes de participação de cada setor no total correspondente.

Araujo e Lima (2007) defendem a possibilidade de modificação da estrutura produtiva por meio de duas vias: alteração da produtividade como resultado de políticas de incentivos à tecnologia e inovação, e/ou através da taxa de câmbio real (alteração de custos relativos, conferindo vantagem

⁴ Para mais informações sobre a Lei de Thirlwall, consultar Thirlwall (1979).

⁵ Pasinetti (1981, 1993), em seu estudo sobre crescimento econômico, introduz a abordagem *structural economic dynamics* (SED), onde se afirma que mudanças nas estruturas produtivas implicam em diferenças nas taxas de crescimento dos países.

competitiva ao país). Dado isso, segundo Gouvêa e Lima (2010), uma das principais implicações da “Lei de Thirlwall Multissetorial” é o fato de que mudanças na estrutura de produção ou na composição da demanda, que não decorrem de mudanças nas elasticidades-renda, mas sim de mudanças na participação setorial nas exportações ou importações agregadas, também tornam-se importantes para o crescimento econômico.

Na “Lei de Thirlwall” original, dadas as elasticidades-renda das exportações e das importações, uma elevação na taxa de crescimento de um país ocorre apenas quando aumenta a taxa de crescimento da renda no mundo; já na “Lei de Thirlwall Multissetorial”, esse crescimento econômico pode ocorrer por meio da alteração na composição setorial das exportações e/ou importações, mesmo que não ocorra crescimento da renda mundial (GOUVÊA; LIMA, 2010).

No modelo se assume, por simplicidade, que o único fator de produção é o trabalho. São considerados apenas três setores na economia: de produtos básicos, produtos semimanufaturados e produtos manufaturados; e as hipóteses básicas utilizadas na análise são: pleno emprego, gasto total da renda e equilíbrio da balança comercial (ARAÚJO; LIMA, 2007).

Segundo Araujo e Teixeira (2004), as hipóteses utilizadas pelos autores decorrem do fato de que, em uma economia aberta, a condição de demanda efetiva pode ser dividida em duas partes: a condição de pleno emprego e a condição de gasto total da renda nacional, que pode ser gasta com a importação de produtos, fazendo com que o cumprimento desta última condição não implique na satisfação da condição de pleno emprego na economia. Quando se cumpre as duas condições de forma simultânea, a condição de equilíbrio no balanço de pagamentos também é satisfeita, podendo ser expressa por setor:

$$\sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=1}^J \left[\theta \left(\zeta^j \frac{X_i^j}{\hat{L}^j} - \frac{M_i^j}{L} \right) + (1-\theta) \left(\frac{F_i}{L_i} \right) \right] \left(\frac{L_{it}}{L} \right) = 0 \quad (1)$$

em que: j representa o país; i representa o setor; ζ o coeficiente de proporcionalidade; $\left(\zeta^j \frac{X_i^j}{\hat{L}^j} - \frac{M_i^j}{L} \right)$ representa a conta corrente; $\left(\frac{F_i}{L_i} \right)$ os fluxos de capitais para o setor i e $\left(\frac{L_{it}}{L} \right)$ que representa a proporção de trabalho do setor i em relação ao trabalho total.

A função de exportação *per capita* $\left(\frac{X_i^j}{\hat{L}^j} \right)$ pode ser dada por:

$$\frac{X_i^j}{\hat{L}^j} = \begin{cases} \left(\frac{P_i}{E^j P_i^j} \right)^{\eta_i^j} (Z^j)^{\varepsilon_i^j} (\hat{L}^j)^{\varepsilon_i^j - 1}, & \text{se: } E^j P_i^j \geq P_i \\ 0, & \text{se: } E^j P_i^j < P_i \end{cases} \quad (2)$$

onde: $\frac{X_i^j}{\hat{L}^j}$ é a demanda *per capita* externa pelo bem i que é produzido internamente; \hat{L}^j representa a força de trabalho do parceiro comercial; η_i^j é a elasticidade-preço da demanda por exportações do bem i ; ε_i^j é a elasticidade-renda da demanda por exportações; e Z^j representa a renda *per capita* do parceiro comercial.

A função de importação pode ser descrita como:

$$\frac{M_i^j}{L} = \begin{cases} \left(\frac{E^j P_i^j}{P_i} \right)^{\psi_i^j} (y)^{\pi_i^j} (L)^{\pi_i^j - 1}, & \text{se } P_i \geq E^j P_i^j \\ 0, & \text{se } P_i < E^j P_i^j \end{cases} \quad (3)$$

em que: $\frac{M_i^j}{L}$ é a demanda doméstica *per capita* pelos bens do setor i produzidos no país j ; ψ_i^j representa a elasticidade-preço da demanda por importações do bem i ; π_i^j a elasticidade-renda da demanda por importações do setor i ; e y é a renda doméstica *per capita*.

Já os fluxos financeiros *per capita* podem ser dados pela equação:

$$\frac{F_i}{L_i} = \begin{cases} \left(\frac{F_i^{ki}}{L_i}\right) L_i^{(k_{ei}-1)}, & \text{se } EmgK > r_{fi} \\ 0, & \text{se } EmgK < r_{fi} \end{cases} \quad (4)$$

A equação acima descreve a relação entre a Eficiência Marginal do Capital e a taxa de juros internacional. Essa equação mostra que os fluxos de capitais destinados a um setor doméstico tendem a ser positivos quando a eficiência marginal do capital (ou seja, expectativa de ganhos futuros do investidor) é maior do que a taxa de juros internacional.

Transformando as equações (2), (3) e (4) em taxas de crescimento no tempo t , tem-se:

$$g \frac{X_{it}^j}{L_{it}^j} = \eta_i^j (p_i - p_i^j - g_e^j) + \varepsilon_i^j (Z_i^j) \quad (5)$$

$$g \frac{M_{it}^j}{L_{it}^j} = \psi_i^j (p_i - p_i^j - g_e^j) + \pi_i^j (y_i) \quad (6)$$

$$g \frac{F_i}{L_j} = K_j f_i \quad (7)$$

Com isso, pode-se perceber que a taxa de crescimento das exportações ($g \frac{X_{it}^j}{L_{it}^j}$) vai depender da elasticidade-preço da demanda por exportações do setor i do país j (η_i^j), dos termos de troca entre os países ($p_i - p_i^j - g_e^j$), da elasticidade-renda da demanda por exportações do setor i do país j (ε_i^j) e da renda do parceiro comercial (Z_i^j). Já a taxa de crescimento das importações ($g \frac{M_{it}^j}{L_{it}^j}$) vai depender da elasticidade-preço da demanda por importações do setor i do país j (ψ_i^j), dos termos de troca entre os países ($p_i - p_i^j - g_e^j$), da elasticidade-renda da demanda por importações do setor i do país j (π_i^j) e da renda doméstica (y_i).

Retornando-se à equação (1) - que representa o equilíbrio do balanço de pagamentos - e derivando-a com relação ao tempo:

$$\sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=1}^j \left[\theta \left(\zeta^j g \frac{X_{it}^j}{L_{it}^j} - g \frac{M_{it}^j}{L_{it}^j} \right) + (1-\theta) g \left(\frac{F_i}{L_i} \right) \right] \left(\frac{L_{it}}{L} \right) = 0 \quad (8)$$

Substituindo as equações que representam a taxa de crescimento das exportações, importações e fluxos de capitais na equação (8), tem-se:

$$y_i = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} \theta (\zeta \eta_i + \psi_i) \left(\frac{L_{it}}{L} \right)}{\sum_{i=1}^{n-1} \left(\frac{L_{it}}{L} \right) \pi_i} (p_i - \hat{p}_i - g_e) + \frac{\sum_{i=1}^{n-1} \theta \zeta \varepsilon_i \left(\frac{L_{it}}{L} \right)}{\sum_{i=1}^{n-1} \left(\frac{L_{it}}{L} \right) \pi_i} (Z_i) + \frac{\sum_{i=1}^{n-1} (1-\theta) \left(\frac{L_{it}}{L} \right)}{\sum_{i=1}^{n-1} \left(\frac{L_{it}}{L} \right) \pi_i} (gf_i) \quad (9)$$

Agora, supondo o endividamento externo constante ou sustentável ($gf_i = 0$) a equação acima se reduz a:

$$y_i = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} \theta (\zeta \eta_i + \psi_i) \left(\frac{L_{it}}{L} \right)}{\sum_{i=1}^{n-1} \left(\frac{L_{it}}{L} \right) [\pi_i - (1-\theta)]} (p_i - \hat{p}_i - g_e) + \frac{\sum_{i=1}^{n-1} \theta \zeta \varepsilon_i \left(\frac{L_{it}}{L} \right)}{\sum_{i=1}^{n-1} \left(\frac{L_{it}}{L} \right) [\pi_i - (1-\theta)]} (Z_i) \quad (10)$$

Essa equação representa a “Lei de Thirlwall Multissetorial”. Por meio dela torna-se possível, em uma análise de relação bilateral, captar os efeitos setoriais sobre a taxa de crescimento econômico de determinado país. A elasticidade-preço da demanda ($(\zeta \eta_i + \psi_i) / \pi_i$) e a elasticidade-renda da demanda ($\zeta \varepsilon_i / \pi_i$) terão valores específicos dependendo de cada setor e de cada relação comercial. Além disso, a equação demonstra que a taxa de crescimento da economia doméstica depende da taxa de câmbio efetiva real da relação bilateral ($(p_i - \hat{p}_i - g_e)$) e da renda do parceiro comercial (Z_i) - que se relaciona diretamente com o crescimento das exportações.

