



**UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ**  
**DEPARTAMENTO DE ECONOMIA APLICADA**  
**PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA – CAEN**  
**DOUTORADO EM ECONOMIA**

**ENSAIOS SOBRE O COMÉRCIO EXTERIOR BRASILEIRO:  
ELASTICIDADES DINÂMICAS E EXERCÍCIOS REGIONAIS E  
SETORIAIS**

**ANTÔNIO CLÉCIO DE BRITO**

**FORTALEZA**

**2023**

**ANTÔNIO CLÉCIO DE BRITO**

**ENSAIOS SOBRE O COMÉRCIO EXTERIOR BRASILEIRO:  
ELASTICIDADES DINÂMICAS E EXERCÍCIOS REGIONAIS E  
SETORIAIS**

Tese apresentada à Coordenação do Programa de Pós-Graduação em Economia, do Centro de Aperfeiçoamento dos Economistas do Nordeste - CAEN, da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para a obtenção do Título de Doutor em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Elano Ferreira Arruda

**FORTALEZA**

**2023**

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação  
Universidade Federal do Ceará  
Sistema de Bibliotecas  
Gerada automaticamente pelo módulo Catalog, mediante os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

---

B875e Brito, Antônio Clécio de.  
Ensaio sobre o comércio exterior brasileiro : elasticidades dinâmicas e exercícios regionais e setoriais /  
Antônio Clécio de Brito. – 2023.  
123 f. : il. color.

Tese (doutorado) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia, Administração, Atuária e  
Contabilidade, Programa de Pós-Graduação em Economia, Fortaleza, 2023.  
Orientação: Prof. Dr. Elano Ferreira Arruda.

1. Taxa de Câmbio Real. 2. Saldo Comercial. 3. Curva J. 4. Condição de Marshall-Lerner. I. Título.  
CDD 330

---

**ANTÔNIO CLÉCIO DE BRITO**

**ENSAIOS SOBRE O COMÉRCIO EXTERIOR BRASILEIRO:  
ELASTICIDADES DINÂMICAS E EXERCÍCIOS REGIONAIS E  
SETORIAIS**

Tese apresentada à Coordenação do Programa de Pós-Graduação em Economia, do Centro de Aperfeiçoamento dos Economistas do Nordeste - CAEN, da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para a obtenção do Título de Doutor em Economia

Aprovada em: \_\_\_\_ / \_\_\_\_ / \_\_\_\_

**BANCA EXAMINADORA**

---

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

---

Prof. Dr. Luiz Ivan de Melo Castelar (membro)  
Universidade Federal do Ceará (CAEN - UFC)

---

Prof. Dr. Cristiano da Costa da Silva (membro)  
Universidade Federal de Pernambuco (PIMES - UFPE)

---

Prof. Dr. Felipe de Sousa Bastos (membro)  
Universidade Federal do Ceará (DTE - UFC)

---

Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira (membro)  
Universidade Federal do Ceará (CAEN - UFC)

## AGRADECIMENTOS

Aos meus pais, Antônio Carlos de Brito e Vera Lúcia Ponte de Brito, por toda a dedicação em sempre me mostrar a importância de perseguir meus sonhos, pelo esforço em conceder a melhor educação possível e por me ensinar a viver a vida de uma forma mais leve e feliz. À minha irmã, Karla Ponte de Brito, pela paciência, resiliência e pela habilidade de transformar os momentos mais difíceis em alegria.

À minha companheira Luciana Iasmin. São 13 anos de apoio incondicional em toda minha jornada acadêmica e pessoal. Agradeço por despertar em mim a vontade de crescer, por me encorajar e acolher nos momentos difíceis e por comemorar as conquistas ao meu lado.

Ao Professor Doutor Elano Ferreira Arruda, meu orientador, que me acompanha desde a graduação, por todo seu incentivo, ajuda e disponibilidade na orientação desta tese; pela convivência agradável e sua condução respeitosa. Agradeço ainda por me proporcionar oportunidades e vivências acadêmicas que foram responsáveis pelo meu crescimento, estímulo e melhor formação acadêmica.

Presto meus agradecimentos aos professores que compõem a banca examinadora, Prof. Dr. Luiz Ivan de Melo Castelar e o Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira. Ambos foram meus professores em muitas disciplinas desde a graduação e seus conhecimentos transmitidos em sala foram de suma importância para minha formação. Ao Prof. Dr. Cristiano da Costa da Silva e ao Prof. Dr. Felipe de Sousa Bastos, os quais foram fundamentais para realização de capítulos desta tese, sempre disponíveis para tirar maiores dúvidas e contribuir com a melhora do estudo.