Portanto, a LT Multissetorial mostra que, uma mudança estrutural em benefício das indústrias e o aumento das exportações de produtos manufaturados (dado que possuem maior valor

agregado e os setores possuem maiores razões de elasticidade-renda), podem fazer com que o país supere a restrição externa e melhore o ritmo de crescimento de longo prazo, elevando-o a um patamar superior de crescimento econômico (SILVA; SANTOS; BAPTISTA, 2017).

2.1. Testes empíricos para validação da “Lei de Thirlwall”

Neste artigo, serão utilizados dois testes empíricos para validar a LT Multissetorial: o teste de regressão e o teste de comparação entre a taxa de crescimento prevista pelo modelo e a taxa de crescimento efetiva. O primeiro teste, proposto por McGregor e Swales (1985), consiste em um **teste de regressão**, onde se regride a taxa de crescimento observada sobre a taxa de crescimento restrita dada pela Lei de Thirlwall, com o objetivo de testar a hipótese de que o intercepto da regressão seja igual a zero e a declividade igual a 1.

Porém, dadas as limitações dos testes acima, McCombie (1989) propõe outro teste, que seria o **teste de comparação das elasticidades de importação**. Primeiro, deve-se calcular a elasticidade-renda das importações hipotética, ou seja, aquela que iguala a taxa de crescimento observada com a taxa de crescimento compatível com o equilíbrio externo. Essa elasticidade hipotética pode ser dada por $\pi' = x / y$, onde x se refere à taxa média de crescimento das exportações e y à taxa média de crescimento do produto durante o período em análise. Logo depois, testa-se a hipótese de que a elasticidade-renda estimada das importações é igual à elasticidade-renda hipotética calculada. Caso ocorra a não rejeição da hipótese nula, isso mostra que não se pode rejeitar a hipótese de que o país teve seu crescimento restrito pelo balanço de pagamentos.

Como destacado por Carvalho e Lima (2009), uma forma alternativa de aplicar a metodologia proposta por McCombie (1989), consiste na comparação entre a taxa de crescimento efetiva e a taxa de crescimento prevista pelo modelo. Sendo assim, calcula-se a taxa de crescimento compatível com o equilíbrio externo dada pela Lei de Thirlwall e compara-se com a efetiva (real); caso não ocorra a rejeição da hipótese nula de que as mesmas sejam iguais, a Lei de Thirlwall é válida para o período analisado.

3. Análise empírica e especificação do modelo

3.1. Modelos Lineares Multivariados (Modelos VAR)

Os Modelos de Vetores Autorregressivos (VAR) foram propostos inicialmente por Sims (1980), e logo apresentaram uma rápida disseminação - principalmente em investigações empíricas da área de macroeconomia - pelo fato de se poder trabalhar com séries macroeconômicas utilizando-se um sistema de equações lineares multivariadas.

De acordo com Gujarati e Porter (2011), o termo autorregressivo se deve ao fato da variável dependente aparecer defasada no lado direito da equação, e o termo vetor se deve ao fato de, nos modelos VAR, se poder trabalhar com um vetor de duas (ou mais) variáveis.

Segundo Cavalcanti (2010), uma grande vantagem dos modelos VAR reside no fato de que tais modelos permitem analisar as interrelações entre múltiplas variáveis, partindo de um conjunto mínimo de restrições de identificação. Os modelos de vetores autorregressivos (VAR) podem ser entendidos como sistemas de variáveis endógenas, onde as mesmas são explicadas pelos efeitos defasados causados por todas as variáveis incluídas no modelo. As variáveis são tratadas como endógenas, pois, segundo Sims (1980), se há uma simultaneidade real entre um conjunto de variáveis, todas devem ser tratadas em pé de igualdade, não podendo haver qualquer distinção, a priori, entre as variáveis endógenas e exógenas do modelo.

Segundo Morettin (2017), pode-se dizer que um processo X_t , de ordem $n \times 1$, segue um modelo VAR(p) se

$$X_t = \Phi_0 + \Phi_1 X_{t-1} + \dots + \Phi_p X_{t-p} + a_t \quad (11)$$

em que: $\Phi_0 = (\phi_{10}, \dots, \phi_{n0})'$ é um vetor $n \times 1$ de constantes; Φ_k são matrizes $n \times n$ constantes, com elementos ϕ_{ij}^k , com $i, j = 1, \dots, n$ e $k = 1, \dots, p$; e $a_t \sim RB(0, \Sigma)$.

Considerando um modelo VAR (1), tem-se:

$$X_t = \Phi_0 + \Phi X_{t-1} + a_t \quad (12)$$

Agora, considerando um caso especial em que $n = 2$, a equação (12) se reduz a:

$$X_{1t} = \phi_{10} + \phi_{11} X_{1,t-1} + \phi_{12} X_{2,t-1} + a_{1t}, \quad (13)$$

$$X_{2t} = \phi_{20} + \phi_{21} X_{1,t-1} + \phi_{22} X_{2,t-1} + a_{2t}, \quad (14)$$

onde: o índice 1 é desprezado em Φ_1 e em $\phi_{ij}^{(1)}$ e os elementos de Σ são denotados por σ_{ij} , $i, j = 1, 2$.

Esses modelos descritos anteriormente são conhecidos como modelos em forma reduzida, onde a dependência contemporânea entre X_{1t} e X_{2t} não fica explicitada.

Por meio do modelo VAR, torna-se possível estabelecer a direção de causalidade entre duas variáveis. Isto é, considerando as equações (13) e (14), se $\phi_{12} = 0$, a série X_{1t} não dependerá de $X_{2,t-1}$ e, do mesmo modo, se $\phi_{21} = 0$, a série X_{2t} não dependerá de $X_{1,t-1}$. Em contrapartida, se $\phi_{12} = 0$ e $\phi_{21} \neq 0$, existe uma relação linear unidirecional de X_{1t} para X_{2t} . Agora, se $\phi_{12} = \phi_{21} = 0$, pode-se dizer que não existe relação linear entre as séries. Por fim, se $\phi_{12} \neq 0$ e $\phi_{21} \neq 0$, diz-se que existe uma relação de *feedback* entre as duas séries (MORETTIN, 2017).

Dito isso, para a modelagem VAR, primeiramente, deve-se testar a estacionariedade da série temporal. Em seguida, para a construção dos modelos, segue-se um ciclo de identificação, estimação e diagnóstico. Para se identificar a ordem p de um modelo VAR(p), utiliza-se a seleção de defasagens, que se baseia nos critérios de informação de Akaike (AIC), Bayesiano (BIC) ou Hannan-Quinn (HQ). Nesse estudo, será utilizado o critério de AIC, que é um critério de informação que se origina da minimização da distância de Kullback-Leibler (K-L) como base para a seleção dos modelos. Com relação à informação de K-L, esta é uma medida da distância entre o modelo verdadeiro e um modelo candidato. Por isso, deve-se escolher o modelo que possui o menor valor do critério de AIC (AKAIKE, 1974). Dado isso, identificada a defasagem máxima, torna-se possível realizar a estimação dos parâmetros de interesse. Por fim, para testar se o modelo é adequado, torna-se necessário realizar o diagnóstico dos resíduos, que pode ser feito por meio de um teste de autocorrelação residual.

3.2. Cointegração de Johansen

De acordo com Biage, Correa e Neder (2008), pelo conceito de cointegração, entende-se que existe pelo menos uma relação de equilíbrio entre as variáveis cointegradas; ou seja, as variáveis não podem se mover no longo prazo independentemente uma da outra. Um método utilizado para testar cointegração foi proposto por Johansen (1988, 1991) e Johansen e Juselius (1990), onde se permite analisar relações tanto de curto quanto de longo prazo entre variáveis, em um único passo. Nesse teste, são utilizadas as estatísticas de *rank* e traço, que indicam a existência ou não de vetores de cointegração entre as variáveis.

O procedimento proposto por Johansen (1988, 1991), pode ser visto como uma generalização multivariada do teste de Dickey-Fuller. Segundo Soares (2012), ele deriva um procedimento de máxima verossimilhança para testar se existe cointegração em um sistema VAR(p). Considerando um modelo VAR como o descrito na equação (11) e modificando-o em termos de modelo de correção de erros, tem-se:

$$\Delta X_t = \Gamma_1 X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} \quad (15)$$

onde: $\Gamma_i = -(I - \Phi_1 - \dots - \Phi_i)$, ($i = 1, 2, \dots, k-1$) e $\Pi = -(I - \Phi_1 - \dots - \Phi_k)$.

Uma das vantagens em escrever o sistema em termos do modelo de correção de erros, deve-se ao fato da possibilidade de se incorporar informações de longo e curto prazo, via ajustes nas variações de X_t , que são dadas pelas estimativas dos parâmetros de Γ_i e Π .

Com isso, segundo Harris (1995), o parâmetro Π pode ser representado como:

$$\Pi = \alpha\beta' \quad (16)$$

em que α representa a velocidade de ajustamento dos parâmetros da matriz de curto prazo e β representa uma matriz de coeficientes de cointegração de longo prazo.

Para testar a presença de vetores de cointegração, Johansen (1988, 1991) propõe os testes do traço e do máximo autovalor. Os testes podem ser definidos, respectivamente, pelas seguintes expressões:

$$\lambda_{trace}(k) = -T \sum_{i=k+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (17)$$

$$\lambda_{max}(k, k+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{k+1}) \quad (18)$$

onde $\hat{\lambda}$ representa a estimativa das raízes características (ou autovalores) obtidas da matriz Π ; e T representa o número de observações.

O teste do traço tem como hipótese nula (H_0) que existe r^* vetores de cointegração contra a hipótese alternativa (H_1) da existência de $r > r^*$ vetores de cointegração. Quando se rejeita H_0 , significa que há mais de um vetor de cointegração. Já no teste do máximo autovalor, a hipótese nula H_0 : assume que existem r^* vetores de cointegração, contra a hipótese alternativa H_1 : de que existem r^*+1 vetores de cointegração. Sendo assim, nesse teste verifica-se qual o máximo autovalor significativo que produz um vetor de cointegração. Quando se rejeita H_0 , significa que há mais um vetor de cointegração (BIAGE; CORREA; NEDER, 2008).

3.3. Modelo de Correção de Erros Vetoriais (VECM)

O modelo VECM tem como característica a inclusão de diferenças e níveis na formulação do modelo, o que permite investigar tanto os efeitos de longo prazo, como os de curto prazo. Esse modelo é utilizado em séries temporais que apresentam cointegração, pois, segundo Gujarati e Porter (2011), o mesmo possui restrições de cointegração incorporadas à sua especificação, de modo que sua utilização pode se dar em séries não estacionárias conhecidas por serem cointegradas. Isto é, a especificação VECM restringe o comportamento de longo prazo das variáveis endógenas para convergir para seus relacionamentos de cointegração, permitindo, assim, uma melhor modelagem.

Segundo Engle e Granger (1987), o modelo VECM busca ligar o comportamento de curto prazo das variáveis ao seu comportamento de longo prazo. O modelo de correção de erros para n variáveis pode ser expresso como:

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \alpha\beta' X_{t-1} + \mu + \varepsilon_t \quad (19)$$

em que: $\Pi_{pxp} = \alpha_{pxr} \beta'_{rxp}$, e representa uma matriz que possui posto reduzido (ou seja, $r \leq p$), sendo possível escrever, assim, uma relação de dependência entre as variáveis incluídas no modelo de modo a eliminar a não estacionariedade gerada pelo termo $\alpha\beta' X_{t-1}$; o vetor α possui dimensões pxr , representando a velocidade de ajustamento dos parâmetros de cointegração, isto é, proporciona uma visão sobre as relações de curto prazo entre as variáveis; já o vetor β' possui dimensões rxp e representa as relações estacionárias de cointegração entre as variáveis incluídas no modelo, proporcionando uma visão sobre as relações de longo prazo entre as variáveis.

4. Material e método

4.4. Descrição dos dados

As variáveis utilizadas na análise se referem às exportações e importações trimestrais brasileiras no período de 2000-1 a 2019-4, considerando-se os Estados Unidos como seu parceiro comercial. A base de dados foi obtida por meio do sistema de estatísticas de comércio exterior - Comex Stat ligado à Secretaria de Comércio Especial de Comércio Exterior e Assuntos Internacionais/Ministério da Economia, sendo as variáveis classificadas por fator agregado - por meio das seções do Sistema Harmonizado (SH) -, dividindo-se as exportações e as importações do Brasil por setores: produtos básicos, produtos semimanufaturados e produtos manufaturados.

As exportações e as importações no período analisado estão expressas em dólares (US\$). O Produto Interno Bruto (PIB) do Brasil foi utilizado como *proxy* da elasticidade-renda da demanda por importações, o PIB dos Estados Unidos como *proxy* da elasticidade-renda da demanda por exportações, e o índice da taxa de câmbio real bilateral entre os países como *proxy* da elasticidade-preço. Como os dados do PIB brasileiro se encontravam em milhões de reais (R\$), os mesmos foram transformados em dólares utilizando-se a taxa de câmbio média do período.

4.2 Método

Para o cálculo das elasticidades setoriais, utilizou-se os métodos de econometria de séries temporais multivariadas. Dado isso, seguiu-se o seguinte roteiro:

- Primeiramente, realizou-se a análise descritiva das séries temporais em estudo;
- Logo depois, verificou-se se as séries são estacionárias. Para tanto, foi aplicado o teste de Dickey-Fuller⁶. Após a verificação da não estacionariedade, foram aplicadas diferenças nas séries em nível a fim de torná-las estacionárias;
- Para verificar a sazonalidade foi aplicado o teste de Fisher⁶. Para as séries que possuíam sazonalidade, foram aplicadas diferenças sazonais;
- Com as séries estacionárias, partiu-se para a seleção de defasagens VAR para os modelos a serem estimados;
- Em seguida, procedeu-se aos testes de cointegração de Johansen;
- Para as séries não cointegradas, ajustou-se os modelos VAR; já para as séries cointegradas, foi utilizado o modelo VECM. Por último, aplicou-se teste de autocorrelação residual para os modelos ajustados (teste de Ljung-Box⁶).
- Por último, depois da análise e discussão das elasticidades estimadas, procurou-se validar a LT Multissetorial para o período analisado, utilizando-se dois testes: o teste de comparação entre a taxa de crescimento efetiva e a prevista pelo modelo e o teste de regressão. Com isso, considerando a LT Multissetorial, buscou-se estimar as seguintes regressões:

$$\ln EXP_B = \varepsilon_B \ln PIB_{EUA} + \eta_B \ln TXCR + u_{B_t} \quad (20) \quad \ln IMP_B = \pi_B \ln PIB_{BR} + \psi_B \ln TXCR + u_{B_t} \quad (23)$$

$$\ln EXP_S = \varepsilon_S \ln PIB_{EUA} + \eta_S \ln TXCR + u_{S_t} \quad (21) \quad \ln IMP_S = \pi_S \ln PIB_{BR} + \psi_S \ln TXCR + u_{S_t} \quad (24)$$

$$\ln EXP_M = \varepsilon_M \ln PIB_{EUA} + \eta_M \ln TXCR + u_{M_t} \quad (22) \quad \ln IMP_M = \pi_M \ln PIB_{BR} + \psi_M \ln TXCR + u_{M_t} \quad (25)$$

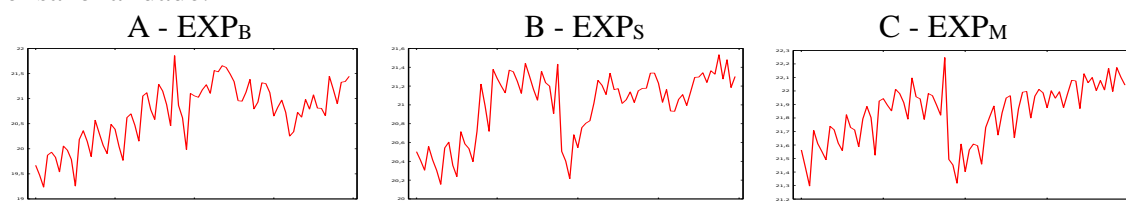
Os cálculos foram realizados no *Gret-l* (2019), e os parâmetros de interesse são ε e η , que representam, respectivamente, as elasticidades-renda e preço da demanda por exportações, e π e ψ , que representam, respectivamente, as elasticidades-renda e preço da demanda por importações para os setores.

5. Resultados

5.1 Apresentação e análise das elasticidades setoriais estimadas

Com o intuito de analisar as propriedades das séries temporais utilizadas nesse estudo e estimar as elasticidades-renda e preço das exportações e importações brasileiras, considerando dados trimestrais de 2000 a 2019, utilizou-se os modelos multivariados de séries temporais. Primeiramente, como objetiva-se calcular as elasticidades-renda e preço para o período analisado, foi aplicado logaritmo nas séries trimestrais das exportações e importações brasileiras (por fator agregado), assim como das séries trimestrais do PIB dos Estados Unidos (parceiro comercial), do PIB brasileiro e do índice da taxa de câmbio real bilateral.

Na Figura 1, podem ser observados os gráficos A, B, C, D, E, F, G, H e I das séries trimestrais em nível e, por meio da análise dos mesmos, pode-se perceber, inicialmente, que as séries são não estacionárias e que o comportamento das importações brasileiras de produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados coincidem com o comportamento da série do PIB do Brasil, no período analisado. Também pode ser destacada uma tendência de crescimento nas séries (com alguns períodos de decrescimento), e, na série do PIB dos Estados Unidos, o gráfico indica uma possível sazonalidade.



⁶ Para mais informações sobre os testes de Dickey-Fuller, de Fisher e de Ljung-Box, ver Morettin e Tolo (2006).