Aos colegas da turma de Mestrado de 2017 e do Doutorado de 2019, em especial, aos amigos Daniel Ribeiro, Maurício Baca, Pedro Veloso, Fernando Mansilla, Wesley Leitão, Davi Albuquerque. Agradeço também aos colegas do meio acadêmico, Daniel Sancho e Sócrates Josias Esteves, ao Cleber e a todo o quadro de funcionários e servidores do CAEN.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pelo financiamento da pesquisa de doutorado por meio da bolsa de estudos.

## RESUMO

Os três ensaios desta tese têm como objetivo principal aprofundar a análise dos impactos das oscilações reais da taxa de câmbio sobre o comércio exterior brasileiro, levando em consideração elasticidades dinâmicas e exercícios regionais e setoriais. O primeiro capítulo se propõe a examinar as elasticidades da balança comercial brasileira numa perspectiva dinâmica, ou não linear, considerando a classificação por grandes categorias econômicas (CGCE); ou seja, bens de capital, bens de consumo duráveis, bens de consumo semiduráveis e não duráveis, bens intermediários e combustíveis e lubrificantes. As mudanças econômicas nacionais e internacionais ocorridas nas últimas décadas e os choques a que economias emergentes como a brasileira estão sujeitos oferecem uma boa oportunidade para investigações dessa natureza. Para isso, utilizam-se dados mensais entre janeiro de 2000 e dezembro de 2022 e a modelagem de cointegração variante no tempo (VECM-TVC), proposta por Bierens e Martins (2010). Os resultados indicam elasticidades dinâmicas da taxa de câmbio real positivas em todos os setores, com exceção dos combustíveis e lubrificantes. As evidências para os impactos das variáveis de renda externa e de renda doméstica também apresentam a direção prevista pela literatura na maior parte da amostra, exceto para o setor de bens de consumo semiduráveis e não duráveis, cujas elasticidades apresentaram impactos inversos em grande parte do período analisado. No segundo capítulo, são investigados os impactos de curto prazo e de longo prazo de desvalorizações reais da taxa de câmbio na balança comercial dos estados brasileiros considerando a classificação de produtos por grandes categorias econômicas (CGCE) com vistas a inferir sobre a hipótese da curva J e a validade da condição de Marshall-Lerner (CML). Para isso, empregou-se modelos autorregressivos com defasagens distribuídas em painel (PARDL) e informações para os 26 estados brasileiros entre 2000 e 2020, seguido do estimador não paramétrico para a matriz de covariância de Driscoll e Kraay (1998), que é robusto á formas gerais de dependência transversal (espacial) ou temporal, geralmente presente em dados de painel desta natureza. Os resultados indicam que desvalorizações reais da taxa de câmbio geram impactos negativos sobre o saldo balança comercial em todos os setores considerados em curto prazo; seguido de um efeito positivo e elástico no longo prazo na maioria dos setores da CGCE, sendo, portanto, consistente com o fenômeno da curva J e a validade da CML. Por fim, o último capítulo da tese investiga o impacto assimétrico da taxa de câmbio na balança comercial dos estados brasileiros considerando os setores da indústria de transformação classificados por intensidade tecnológica (SIIT); ou seja, alta tecnologia, média alta tecnologia, média baixa tecnologia e baixa tecnologia. A análise baseou-se no estimador *Pooled Mean Group* para um arcabouço autorregressivo com defasagens distribuída em painel não linear (PNARDL-PMG), contendo informações anuais para os estados brasileiros, entre 2000 e 2020. As evidências encontradas mostram que a resposta de longo prazo da balança comercial dos estados pela SIIT é assimétrica, frente a variações cambiais a longo prazo. Além disso, enquanto o impacto de mudanças positivas (desvalorizações reais) na taxa de câmbio beneficia o saldo comercial dos estados brasileiros, independentemente da classificação por intensidade tecnológica considerada, o impacto de mudanças negativas (valorizações reais) da taxa de câmbio beneficia o saldo para o setor de alta intensidade tecnológica, assim como o de baixa intensidade tecnológica.