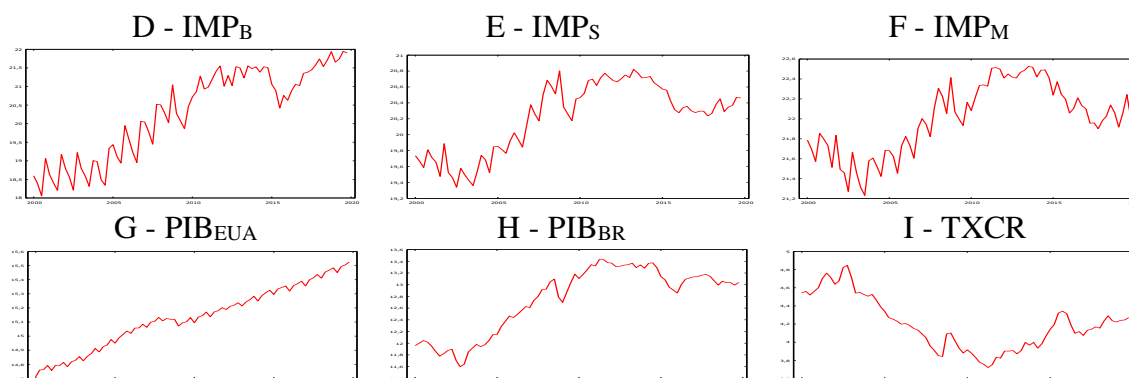


Figura 1: Gráficos, no período de 2000-1 a 2019-4: (A) das exportações de produtos básicos, (B) das exportações de produtos semimanufaturados, (C) das exportações de produtos manufaturados, (D) das importações de produtos básicos, (E) das importações de produtos semimanufaturados, (F) das importações de produtos manufaturados, (G) do PIB dos EUA, (H) do PIB brasileiro e (I) do Índice de taxa de câmbio real bilateral.

Para testar a estacionariedade das séries, foi realizado o teste de Dickey-Fuller. Os resultados encontram-se na Tabela 1 e indicam que as séries realmente não são estacionárias, pois para os três testes (sem constante, com constante e com constante e tendência), os valores-p foram maiores que o α considerado (de 0,05), não rejeitando-se a hipótese nula. Portanto, as séries possuem raiz unitária, sendo assim, não estacionárias.

Tabela 1: Teste de raiz unitária (Dickey-Fuller) para as séries em nível

Séries	Valor-p (teste sem constante)	Valor-p (teste com constante)	Valor-p (teste com constante e tendência)
l_EXP _B	0,9291	0,3810	0,5645
l_EXP _S	0,8341	0,1005	0,1617
l_EXP _M	0,8697	0,2832	0,3601
l_IMP _B	0,9808	0,7492	0,6183
l_IMP _S	0,8669	0,5426	0,7465
l_IMP _M	0,7582	0,5726	0,8310
l_PIB _{EUA}	0,9852	0,9057	0,0578
l_PIB _{BR}	0,9242	0,5568	0,9508
l_TXCR	0,5235	0,5138	0,9522

Fonte: Elaboração própria com dados obtidos no *software* Gret-1 (2019).

Dado que as séries são não estacionárias, torna-se necessário aplicar a primeira diferença (Δ) nas mesmas, a fim de corrigir o problema de raiz unitária. Para testar se as séries se tornaram estacionárias, foi realizado o teste de Dickey-Fuller nas séries em primeira diferença, constatando que elas, realmente, não possuem mais raiz unitária (valores-p menores que $\alpha = 0,05$).

Tabela 2: Teste de raiz unitária (Dickey-Fuller) para as séries em primeira diferença

Séries	Valor-p (teste sem constante)	Valor-p (teste com constante)	Valor-p (teste com constante e tendência)
Δ l_EXP _B	0,0027	0,0381	0,0003
Δ l_EXP _S	0,0001	0,0029	0,0163
Δ l_EXP _M	0,0111	0,0002	0,0019
Δ l_IMP _B	0,0014	0,0003	0,0025

Fonte: Elaboração própria com dados obtidos no *software* Gret-1 (2019).

Tabela 2 (continuação): Teste de raiz unitária (Dickey-Fuller) para as séries em primeira diferença

Séries	Valor-p (teste sem constante)	Valor-p (teste com constante)	Valor-p (teste com constante e tendência)
ΔI_IMP_S	0,0011	0,0142	0,0001
ΔI_IMP_M	0,0007	0,0121	0,0052
ΔI_PIB_{EUA}	< 0,0000	0,0001	0,0001
ΔI_PIB_{BR}	0,0003	0,0031	0,0105
ΔI_TXCR	< 0,0000	< 0,0000	< 0,0000

Fonte: Elaboração própria com dados obtidos no *software* Gret-1 (2019).

No entanto, as séries em primeira diferença das exportações de manufaturados, importações de básicos e PIB dos EUA, apresentaram sazonalidade. A mesma foi confirmada por meio do teste de Fisher, que apresentou para as séries diferenciadas das exportações de manufaturados, importações de básicos e PIB dos EUA, respectivamente: um g de 0,4599, um g de 0,2366, um g de 0,6895 e o $z_{0,05}$ calculado foi 0,1591. Sendo assim, como $g > z_{0,05}$ para as três séries, rejeita-se H_0 , e há sazonalidade nas séries temporais em questão.

Para corrigir esse problema de sazonalidade presente nas respectivas séries em primeira diferença, foi aplicada uma diferença sazonal com periodicidade 4 (Δ_4) nas mesmas. O problema foi corrigido e isso foi constatado pelo teste de Fisher, onde as séries diferenciadas sazonalmente das exportações de manufaturados, importações de básicos e PIB dos EUA apresentaram, respectivamente: um g de 0,1498, um g de 0,1344, um g de 0,1079 e o $z_{0,05}$ calculado foi 0,1659. Sendo assim, como $g < z_{0,05}$ para as três séries, não se rejeita H_0 , confirmando que o problema de sazonalidade foi corrigido.

Uma vez que as séries já se encontram estacionárias, parte-se para a seleção de defasagens VAR para os modelos. Os modelos que serão estimados encontram-se na tabela a seguir, assim como as defasagens máximas sugeridas por cada critério de seleção. Nesse estudo, será utilizado o Critério de Akaike (AIC) para a seleção de defasagens VAR.

Tabela 3: Seleção de defasagem máxima VAR, utilizando os critérios de AIC, BIC e HQC

Séries	AIC	BIC	HQC
ΔI_EXP_B	$\Delta\Delta_4 I_PIB_{EUA}$	ΔI_TXCR	5
ΔI_EXP_S	$\Delta\Delta_4 I_PIB_{EUA}$	ΔI_TXCR	6
$\Delta\Delta_4 I_EXP_M$	$\Delta\Delta_4 I_PIB_{EUA}$	ΔI_TXCR	6
$\Delta\Delta_4 I_IMP_B$	ΔI_PIB_{BR}	ΔI_TXCR	6
ΔI_IMP_S	ΔI_PIB_{BR}	ΔI_TXCR	8
ΔI_IMP_M	ΔI_PIB_{BR}	ΔI_TXCR	5

Fonte: Elaboração própria com dados obtidos no *software* Gret-1 (2019).

Com a intenção de saber se as séries são cointegradas, foi realizado o teste de cointegração de Johansen. Para que as séries sejam cointegradas (ou seja, possuam uma relação de longo prazo), os testes devem indicar pelo menos um vetor de cointegração entre elas.

O teste de cointegração de Johansen é dividido em teste do traço e do máximo autovalor. Na Tabela 4 encontram-se os resultados dos testes para as séries consideradas. Como pode-se perceber, considerando o teste do traço, para as relações que envolvem as exportações de produtos básicos, produtos semimanufaturados e produtos manufaturados com o PIB dos EUA e com o índice da taxa de câmbio real bilateral, não rejeita-se a hipótese nula de que não existe nenhum vetor de cointegração. Sendo assim, as séries das exportações por fator agregado não são cointegradas com

as demais. Já para a relação entre as importações de produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados, com o PIB do Brasil e com o índice da taxa de câmbio real bilateral, rejeita-se a hipótese nula (valores-p menores que 0,05) de que não existe nenhum vetor de cointegração. Os resultados também indicam que não se pode rejeitar a hipótese nula de que existe pelo menos um vetor de cointegração. Com isso, pode-se dizer que as séries das importações por fator agregado são cointegradas com o PIB brasileiro e com o índice da taxa de câmbio real bilateral.

Considerando o teste do máximo autovalor, pode-se perceber que o teste corrobora com os resultados encontrados pelo teste do traço, afirmando que existe um vetor de cointegração entre as séries das importações de produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados, com o PIB do Brasil e o índice da taxa de câmbio real bilateral (ao nível de significância de 5%, não rejeita-se a hipótese nula de que r seja igual a 1).