**Palavras-Chave:** Taxa de Câmbio Real, Saldo Comercial, Curva J, Condição de Marshall-Lerner, VECM-TV, PARDL e PNARDL.

## ABSTRACT

The three essays in this thesis aim to deepen the analysis of the impacts of real exchange rate fluctuations on Brazilian foreign trade, considering dynamic elasticities and regional and sectoral exercises. The first chapter seeks to examine the elasticities of the Brazilian trade balance from a dynamic, or non-linear, perspective, considering the classification by major economic categories (BEC); that is, capital goods, durable consumer goods, semi-durable and non-durable consumer goods, intermediate goods, and fuels and lubricants. The national and international economic changes that have occurred in recent decades, as well as the shocks to which emerging economies like Brazil are subject, provide a good opportunity for investigations of this nature. To do this, monthly data from January 2000 to December 2022 are used, along with the Time-Varying Cointegration Vector Model (VECM-TVC) proposed by Bierens and Martins (2010). The results indicate positive dynamic elasticities of the real exchange rate in all sectors, except for fuels and lubricants. The evidence for the impacts of external and domestic income variables also shows the expected direction by the literature for most of the sample, except in the model for semi-durable and non-durable consumer goods, whose elasticities showed inverse impacts for much of the analyzed period. In the second chapter, the short-term and long-term impacts of real exchange rate devaluations on the trade balance of Brazilian states are investigated, considering the classification of products by major economic categories (CGCE) to infer about the J-curve hypothesis and the validity of the Marshall-Lerner condition (MLC). To achieve this, autoregressive models with distributed lags in panel data (PARDL) were applied, using information for the 26 Brazilian states between 2000 and 2020. This was followed by the non-parametric estimator for the covariance matrix by Driscoll and Kraay (1998), which is robust to general forms of cross-sectional (spatial) or temporal dependence, commonly present in panel data of this nature. The results indicate that real exchange rate devaluations have negative impacts on the trade balance in all sectors considered in the short term, followed by a positive and elastic long-term effect in most sectors of the CGCE. Therefore, it is consistent with the J-curve phenomenon and the validity of the Marshall-Lerner condition (MLC). Finally, the last chapter of the thesis investigates the asymmetric impact of the exchange rate on the trade balance of Brazilian states, considering sectors of the manufacturing industry classified by technological intensity (SIIT); high technology, medium-high technology, medium-low technology, and low technology. The analysis was based on the Pooled Mean Group Panel Nonlinear Autoregressive Distributed Lag (PNARDL-PMG) estimator, containing annual information for Brazilian states between 2000 and 2020. The evidence found shows that the long-term response of the trade balance of states by SIIT is asymmetric in the face of long-term exchange rate variations. Additionally, while the impact of positive changes (real devaluations) in the exchange rate benefits the trade balance of Brazilian states, regardless of the technological intensity classification considered, the impact of negative changes (real appreciations) in the exchange rate benefits the balance for the high and low technological intensity sectors.

**Keywords:** Real Exchange Rate, Trade Balance, J-Curve, Marshall-Lerner Condition, VECM-TVC, PARDL, and PNARDL.

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Gráfico 1.1 – Evolução das Exportações FOB (Milhões US\$).....	26
Gráfico 1.2 – Evolução das importações FOB (Milhões US\$) .....	26
Gráfico 1.3 – Evolução do Saldo por Categorias Econômicas FOB (Milhões US\$).....	27
Gráfico 1.4 – Elasticidades de Longo prazo para o modelo de Bens de capital.....	36
Gráfico 1.5- Elasticidades de Longo prazo para o modelo de Bens Intermediários .....	37
Gráfico 1.6- Elasticidades de Longo prazo para o modelo de Bens Duráveis .....	38
Gráfico 1.7 - Elasticidades de Longo prazo para o modelo de Bens semiduráveis e não duráveis .....	39
Gráfico 1.8 - Elasticidades de Longo prazo para o modelo Combustível e Lubrificante .....	40
Figura 2.1 - Saldo comercial dos estados brasileiros por Bens de Capital FOB .....	60
Figura 2.2 - Saldo comercial dos estados brasileiros por Bens Intermediários FOB .....	60
Figura 2.3 - Saldo comercial dos estados brasileiros por de Consumo FOB .....	61
Figura 2.4 - Saldo comercial dos estados brasileiros de Combustível e Lubrificante .....	62
Figura 2.5 – Comparativo geográfico Saldo bens de capital, 2000-2019, FOB (US\$).....	63
Figura 2.6 - Comparativo geográfico Saldo Intermediários, 2000-2019, FOB (US\$) .....	63
Figura 2.7 - Comparativo geográfico Saldo Bens de Consumo, 2000-2019, FOB (US\$) ..	64
Figura 2.8 - Comparativo geográfico Saldo Lubrificantes, 2000-2019, FOB (US\$) .....	64
Figura 3.1 – Saldo comercial dos estados brasileiros por Alta tecnologia FOB .....	93
Figura 3.2 – Saldo comercial dos estados brasileiros por Média Alta tecnologia FOB .....	94
Figura 3.3 - Saldo comercial dos estados brasileiros por Média Baixa tecnologia FOB .....	95
Figura 3.4 - Saldo comercial dos estados brasileiros por Baixa tecnologia FOB .....	96