Tabela 4: Cointegração de Johansen: Testes do traço e do máximo autovalor para modelo com constante sem restrições

Variáveis			Ordem	Traço			Máximo Autovalor		
				H ₀	H ₁	Valor-p	H ₀	H ₁	Valor-p
I_EXP _B	I_PIB _{EUA}	I_TXCR	0	$r = 0$	$r > 0$	0,6109	$r = 0$	$r = 1$	0,8321
			1	$r \leq 1$	$r > 1$	0,4147	$r = 1$	$r = 2$	0,5134
			2	$r \leq 2$	$r > 2$	0,1931	$r = 2$	$r = 3$	0,1931
I_EXP _S	I_PIB _{EUA}	I_TXCR	0	$r = 0$	$r > 0$	0,7630	$r = 0$	$r = 1$	0,8334
			1	$r \leq 1$	$r > 1$	0,2527	$r = 1$	$r = 2$	0,3562
			2	$r \leq 2$	$r > 2$	0,1618	$r = 2$	$r = 3$	0,1617
I_EXP _M	I_PIB _{EUA}	I_TXCR	0	$r = 0$	$r > 0$	0,6770	$r = 0$	$r = 1$	0,8009
			1	$r \leq 1$	$r > 1$	0,5572	$r = 1$	$r = 2$	0,6661
			2	$r \leq 2$	$r > 2$	0,2045	$r = 2$	$r = 3$	0,2045
I_IMP _B	I_PIB _{BR}	I_TXCR	0	$r = 0$	$r > 0$	0,0402	$r = 0$	$r = 1$	0,0472
			1	$r \leq 1$	$r > 1$	0,5460	$r = 1$	$r = 2$	0,5768
			2	$r \leq 2$	$r > 2$	0,3930	$r = 2$	$r = 3$	0,3923
I_IMP _S	I_PIB _{BR}	I_TXCR	0	$r = 0$	$r > 0$	0,0005	$r = 0$	$r = 1$	0,0002
			1	$r \leq 1$	$r > 1$	0,2978	$r = 1$	$r = 2$	0,5853
			2	$r \leq 2$	$r > 2$	0,0586	$r = 2$	$r = 3$	0,0586
I_IMP _M	I_PIB _{BR}	I_TXCR	0	$r = 0$	$r > 0$	0,0002	$r = 0$	$r = 1$	0,0000
			1	$r \leq 1$	$r > 1$	0,4146	$r = 1$	$r = 2$	0,4485
			2	$r \leq 2$	$r > 2$	0,2872	$r = 2$	$r = 3$	0,2873

Fonte: Elaboração própria com dados obtidos no *software* Gret-1 (2019).

Dado que o teste de cointegração já foi realizado, parte-se para a estimação dos modelos. Para as séries não cointegradas, utilizou-se a modelagem VAR; já para as séries cointegradas, foi utilizado o modelo de correção de erros (VECM).

O primeiro modelo ajustado foi das exportações de produtos básicos como função do PIB dos EUA e do índice de taxa de câmbio real bilateral. O modelo testado inicialmente foi o VAR(5), como indicado pelo critério de AIC na seleção de defasagens. Porém, o modelo VAR(3) apresentou menor valor do AIC, além de alcançar melhores resultados em relação à significância estatística dos parâmetros estimados. Além do mais, o mesmo apresentou resíduos estacionários, o que foi confirmado pelo teste de autocorrelação de Ljung-Box, que indicou um valor-p de 0,6198. Com isso, a um nível de significância de 5%, não rejeita-se a hipótese nula, e os resíduos são

estacionários. Os parâmetros estimados pelo modelo VAR(3) encontram-se na tabela abaixo, assim como os seus respectivos erros-padrões, razões-t e valores-p.

Tabela 5: Elasticidades estimadas para as exportações de básicos para os EUA - parâmetros estimados pelo modelo VAR (3)

Variáveis	Estimativas dos Coeficientes	Erro padrão	Valor-p
$\Delta 1_EXP_{B\ t-1}$	-0,677	0,094	< 0,0000 ***
$\Delta 1_EXP_{B\ t-2}$	-0,646	0,096	< 0,0000 ***
$\Delta 1_EXP_{B\ t-3}$	-0,603	0,093	< 0,0000 ***
$\Delta\Delta_4 1_PIB_{EUA\ t-1}$	1,507	3,918	0,7018
$\Delta\Delta_4 1_PIB_{EUA\ t-2}$	-0,321	4,024	0,9365
$\Delta\Delta_4 1_PIB_{EUA\ t-3}$	8,696	3,986	0,0329 **
$\Delta 1_TXCR_{t-1}$	-0,114	0,586	0,8455
$\Delta 1_TXCR_{t-2}$	-1,255	0,615	0,0455 **
$\Delta 1_TXCR_{t-3}$	-0,802	0,586	0,1761

*** valor-p < $\alpha = 0,01$, ** valor-p < $\alpha = 0,05$, * valor-p < $\alpha = 0,10$.

Fonte: Elaboração própria com dados obtidos no *software* Gret-l (2019).

Como pode-se perceber, considerando um $\alpha = 0,05$, foram significativas a defasagem 3 da série estacionária do PIB dos EUA e a defasagem 2 da série estacionária do índice da taxa de câmbio real bilateral. As elasticidades-renda e preço estimadas (que foram significativas estatisticamente) apresentaram sinal esperado. A equação aponta que a elasticidade-renda das exportações brasileiras de produtos básicos é de 8,696, ou seja, a cada variação de 1% no PIB dos EUA, as exportações de produtos básicos apresentam variação positiva de 8,696%. Considerando a elasticidade-preço estimada (-1,255), a equação mostra que a cada variação de 1% no índice da taxa de câmbio real bilateral, as exportações de produtos básicos do Brasil apresentam variação negativa de 1,255%. Da mesma forma, uma depreciação na ordem de 1%, aumenta as exportações em 1,255%.

Na Tabela 6 encontram-se os resultados do modelo ajustado para as exportações de produtos semimanufaturados como função do PIB dos EUA e do índice da taxa de câmbio real bilateral. O critério de AIC indicou defasagem máxima igual a 6, e tentou-se o ajuste para “p” assumindo valores (6, 5, 4, 3, 2 e 1). Os melhores modelos foram VAR(3) e VAR(4) (resíduos dos dois modelos foram estacionários), mas optou-se pelo VAR(4), pois foi o que apresentou menor valor do AIC (com 3 defasagens AIC de -9,5044 e com 4 defasagens AIC de -9,7207). Para os resíduos do modelo VAR(4) foi feito o teste de Ljung-Box para autocorrelação. O teste indicou um valor-p de 0,899, sendo assim, a um nível de significância de 5%, não rejeita-se a hipótese nula; portanto, os resíduos são estacionários.

Tabela 6: Elasticidades estimadas para as exportações de semimanufaturados para os EUA - parâmetros estimados pelo modelo VAR (4)

Variáveis	Estimativas dos Coeficientes	Erro padrão	Valor-p
$\Delta 1_EXP_{S\ t-1}$	-0,665	0,112	< 0,0000 ***
$\Delta 1_EXP_{S\ t-2}$	-0,485	0,121	0,0002 ***
$\Delta 1_EXP_{S\ t-3}$	-0,329	0,120	0,0083 ***
$\Delta 1_EXP_{S\ t-4}$	0,263	0,106	0,0159 **
$\Delta\Delta_4 1_PIB_{EUA\ t-1}$	4,025	2,179	0,0697 *

*** valor-p < $\alpha = 0,01$, ** valor-p < $\alpha = 0,05$, * valor-p < $\alpha = 0,10$.

Fonte: Elaboração própria com dados obtidos no *software* Gret-l (2019).

Tabela 6 (continuação): Elasticidades estimadas para as exportações de semimanufaturados para os EUA - parâmetros estimados pelo modelo VAR (4)

Variáveis	Estimativas dos Coeficientes	Erro padrão	Valor-p
$\Delta\Delta_4 I_{\text{PIB}_{\text{EUA } t-2}}$	6,009	2,258	0,0100 **
$\Delta\Delta_4 I_{\text{PIB}_{\text{EUA } t-3}}$	4,928	2,441	0,0481 **
$\Delta\Delta_4 I_{\text{PIB}_{\text{EUA } t-4}}$	2,703	2,450	0,2743
$\Delta I_{\text{TXCR } t-1}$	-0,833	0,322	0,0122 **
$\Delta I_{\text{TXCR } t-2}$	0,055	0,353	0,8759
$\Delta I_{\text{TXCR } t-3}$	-0,940	0,338	0,0074 ***
$\Delta I_{\text{TXCR } t-4}$	-0,177	0,326	0,5895

*** valor-p < $\alpha = 0,01$, ** valor-p < $\alpha = 0,05$, * valor-p < $\alpha = 0,10$.

Fonte: Elaboração própria com dados obtidos no *software* Gret-l (2019).

Como pode ser visto, considerando um nível de significância de 5%, foram significativas as defasagens 2 e 3 da série estacionária do PIB dos EUA e as defasagens 1 e 3 da série estacionária do índice da taxa de câmbio real bilateral. As elasticidades-renda e preço estimadas (que foram significativas estatisticamente) apresentaram sinal esperado. A equação aponta que a elasticidade-renda das exportações brasileiras de produtos semimanufaturados varia entre 4,928 e 6,009, ou seja, a cada variação de 1% no PIB dos EUA, tem variação positiva sobre as exportações de produtos semimanufaturados que oscilam entre aqueles valores do intervalo. Considerando as elasticidades-preço estimadas, a equação mostra que as mesmas variam entre -0,940 e -0,833; isto é, a cada variação de 1% no índice da taxa de câmbio real bilateral, tem variação negativa sobre as exportações de produtos semimanufaturados que oscilam entre aqueles valores do intervalo.

A Tabela 7 apresenta os resultados do modelo ajustado para as exportações de produtos manufaturados como função do PIB dos EUA e do índice da taxa de câmbio real bilateral. Utilizando-se o critério de AIC para a seleção de defasagens, o mesmo indicou defasagem máxima igual a 6. Foram testadas todas as defasagens até a defasagem máxima “p”, sendo escolhido o VAR(4) como melhor modelo; pois, além de apresentar mais defasagens significativas a 5%, foi o que apresentou resíduos estacionários. A estacionariedade dos resíduos foi constatada por meio do teste de Ljung-Box, que indicou um valor-p de 0,9761; mostrando que os resíduos são ruído branco.

Tabela 7: Elasticidades estimadas para as exportações de manufaturados para os EUA - parâmetros estimados pelo modelo VAR (4)

Variáveis	Estimativas dos Coeficientes	Erro padrão	Valor-p
$\Delta\Delta_4 I_{\text{EXP}_M t-1}$	-0,321	0,114	0,0066 ***
$\Delta\Delta_4 I_{\text{EXP}_M t-2}$	-0,446	0,114	0,0002 ***
$\Delta\Delta_4 I_{\text{EXP}_M t-3}$	-0,136	0,112	0,2296
$\Delta\Delta_4 I_{\text{EXP}_M t-4}$	-0,451	0,096	< 0,0000 ***
$\Delta\Delta_4 I_{\text{PIB}_{\text{EUA } t-1}}$	0,057	1,534	0,9702
$\Delta\Delta_4 I_{\text{PIB}_{\text{EUA } t-2}}$	3,520	1,564	0,0282 **
$\Delta\Delta_4 I_{\text{PIB}_{\text{EUA } t-3}}$	4,912	1,679	0,0049 ***
$\Delta\Delta_4 I_{\text{PIB}_{\text{EUA } t-4}}$	-0,025	1,719	0,9880
$\Delta I_{\text{TXCR } t-1}$	-0,696	0,228	0,0035 ***
$\Delta I_{\text{TXCR } t-2}$	0,283	0,264	0,2884
$\Delta I_{\text{TXCR } t-3}$	-0,549	0,260	0,0390 **
$\Delta I_{\text{TXCR } t-4}$	0,031	0,237	0,8956

*** valor-p < $\alpha = 0,01$, ** valor-p < $\alpha = 0,05$, * valor-p < $\alpha = 0,10$.

Fonte: Elaboração própria com dados obtidos no *software* Gret-l (2019).

Considerando os resultados encontrados, ao nível de significância de 5%, foram significativas as defasagens 2 e 3 da série estacionária do PIB dos EUA e as defasagens 1 e 3 da série estacionária do índice da taxa de câmbio real bilateral. As elasticidades-renda e preço estimadas (que foram significativas estatisticamente) apresentaram sinal esperado. A equação mostra que a elasticidade-renda das exportações brasileiras de produtos manufaturados varia entre 3,520 e 4,912, ou seja, a cada variação de 1% no PIB dos EUA, tem variação positiva sobre as exportações de produtos manufaturados que oscilam entre aqueles valores do intervalo. Agora considerando as elasticidades-preço estimadas, a equação aponta que as mesmas variam entre -0,696 e -0,549; isto é, a cada variação de 1% no índice da taxa de câmbio real bilateral, tem variação negativa sobre as exportações de produtos manufaturados que oscilam entre aqueles valores do intervalo.

Sendo assim, como se pode perceber, as exportações brasileiras para os norte-americanos são mais sensíveis às variações na renda do que no preço/taxa de câmbio (uma vez que as elasticidades-renda estimadas foram maiores que as elasticidades-preço estimadas). Outro aspecto importante de ser destacado é que uma desvalorização cambial - dadas as elasticidades-preço estimadas para os setores - tende a favorecer mais o setor de produtos básicos, que é o setor mais sensível às variações no preço/taxa de câmbio.

Na tabela a seguir (Tabela 8) estão descritos os resultados do modelo VECM ajustado para as importações de produtos básicos como função do PIB do Brasil e do índice da taxa de câmbio real bilateral. Como foi visto anteriormente, torna-se necessário ajustar um modelo de correção de erros, pois as séries em questão são cointegradas; e, como o teste de cointegração de Johansen indicou um vetor de cointegração, será considerado posto 1 para os modelos.

Considerando o critério de AIC para seleção de defasagens, o mesmo indicou defasagem máxima igual a 6. Foram testados todos os valores de “p” até a defasagem máxima, sendo que o melhor modelo foi o com 6 defasagens (defasagem máxima) e posto 1, pois apresentou mais defasagens estatisticamente significativas e resíduos estacionários. A estacionariedade foi constatada através do teste de autocorrelação de Ljung-Box, que forneceu um valor-p de 0,5049; o que comprova que, ao nível de significância considerado, os resíduos do modelo ajustado são ruído branco.

Tabela 8: Elasticidades estimadas para as importações de básicos dos EUA - parâmetros estimados pelo modelo VECM com 6 defasagens e posto 1

Variáveis	Estimativas dos Coeficientes	Erro padrão	Valor-p
$\Delta\Delta_4 1_IMP_B t-1$	-0,122	0,130	0,3523
$\Delta\Delta_4 1_IMP_B t-2$	0,104	0,115	0,3719
$\Delta\Delta_4 1_IMP_B t-3$	-0,065	0,114	0,5687
$\Delta\Delta_4 1_IMP_B t-4$	-0,319	0,117	0,0091 ***
$\Delta\Delta_4 1_IMP_B t-5$	0,019	0,120	0,8712
$\Delta 1_PIB_{BR} t-1$	-0,110	1,119	0,9220
$\Delta 1_PIB_{BR} t-2$	0,016	0,841	0,9841
$\Delta 1_PIB_{BR} t-3$	1,612	0,823	0,0554 *
$\Delta 1_PIB_{BR} t-4$	1,738	0,854	0,0468 **
$\Delta 1_PIB_{BR} t-5$	0,706	1,130	0,5347
$\Delta 1_TXCR t-1$	-2,607	1,430	0,0739 *
$\Delta 1_TXCR t-2$	-1,045	1,134	0,3609

*** valor-p < $\alpha = 0,01$, ** valor-p < $\alpha = 0,05$, * valor-p < $\alpha = 0,10$.

Fonte: Elaboração própria com dados obtidos no *software* Gret-1 (2019).

Tabela 8 (continuação): Elasticidades estimadas para as importações de básicos dos EUA - parâmetros estimados pelo modelo VECM com 6 defasagens e posto 1

Variáveis	Estimativas dos Coeficientes	Erro padrão	Valor-p
$\Delta 1_TXCR_{t-3}$	0,177	1,142	0,8771
$\Delta 1_TXCR_{t-4}$	0,225	1,134	0,8432
$\Delta 1_TXCR_{t-5}$	1,651	1,310	0,2132
EC1	-0,490	0,144	0,0013 ***

*** valor-p < $\alpha = 0,01$, ** valor-p < $\alpha = 0,05$, * valor-p < $\alpha = 0,10$.

Fonte: Elaboração própria com dados obtidos no *software* Gret-l (2019).

Analisando-se os resultados encontrados, ao nível de significância considerado (5%), foi significativa somente a defasagem 4 da série estacionária do PIB do Brasil. Dado isso, a elasticidade-renda estimada (que foi significativa estatisticamente) apresentou sinal esperado; já a elasticidade-preço (considerando a defasagem 1 da série estacionária do índice da taxa de câmbio real bilateral) apresentou sinal esperado, mas não foi significativa a 5% (somente a 10%). Com isso, a equação aponta que a elasticidade-renda das importações brasileiras de produtos básicos é de 1,738, ou seja, a cada variação de 1% no PIB brasileiro, as importações de produtos básicos apresentam variação positiva de 1,738%. Já o valor da correção de erros estimada (EC1), indica o valor aproximado de -0,490 da discrepância entre o valor efetivo e o valor de longo prazo ou de equilíbrio das importações brasileiras de produtos básicos que é corrigido a cada trimestre.

Na Tabela 9 encontram-se apresentados os resultados do modelo VECM ajustado para as importações de produtos semimanufaturados como função do PIB brasileiro e do índice da taxa de câmbio real bilateral. O critério de AIC indicou defasagem máxima igual a 8, e o melhor modelo dentre os testados - até a defasagem máxima - foi o com 3 defasagens e posto 1. Esse modelo foi escolhido por apresentar mais defasagens estatisticamente significativas e por seu resíduo ser ruído branco. A estacionariedade dos resíduos foi comprovada pelo teste de Ljung-Box, que forneceu um valor-p de 0,3796, indicando que, a um nível de significância de 5%, não rejeita-se a hipótese nula, e os resíduos são ruído branco.

Tabela 9: Elasticidades estimadas para as importações de semimanufaturados dos EUA - parâmetros estimados pelo modelo VECM com 3 defasagens e posto 1

Variáveis	Estimativas dos Coeficientes	Erro padrão	Valor-p
$\Delta 1_IMP_S_{t-1}$	-0,225	0,107	0,0399 **
$\Delta 1_IMP_S_{t-2}$	-0,289	0,095	0,0036 ***
$\Delta 1_PIB_{BR_{t-1}}$	-0,401	0,395	0,3136
$\Delta 1_PIB_{BR_{t-2}}$	1,085	0,365	0,0041 ***
$\Delta 1_TXCR_{t-1}$	-0,784	0,410	0,0605 *
$\Delta 1_TXCR_{t-2}$	1,257	0,445	0,0062 ***
EC1	-0,301	0,122	0,0165 **

*** valor-p < $\alpha = 0,01$, ** valor-p < $\alpha = 0,05$, * valor-p < $\alpha = 0,10$.

Fonte: Elaboração própria com dados obtidos no *software* Gret-l (2019).