## LISTA DE TABELAS

Tabela 1.1 – Participação das Exportações e Importações Brasileiras segundo as Categorias Econômicas (%).....	28
Tabela 1.2 – Resultado para os testes de raiz unitária .....	33
Tabela 1.3 – Resultados dos testes do traço e de máximo autovalor.....	34
Tabela 1.4 – Teste de Bierens e Martins (2010) para cointegração variante no tempo.....	35
Tabela 1.5 – Estatísticas descritivas das elasticidades dinâmicas saldo de bens de capital...37	
Tabela 1.6 - Estatísticas descritivas das elasticidades dinâmicas saldo de bens intermediários.....	38
Tabela 1.7 - Estatísticas descritivas das elasticidades dinâmicas do saldo de bens duráveis..39	
Tabela 1.8 – Estatísticas descritivas das elasticidade dinâmicas do saldo de bens semiduráveis e não duráveis .....	40
Tabela 1.9 – Estatísticas descritivas das elasticidades dinâmicas do saldo de Lubrificantes.41	
Tabela 2.1 – Estatísticas descritivas das séries empregadas no estudo .....	59
Tabela 2.2 – Resultado para os testes de raiz unitária.....	72
Tabela 2.3 – Teste de cointegração de Westerlund (2008).....	73
Tabela 2.4 – Teste de Heterogeneidade de Hausman nas especificações PARDL-DFE .....	74
Tabela 2.5 – Teste de dependencia transversal de Pesaran (2015), Heterocedasticidade e Autocorrelação nos resíduos PARDL-DFE.....	75
Tabela 2.6 – Elasticidade de curto e de longo prazo dos modelos PARDL-DFE com erros padrão robustos de D-K.....	76
Tabela 3.1 – Estatísticas descritivas das séries empregadas no estudo .....	92
Tabela 3.2 – Participação das exportações e importações brasileiras por intensidade tecnológica (%).....	97
Tabela 3.3 – Resultado para teste de Raiz unitária.....	105
Tabela 3.4 – Resultado do teste de cointegração de Westerlund (2008).....	106
Tabela 3.5 – Resultado do teste de Heterogeneidae de Hausman .....	106
Tabela 3.6 – Resultado dos modelos PNARDL-PMG por intensidade tecnológica .....	107

## LISTA DE QUADROS

Quadro 1.1 - Classificação Por Grandes Categorias Econômicas (CGCE).....	23
Quadro 1.2 – Síntese das Variáveis Utilizadas.....	25
Quadro 2.1 - Classificação Por Grandes Categorias Econômicas (CGCE).....	56
Quadro 2.2 - Síntese das Variáveis Utilizadas .....	57
Quadro 3.1 – Classificação dos Setores da Indústria por Intensidade Tecnológica .....	89
Quadro 3.2 – Síntese das Variáveis Utilizadas.....	91

## SUMÁRIO

<b>APRESENTAÇÃO .....</b>	<b>12</b>
<b>1 – ELASTICIDADES DINÂMICAS DO COMÉRCIO EXTERIOR BRASILEIRO..</b>	<b>14</b>
<b>1.1 – Introdução .....</b>	<b>14</b>
<b>1.2 – Revisão de Literatura .....</b>	<b>17</b>
<b>1.3 – Aspectos Metodológicos.....</b>	<b>22</b>
<b>1.3.1 – Classificação Por Grandes Categoria Econômicas (CGCE).....</b>	<b>22</b>
<b>1.3.2 – Banco de dados e análise descritiva das variáveis .....</b>	<b>24</b>
<b>1.3.3 – Estratégia Econometrica : Cointegração Variante no Tempo.....</b>	<b>29</b>
<b>1.4 – Análise e Discussão dos Resultados .....</b>	<b>32</b>
<b>1.5 – Considerações Finais .....</b>	<b>43</b>
<b>2 – DINÂMICAS DE CURTO E DE LONGO PRAZOS DO COMÉRCIO EXTERIOR DOS ESTADOS BRASILEIROS : UMA ABORDAGEM EM DADOS DE PAINEL..</b>	<b>44</b>
<b>2.1 – Introdução .....</b>	<b>44</b>
<b>2.2 – Revisão de Literatura .....</b>	<b>49</b>
<b>2.3 – Aspectos Metodológicos.....</b>	<b>54</b>
<b>2.3.1 – Classificação Por Grandes Categoria Econômicas (CGCE).....</b>	<b>52</b>
<b>2.3.2 – Banco de dados e análise descritiva das variáveis .....</b>	<b>56</b>
<b>2.3.3 – Estratégia Econométrica : Painel ARDL com erros padrão robustos de Driscoll-Kraay .....</b>	<b>65</b>
<b>2.4 – Análise dos Resultados .....</b>	<b>71</b>
<b>2.5 – Considerações Finais .....</b>	<b>79</b>
<b>3 – IMPACTOS ASSIMÉTRICOS DA TAXA DE CÂMBIO REAL NA BALANÇA COMERCIAL DOS ESTADOS BRASILEIROS : UMA ABORDAGEM EM PAINEL HETEROGÊNEO NÃO LINEAR .....</b>	<b>81</b>
<b>3.1 – Introdução .....</b>	<b>81</b>
<b>3.2 – Revisão de Literatura .....</b>	<b>83</b>