Considerando os resultados encontrados, ao nível de significância de 5%, foram significativas as defasagens 2 da série estacionária do PIB do Brasil e a defasagem 2 da série estacionária do índice da taxa de câmbio real bilateral. Dado isso, a elasticidade-renda estimada (que foi significativa estatisticamente) apresentou sinal esperado; já a elasticidade-preço estimada (que foi significativa) não apresentou sinal esperado. Dessa forma, a equação mostra que a elasticidade-renda das importações brasileiras de produtos semimanufaturados é de 1,085, ou seja, a cada variação de 1% no PIB brasileiro, as importações de produtos semimanufaturados apresentam

variação positiva de 1,085%. Além disso, o valor aproximado de -0,301 da discrepância entre o valor efetivo e o valor de longo prazo ou de equilíbrio das importações brasileiras de produtos semimanufaturados é corrigido a cada trimestre.

A tabela a seguir (Tabela 10) apresenta os resultados do modelo VECM ajustado para as importações de produtos manufaturados como função do PIB do Brasil e do índice da taxa de câmbio real bilateral. Na seleção de defasagens, o critério de AIC indicou uma defasagem máxima de 5, sendo que o melhor modelo encontrado foi com 3 defasagens e posto 1 (resíduos estacionários). A estacionariedade dos resíduos foi confirmada pelo teste de autocorrelação de Ljung-Box, que forneceu um valor-p de 0,3985. Sendo assim, ao nível de significância considerado (5%), não rejeita-se a hipótese nula, e os resíduos são ruído branco.

Tabela 10: Elasticidades estimadas para as importações de manufaturados dos EUA - parâmetros estimados pelo modelo VECM com 3 defasagens e posto 1

Variáveis	Estimativas dos Coeficientes	Erro padrão	Valor-p
$\Delta I_{IMP_M t-1}$	-0,384	0,101	0,0003 ***
$\Delta I_{IMP_M t-2}$	-0,390	0,104	0,0004 ***
$\Delta I_{PIB_{BR} t-1}$	-0,617	0,416	0,1433
$\Delta I_{PIB_{BR} t-2}$	1,099	0,372	0,0043 ***
$\Delta I_{TXCR t-1}$	-0,632	0,463	0,1770
$\Delta I_{TXCR t-2}$	0,933	0,473	0,0525 *
EC1	-0,217	0,089	0,0179 **

*** valor-p < $\alpha = 0,01$, ** valor-p < $\alpha = 0,05$, * valor-p < $\alpha = 0,10$.

Fonte: Elaboração própria com dados obtidos no *software* Gret-1 (2019).

Levando-se em consideração os resultados encontrados, ao nível de significância de 5%, foi significativa somente a defasagem 2 da série estacionária do PIB do Brasil. Dado isso, a elasticidade-renda estimada (que foi significativa estatisticamente) apresentou sinal esperado; já a elasticidade-preço (considerando a defasagem 2 da série estacionária do índice da taxa de câmbio real bilateral) quase foi significativa a 5%, mas apresentou sinal contrário do esperado. Sendo assim, a equação aponta que a elasticidade-renda das importações brasileiras de produtos manufaturados é de 1,009, ou seja, a cada variação de 1% no PIB brasileiro, as importações de produtos manufaturados apresentam variação positiva de 1%. Ademais, o valor estimado da correção de erros (EC1), indica o valor aproximado de -0,217 da discrepância entre o valor efetivo e o valor de longo prazo ou de equilíbrio das importações brasileiras de produtos manufaturados que é corrigido a cada trimestre.

Portanto, dadas as elasticidades-renda setoriais estimadas para as exportações e importações brasileiras em relação aos Estados Unidos, pode-se perceber que as exportações são mais sensíveis às variações na renda do parceiro comercial do que as importações. Além disso, o setor de produtos básicos é o mais sensível se comparado aos de produtos semimanufaturados e manufaturados (tanto para exportações quanto para as importações). Porém, dado a relação bilateral com os Estados Unidos, os produtos básicos representam, aproximadamente, 50% do total exportado para os norte-americanos; sendo que, desses produtos exportados, em termos de intensidade tecnológica, mais de 80% correspondem à produtos de média-baixa tecnologia. Em contrapartida, do total importado pelo Brasil dos EUA, em torno de 50% corresponde ao fator agregado manufatura, classificados, segundo a intensidade tecnológica, quase que 90% em alta e média alta tecnologia.

Agora, considerando as importações de produtos básicos, ocorreu uma redução na importação de produtos básicos de baixa-tecnologia, sendo que, nos anos de 2004 e 2008, a importação de produtos básicos de média-alta tecnologia alcançou valores relativos expressivos (15,3% e 11,5%, respectivamente). Sendo assim, os resultados sugerem que, em termos de intensidade tecnológica e especialização, a estratégia comercial brasileira tende a gerar restrições em seu balanço de pagamentos; uma vez que, apesar de o setor de produtos básicos ser o mais

sensível às variações na renda, ocorre uma deterioração dos termos de troca quando se analisa a intensidade tecnológica dos produtos básicos exportados e importados em relação aos Estados Unidos.

Por fim, a estimação das elasticidades-renda e preço setoriais faz-se de extrema importância para a análise da relação comercial entre os países e para a validação da LT Multissetorial. A partir das elasticidades setoriais estimadas, torna-se possível validar a lei para o período analisado (de 2000 a 2019), o que possibilita concluir se o Brasil sofreu restrições no seu balanço de pagamentos, impactando, assim, seu crescimento econômico.

5.2 Validação da “Lei de Thirlwall Multissetorial” para a relação comercial entre Brasil e EUA no período de 2000 a 2019

Essa seção tem como objetivo validar a LT Multissetorial para a relação comercial bilateral entre Brasil e Estados Unidos no período 2000-2019, buscando verificar se, realmente, a economia brasileira sofreu com restrição em seu balanço de pagamentos nesse período. Para tanto, buscou-se utilizar as metodologias propostas por McCombie (1989) e McGregor e Swales (1985) (teste de regressão). Para a aplicação dessas metodologias, fez-se necessário o cálculo da taxa de crescimento prevista pela LT Multissetorial, que pode ser obtida pela multiplicação da taxa de crescimento do produto (renda) pela razão entre a elasticidade-renda da demanda por exportações e a elasticidade-renda da demanda por importações, ponderadas pelos pesos dos setores na pauta comercial brasileira.

Dado que para os valores estimados das elasticidades-renda da demanda por exportações de produtos semimanufaturados e manufaturados foram encontrados intervalos (onde essa elasticidade vai variar durante o período em análise), buscou-se utilizar os valores mínimos e máximos estimados para validar a LT Multissetorial. Isso se aplica, pois se a Lei for validada considerando os valores mínimos e máximos estimados para o intervalo, qualquer valor que a elasticidade-renda assumir dentro desse intervalo, também validaria a LT Multissetorial para o período estudado. Sendo assim, considerando a metodologia proposta por McCombie (1989), foram comparadas a taxa de crescimento efetiva e a taxa de crescimento prevista pelo modelo; em que uma proximidade entre as mesmas, torna-se um forte indício para a validade do modelo. Para isso, utilizou-se o teste t de comparação de médias, considerando a hipótese nula de que a diferença de médias seja igual a zero, contra a hipótese alternativa de que essa diferença seja diferente de zero. Os resultados encontram-se reportados na Tabela 11.

Tabela 11: Teste de comparação de médias para as taxas de crescimento efetiva e estimadas pela LT Multissetorial

	LT Multissetorial (Modelo 1)*	LT Multissetorial (Modelo 2)**	Efetivo
Crescimento Médio 2000-2019 (%)	1,82	1,76	1,74
Erro	0,08	0,02	
Valor-p estatística t - <i>Student</i>	0,9564	0,9885	

* Modelo estimado com os valores mínimos encontrados para a elasticidade-renda da demanda por exportações de produtos semimanufaturados e manufaturados (4,928 e 3,520 respectivamente).

** Modelo estimado com os valores máximos encontrados para a elasticidade-renda da demanda por exportações de produtos semimanufaturados e manufaturados (6,009 e 4,912 respectivamente).

Fonte: Elaboração própria com dados obtidos no *software* Gret-I (2019).

Pela análise da Tabela 11, pode-se dizer que a diferença de médias entre a taxa de crescimento efetiva e as taxas de crescimento estimadas pela LT Multissetorial foi nula; uma vez que as taxas médias de crescimento encontram-se bem próximas e, pelos valores-p da estatística t -*Student*, não se pode rejeitar a hipótese nula (a um nível de significância de 5%), indicando que, realmente, a diferença de médias é igual a zero.

Uma vez implementada a metodologia proposta por McCombie (1989), busca-se, a seguir, utilizar o teste de regressão. Para isso, deve-se, primeiramente, regressar a taxa de crescimento efetiva pela taxa de crescimento prevista pelo modelo. Em seguida, procura-se verificar a hipótese nula de que a constante e o coeficiente associado à taxa de crescimento prevista pela LT Multissetorial são iguais a 0 e 1, respectivamente. Os resultados obtidos encontram-se na tabela a seguir (Tabela 12):

Tabela 12: Teste de regressão para validade da LT Multissetorial: 2000-2019

Variáveis	LT Multissetorial (Modelo 1)	LT Multissetorial (Modelo 2)
Constante	-0,0165	-0,0045
Crescimento PIB	0,9674***	0,9913***
Número de observações	79	79
R ² Ajustado	0,9827	0,9976
Teste da regressão: constante = 0 e inclinação = 1	0,0734 [†]	0,2602 [†]

*** valor-p < $\alpha = 0,01$, ** valor-p < $\alpha = 0,05$, * valor-p < $\alpha = 0,10$.

[†] Valor-p estatística F (2,77).

Fonte: Elaboração própria com dados obtidos no *software* Gret-1 (2019).

Como se pode observar na Tabela 12, as regressões obtidas da taxa de crescimento efetiva em relação às taxas de crescimento previstas pelos dois modelos (considerando valores mínimos e máximos das elasticidades-renda da demanda por exportações de produtos semimanufaturados e manufaturados, respectivamente), também sugerem a validade da LT Multissetorial para o período analisado. Pode-se concluir isso, pois, pelos valores-p do teste F de restrições conjuntas, não se pode rejeitar a hipótese nula de que as constantes sejam iguais a zero e os coeficientes associados às taxas de crescimento previstas pelos modelos sejam iguais a 1.

Portanto, pode-se dizer que o crescimento da economia brasileira foi restrito pelo balanço de pagamentos no período 2000-2019, dado que, pelas duas metodologias aplicadas, não se foi possível rejeitar a validade da LT Multissetorial para a relação comercial bilateral entre Brasil e Estados Unidos.

6. Considerações Finais

A discussão acerca do comércio internacional, e como o mesmo afeta o crescimento econômico de determinado País, vem ganhando destaque na literatura empírica nos últimos anos. Vários modelos de crescimento econômico discutem essa relação e suas consequências (sejam positivas ou negativas) para o crescimento de uma nação; com destaque, no presente trabalho, para os modelos pós-keynesianos de crescimento econômico. À luz da “Lei de Thirlwall” e sua extensão, a “Lei de Thirlwall Multissetorial”, buscou-se analisar a relação comercial entre Brasil e Estados Unidos (no período de 2000 a 2019), com o intuito de compreender como esse comércio e a composição das pautas de exportações e importações brasileiras afetam o crescimento econômico do Brasil no período.

A aplicação da LT Multissetorial para a relação comercial bilateral Brasil-EUA, no período de 2000-1 a 2019-4, possibilitou a estimação das elasticidades-renda das exportações e importações para os setores de produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados por meio dos modelos VAR e VECM. As elasticidades estimadas apresentaram, em sua grande maioria, sinais esperados e foram estatisticamente significativas. Outro ponto importante a ser destacado é que os modelos se mostraram bem ajustados, uma vez que os resíduos dos mesmos foram ruído branco.

A partir disso, testou-se a validade da LT Multissetorial para a economia brasileira utilizando duas metodologias distintas: o teste de comparação de médias (onde se busca comparar a taxa média de crescimento prevista pelo modelo e a efetiva) e o teste de regressão. Os resultados encontrados sugerem que a taxa de crescimento efetiva do período de 2000 a 2019 não se difere

daquela prevista pela LT Multissetorial. Sendo assim, pode-se dizer que o crescimento brasileiro no período em estudo foi restrito pelo balanço de pagamentos, considerando o comércio bilateral Brasil-EUA, em que expressiva parcela das exportações foi composta por produtos básicos e semimanufaturados, enquanto os produtos manufaturados responderam pela maior parte das importações.

A maioria dos trabalhos empíricos que aplicaram a LT Multissetorial para o Brasil acabou por validar a lei para a relação comercial e para o período analisado. Isso pode ser explicado, historicamente, pela composição setorial das pautas comerciais brasileiras; uma vez que o País exporta produtos de baixo valor agregado e importa produtos de maior valor agregado (resultando em deterioração dos termos de troca). Com isso, o Brasil acaba sofrendo com a restrição imposta pelo seu balanço de pagamentos, impactando, assim, seu crescimento econômico no longo prazo.

Desta forma, uma forma do País melhorar seu desempenho no que tange ao comércio internacional, e especificamente em termos da relação comercial com os EUA, seria priorizando, em suas pautas exportadoras, os setores com maior intensidade tecnológica. Esses setores seriam, com base na LT Multissetorial, os que mais contribuiriam para uma taxa de crescimento estável a longo prazo, sem que o Brasil sofra com restrições impostas pelo seu balanço de pagamentos.

REFERÊNCIAS

AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, Notre Dame, v. 19, n. 6, p. 717-723, 1974.

ARAUJO, R. A.; LIMA, G. T. A Structural economics-dynamics approach to balance of payments constrained growth. *Cambridge Journal of Economics*, p. 755-774, 2007.

ARAUJO, R. A.; TEIXEIRA, J. R. Structural economic dynamics: An alternative approach to North-South models. *Cambridge Journal of Economics*, v. 28, p. 705-717, 2004.

BIAGE, M.; CORREA, V. P.; NEDER, H. D. Risco País, Fluxos de Capitais e Determinação da Taxa de Juros no Brasil: Uma Análise de Impactos por Meio da Metodologia VEC. *Revista de Economia da ANPEC*, v. 9, n. 1, p. 63-113, 2008.

CARVALHO, V. R.; LIMA, G. T. A restrição externa e a perda de dinamismo da economia brasileira: investigando as relações entre estrutura produtiva e crescimento econômico. *Economia e Sociedade*, v. 18, n. 1, p. 31-60, 2009.

CAVALCANTI, M. A. F. H. Identificação de Modelos VAR de Granger: uma nota de advertência. *Economia Aplicada*, v. 14; n. 2, p. 251-260, 2010.

COMEX STAT. *Estatísticas de Comércio Exterior*. Disponível em: <<https://www.comexstat.mdic.gov.br>>. Acesso em: 22 de fev. 2020.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.

GOUVÊA, R. R.; LIMA, G. T. Mudança estrutural e crescimento sob restrição externa na economia brasileira: uma análise empírica do período 1962-2006 com considerações sobre o II PND. *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 22, n. 1 (47), p. 107-139, abr. 2013.

GOUVÊA, R. R.; LIMA, G. T. Structural change, balance-of-payments constraint and growth: evidence from the Multi-Sector Thirlwall's Law. *Journal of Post Keynesian Economics*, v. 33, p. 171-206, 2010.

Gret-l: software livre. Versão 2019c, 2019. Disponível em: <<https://sourceforge.net/projects/gretl/files/gretl/2019c/>> Acesso em: 2 de jul. de 2019.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. *Econometria Básica*. 5. ed. Porto Alegre: AMGH Editora Ltda, 2011.

HARRIS, R. I. D. *Using cointegration analysis in econometric modelling*. London: Prentice Hall, 1995.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - with Applications to the Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Department of Economics, University of Oxford*, v. 52, n. 2, p. 169-210, 1990.

JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, p. 231-254, 1988.

JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegrated vectors in Gaussian VAR models. *Econometrica*, v. 59, n. 6, p. 1551-1580, 1991.

MCCOMBIE, J. S. L. Thirlwall's Law and balance-of-payments-constrained growth: a comment on the debate. *Applied Economics*, v. 21, p. 9-20, 1989.

McGREGOR, P. G.; SWALES, J. K. Professor Thirlwall and balance-of-payments-constrained growth. *Applied Economics*, v. 17, p. 17-32, 1985.

MORETTIN, P. A. *Econometria Financeira: Um Curso em Séries Temporais Financeiras*, 3. ed., São Paulo: Edgard Blucher, 2017.

MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. *Análise de Séries Temporais*, 2.ed., São Paulo: Edgard Blucher, 2006.

PASINETTI, L. *Structural change and economic growth: a theoretical essay on the dynamics of the wealth of nations*. Cambridge: Cambridge University Press, 1981.

PASINETTI, L. *Structural economic dynamics: a theory of the economic consequences of human learning*. Cambridge: Cambridge University Press, 1993.

SIMS, C. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, v. 48, n. 1, p. 1-48, 1980.

SOARES, C. *O Modelo de Balanço de Pagamentos Restrito e Desindustrialização: Teoria e Evidências para o Caso Brasileiro*. Tese Doutorado apresentada à Universidade de Brasília, Brasília, p. 1-170, 2012. Disponível em: < <https://repositorio.unb.br/handle/10482/11214>>. Acesso em: 08 de jul. de 2020.

SILVA, G. J. C. da; SANTOS, J. F. C.; BAPTISTA, L. N. A Lei de Thirlwall Multissetorial com fluxos de capitais: uma análise do plano nacional de exportações (2015-2018) usando simulações computacionais. *Revista de Economia Política*, v. 37, n. 3 (148), p. 636-655, jul.-set./2017.

THIRLWALL, A. P. The Balance of Payments Constraint as an Explanation of International Growth Rates Differences. *Banca Nazionale del Lavoro Quartely*, p. 44-55, 1979.