<b>3.3 – Aspectos Metodológicos.....</b>	<b>88</b>
<b>3.3.1 – Classificação dos Setores Industriais Por Intensity Tecnológica .....</b>	<b>88</b>
<b>3.3.2 – Descrição dos dados e perfil tecnológico da balança comercial dos estados brasileiros .....</b>	<b>90</b>
<b>3.3.3 – Estratégia Econométrica : Painel autoregressivo com defasagem distribuída não linear (PNARDL) .....</b>	<b>98</b>
<b>3.4 – Análise e discussão dos Resultados.....</b>	<b>103</b>
<b>3.5 – Considerações Finais .....</b>	<b>109</b>
<b>CONCLUSÃO .....</b>	<b>112</b>
<b>REFERÊNCIAS .....</b>	<b>115</b>

## APRESENTAÇÃO

A teoria econômica destaca de forma contundente a importância da absorção externa, notadamente o saldo do comércio exterior, no crescimento da economia e na geração de riqueza, além das externalidades provocadas por ela, como melhorias de capital humano e ganhos de produtividade.

Nesse contexto, boa parte da teoria em macroeconomia aberta tem se dedicado a explicar de que forma a taxa de câmbio real influencia as exportações líquidas das economias. Nessas discussões surgem as proposições da curva J e da condição de Marshall-Lerner. A primeira assevera que, em razão de contratos de câmbio previamente estabelecidos, hábitos dos agentes econômicos e rigidez do quantum importado, as desvalorizações afetam negativamente o saldo comercial em curto prazo. A segunda proposição estabelece que, passados os desequilíbrios e ajustes de curto prazo, o efeito positivo irá prevalecer, permanecendo em longo prazo.

Mais recentemente, a literatura especializada tem chamado atenção para questões relevantes que podem influenciar a avaliação sobre as proposições supramencionadas. O primeiro aspecto é a possibilidade de que, em pequenas economias abertas, esses efeitos estejam sensíveis a mudanças de conjuntura/choques internas ou externas. Este aspecto é especialmente importante em economias emergentes como o Brasil. Outro aspecto relevante trata de discutir como essas relações se comportam em economias de dimensões continentais, com grandes diferenças de infraestrutura, capital humano, vocações produtivas; ou seja, numa perspectiva regional. Ainda nessa perspectiva, também é discutido como as desvalorizações reais da taxa de câmbio repercutem em setores distintos. Por fim, considera-se a possibilidade de que os efeitos da taxa de câmbio sobre o saldo comercial sejam assimétricos. O presente estudo é constituído por três ensaios inovadores nessa literatura, considerando precisamente os três aspectos acima.

Tradicionalmente, os estudos que apreciam a validade da condição de Marshall-Lerner o fazem baseados na premissa de que a dinâmica de ajuste entre o saldo da balança comercial e seus determinantes se dá de forma linear, ou que a relação de longo prazo entre as variáveis é constante ao longo do tempo. No entanto, os diversos acontecimentos econômicos nacionais e internacionais das últimas décadas oferecem uma boa oportunidade para análise das elasticidades do comércio exterior brasileiro sob uma perspectiva variante no tempo. Episódios recentes como a mudança no regime cambial em 1999, o “*overshooting*” cambial das eleições presidenciais brasileiras em 2002, os distúrbios econômicos externos (crise *subprime*) e

internos (crise fiscal) e a forte recessão econômica brasileira entre 2015 e 2017, assim como os efeitos recentes causados pelo impacto da pandemia do COVID-19, fortalecem a suposição de que as relações investigadas nesse estudo devem ser analisadas numa perspectiva dinâmica.

Portanto, o primeiro ensaio desta tese inova nessa literatura ao propor o exame das elasticidades da balança comercial brasileira numa perspectiva dinâmica, através da análise de cointegração variante no tempo proposta por Bierens e Martins (2010). Além disso, essa análise é realizada considerando a classificação por grandes categorias econômicas (CGCE); quais sejam, bens de capital, bens de consumo duráveis, bens de consumo semiduráveis e não duráveis, bens intermediários e combustíveis e lubrificantes.

O segundo ensaio se propõe a preencher uma importante lacuna dessa literatura no Brasil, qual seja, um estudo de perspectiva regional e setorial que leve em consideração um painel contendo informações dos 26 estados brasileiros, entre 2000 e 2020. Especificamente, este capítulo emprega o arcabouço autorregressivo com defasagens distribuídas em painel (PARDL) para estimar as relações de curto e de longo prazos de desvalorizações cambiais sobre o saldo da balança comercial dos estados brasileiros, seguido da aplicação do algoritmo de matriz de covariância não paramétrica nos moldes de Driscoll e Kraay (1998), que produz estimativas de erros padrão robustas a formas gerais de dependência transversal (espacial) ou temporal, exercício inédito nessa literatura nas perspectivas regionais e setoriais. Como no capítulo anterior, será considerada a classificação por grandes categorias econômicas (CGCE).

Finalmente, ainda na perspectiva regional, o terceiro ensaio se propõe a contribuir nessa literatura examinando a ocorrência de assimetrias nos efeitos da taxa de câmbio real sobre o saldo comercial, considerando a classificação por intensidade tecnológica (SIIT), exercício inédito nessa área. A estratégia metodológica empregada se baseia na aplicação do estimador de média de grupo agrupado para um arcabouço autoregressivo com defasagens distribuídas em painel não linear (PNARDL-PMG), contendo informações anuais para os 26 estados brasileiros, entre 2000 e 2020.

A proposta do trabalho é preencher as três lacunas inicialmente destacadas que envolvem o exame de elasticidades dinâmicas e os exercícios regionais e setoriais que incorporem aspectos como dependência *cross-section* e, ainda, a possível ocorrência de assimetrias nessas relações. As evidências extraídas do presente estudo podem contribuir para condução de políticas em nível nacional, regional e setorial com vistas a extrair os maiores ganhos de uma maior inserção nas cadeias globais de comércio.

# 1 ELASTICIDADES DINÂMICAS DO COMÉRCIO EXTERIOR BRASILEIRO: UMA ANÁLISE EM COINTEGRAÇÃO VARIANTE NO TEMPO

## 1.1 Introdução

O saldo da balança comercial é um importante indicador da Economia e a análise do seu comportamento constitui aspecto relevante a ser levado em consideração na elaboração de políticas econômicas. Nessa linha, incentivar o aumento das exportações, por exemplo, é uma das formas de estimular o crescimento econômico, contribuindo para a geração de emprego e renda.

Tradicionalmente, a taxa de câmbio real e os níveis de renda externa e doméstica têm sido destacados como os principais determinantes dos fluxos comerciais entre países. A primeira variável influencia principalmente os preços relativos e as vantagens oriundas da maior inserção nas cadeias globais de comércio, enquanto as demais variáveis apontam para os impactos das demandas externa e doméstica, respectivamente, sobre o saldo da balança comercial. Logo, o entendimento dessas relações e a análise de possíveis assimetrias em seus impactos ao longo do tempo se mostram importantes para identificar setores que possuam vantagens relativas, promover diversificação das pautas exportadoras, identificar setores que precisam ser estimulados e aumentar a concorrência em algumas áreas, via aumento das importações, com vista a aumentar a produtividade.

Isso ficou mais evidente após o fim do acordo de *Bretton Woods*, quando se verificou períodos de grande instabilidade na taxa de câmbio em virtude da transição para o regime de câmbio flutuante em vários países. Desde então, a importância das políticas cambiais e seus efeitos sobre o saldo da balança comercial e o crescimento econômico das economias tem sido amplamente discutida, tendo em vista um cenário econômico cada vez mais globalizado. Nesse contexto, discute-se os aspectos teóricos e a regularidade empírica da chamada condição de Marshall-Lerner (ML).

Nos moldes de Ramos Filho e Ferreira (2016), a condição de Marshall-Lerner estabelece que, em longo prazo, uma desvalorização real na taxa de câmbio apresenta impacto positivo sobre o saldo da balança comercial de uma economia.

Em linhas gerais, a literatura recente tem pautado a sua discussão para investigar se determinados países satisfazem ou não a condição de Marshall-Lerner<sup>1</sup>. Para o Brasil<sup>2</sup>, os estudos têm investigado essa condição através das elasticidades estimadas de longo prazo do comércio exterior brasileiro em relação a seus principais determinantes, como a taxa de câmbio, a renda externa e a renda doméstica.

No entanto, esses estudos baseiam-se na premissa de que a dinâmica de ajuste entre o saldo da balança comercial e seus determinantes se dá de forma linear, ou que a relação de longo prazo entre as variáveis é constante ao longo do tempo. Bierens e Martins (2010) advertem que muitas relações econômicas são dinâmicas e que a investigação destas de forma linear, ou invariante no tempo, tende a restringir a análise econômica. Nesse sentido, a literatura recente tem evoluído essa premissa em favor da possibilidade da existência de ajustes assimétricos em variáveis econômicas diversas, empregando técnicas que contemplam a ideia de cointegração não linear, como pode ser visto nos estudos de Park e Hahn (1999), Jong (2001), Granger e Yoon (2002), Harris et al. (2002), Juhl e Xiao (2005), Bierens e Martins (2010) e Martins e Gabriel (2013).

Portanto, apesar da importância e do crescimento recente da quantidade de estudos que investigam a condição de Marshall-Lerner, ainda não há um consenso sobre a ocorrência e a regularidade desse fenômeno na economia brasileira, sobretudo considerando uma perspectiva de cointegração não linear ou variante no tempo. Os diversos acontecimentos econômicos nacionais e internacionais das últimas décadas oferecem uma boa oportunidade para análise das elasticidades do comércio exterior brasileiro sob uma perspectiva variante no tempo. Episódios recentes como a mudança no regime cambial em 1999, o “*overshooting*” cambial das eleições presidenciais brasileiras em 2002, os distúrbios econômicos internos (crise fiscal) e externos (crise *subprime*) e a forte recessão brasileira entre 2015 e 2017, assim como os efeitos recentes causados pelo impacto da pandemia do COVID-19, que alteraram o cenário mundial, influenciando a demanda e a oferta de bens e, conseqüentemente, as transações comerciais entre os países, são alguns exemplos que fortalecem a suposição de que as relações investigadas nesse estudo devem ser analisadas numa perspectiva dinâmica.

---

<sup>1</sup> Uma extensa revisão da literatura internacional sobre a Condição de Marshall Lerner pode ser verificada no trabalho de Bahmani, Harvey e Hegerty (2013).

<sup>2</sup> Autores como Gomez e Paz (2004), Sonaglio, Scalco e Campos (2010), Scalco Carvalho e Campos (2012), Ramos Filho e Ferreira (2016), Arruda, Martins e Castelar (2019) e Arruda e Martins (2020) apresentam suas contribuições.



Dessa forma, o presente estudo pretende contribuir nessa linha ao examinar as elasticidades da balança comercial brasileira numa perspectiva dinâmica, ou não linear, através da análise de cointegração variante no tempo proposta por Bierens e Martins (2010), exercício ainda não realizado em estudos dessa natureza. Além disso, essa análise será realizada considerando a classificação por grandes categorias econômicas (CGCE); quais sejam, bens de capital, bens de consumo duráveis, bens de consumo não duráveis, bens intermediários e combustíveis e lubrificantes.

Em suma, o estudo tem por objetivo estimar elasticidades variantes no tempo para as exportações líquidas brasileiras em relação à taxa de câmbio real, à renda externa e à renda doméstica, considerando os bens de capital, bens de consumo duráveis, bens de consumo não duráveis, bens intermediários e combustíveis e lubrificantes. Para isso, faz-se uso de informações mensais entre janeiro de 2000 e dezembro de 2022 e da modelagem de cointegração variante no tempo (VECM-TVC) de Bierens e Martins (2010).

A contribuição potencial do presente estudo reside em investigar diferentes padrões no comportamento do vetor de cointegração que relaciona o saldo da balança comercial brasileira por grandes categorias econômicas (CGCE) e seus principais determinantes, capturando possíveis não linearidades em sua dinâmica. Além de inédita na literatura associada, essa abordagem pode contribuir de forma mais detalhada com a elaboração de políticas e estratégias de inserção no comércio internacional, dado que economias emergentes como a brasileira se mostram bastante suscetíveis a choques internos e externos que podem produzir assimetrias nessas relações.

Além dessa introdução o presente estudo possui mais cinco seções. A seção dois apresenta os aspectos teóricos e empíricos sobre a condição de Marshall-Lerner. Em seguida são apresentados os aspectos metodológicos, com uma descrição do perfil da balança comercial brasileira explanando os produtos por Grandes Categorias Econômicas, a descrição do banco de dados e a estratégia econométrica empregada. A seção quatro se reserva à análise e discussão dos resultados. Por fim, são tecidas as considerações finais do estudo.

## 1.2 Revisão de Literatura

As primeiras formulações teóricas e empíricas para analisar o efeito de variações na taxa de câmbio sobre o saldo da balança comercial foram desenvolvidas no início do século XX, nos moldes Marshallianos baseado nas elasticidades das funções de oferta e demanda. Autores como Bickerdike (1920), Marshall (1923), Lerner (1944), Robinson (1947) e Metzler (1948) lançam as bases para o modelo padrão conhecido como Bickerdike-Robinson-Metzler (BRM)<sup>3</sup>. Em termos gerais, a condição de ML será satisfeita se, em longo prazo, uma desvalorização real na taxa de câmbio apresentar influência positiva sobre as exportações líquidas de uma economia.

De forma complementar ao modelo BRM, surge a abordagem da absorção que considera os efeitos da desvalorização cambial não somente nos preços relativos e nas exportações líquidas, mas também sobre a renda e a absorção. Nessa linha, após uma desvalorização cambial, os agentes da economia doméstica podem: i) consumir mais produtos domésticos no lugar de produtos estrangeiros, devido a seu encarecimento em moeda doméstica; ii) dado um aumento na renda doméstica proporcionado pelo aumento das exportações, aumentar sua demanda por produtos estrangeiros, quanto maiores forem a propensão marginal a consumir e a elasticidade da oferta externa por importações. A primeira reação é denominada efeito substituição e a segunda efeito renda.

Moura e Da Silva (2005) advertem que, apesar da abordagem da absorção indicar que uma desvalorização cambial tende a deteriorar os termos de troca, isso não implica necessariamente em déficit na balança comercial. Quando o efeito substituição for superior ao efeito renda, ocorrerá uma melhora no saldo comercial. Em síntese, a literatura tem apontado como os principais determinantes do saldo da balança comercial a taxa de câmbio real, a renda externa e a renda doméstica.

Fazendo uso de modelos econométricos ARDL e dados trimestrais entre 1973.1 e 1996.2, Bahmani-Oskooee e Brooks (1999) avaliam a condição de ML para o comércio bilateral dos EUA e seus principais parceiros comerciais pertencentes ao grupo do G7; quais sejam, Canadá, França, Itália, Japão e Reino Unido. Com exceção do Reino Unido, os efeitos de longo prazo de uma depreciação cambial do dólar americano mostram-se positivo sobre a balança

---

<sup>3</sup> Arruda, Castelar e Martins (2019) realizam a derivação da condição de Marshall-Lerner, sob a ótica das elasticidades, a partir do modelo BRM.

comercial bilateral de seus parceiros comerciais, validando, dessa forma, a condição de ML. As elasticidades estimadas obtidas variam entre 0.73 e 0.89 em relação a taxa de câmbio real; entre -0.37 e 3.51 em relação a renda externa; e, entre -4.42 e -2.10 em relação a renda doméstica.

Arora, Bahmani-Oskooee e Goswami (2003) fazem uso de modelos ARDL e dados trimestrais, entre 1977.1 e 1998.4, a fim de examinar a dinâmica de curto e de longo prazo das balanças bilaterais entre a Índia e seus sete maiores parceiros comerciais. Os resultados apontam para o fenômeno de Marshall-Lerner nas balanças de quatro dos sete parceiros comerciais indianos (Austrália, Alemanha, Itália e Japão). As elasticidades de longo prazo dessa análise variam entre 0.80 e 1.32 em relação a taxa de câmbio real; entre 0.74 e -10.96 em relação a variável de renda externa; e entre -0.87 e 3.00 em relação a renda doméstica.

Baba e Yazici (2016) investigam a relação de curto e de longo prazo no comércio bilateral entre Nigéria e seus principais parceiros comerciais pertencentes à União Europeia, denominada UE15 (Áustria, Bélgica, Dinamarca, Finlândia, França, Alemanha, Grécia, Irlanda, Itália, Luxemburgo, Holanda, Portugal, Espanha, Suécia, Reino Unido). Os autores fazem uso de dados trimestrais que compreendem 1999.1 e 2012.4 e da modelagem de cointegração via modelo ARDL. Os resultados indicam a validade da condição de ML apenas na relação com Luxemburgo, com elasticidades variando entre 11.18 e 21.31.

Dong (2017) examina a validade da condição de ML para a balança comercial bilateral entre EUA e seis países membros do grupo G7; quais sejam, Canadá, França, Alemanha, Itália, Japão e Reino Unido para um período amostral compreendendo 1995.1 e 2016.3. O autor utiliza um vetor de correção de erros (VECM) e testes para modelos de efeitos limiars sobre a balança comercial, considerando dois regimes distintos; de baixa depreciação e de alta depreciação da taxa de câmbio real. Os resultados indicam que a condição ML se mantém no regime de alta depreciação apenas para o comércio bilateral dos EUA com o Canadá e a Itália; enquanto no regime de baixa depreciação, a condição é válida apenas para o comércio bilateral dos EUA com o Canadá e a Alemanha.

Para uma amostra que compreende o período entre 2000 a 2017, Ebadi (2020) examina a validade da condição de ML para dois grupos; o primeiro, composto de 22 países pertencentes a OCDE; o segundo, para um grupo com 10 países asiáticos. O autor utiliza uma estratégia econométrica de painel dinâmico a partir de estimações de grupo médio empilhado (*Pooled Mean Group - PMG*) para obter as melhores elasticidades de longo prazo para modelos de

demanda por exportações e importações. O autor encontrou evidências da validade da condição de ML apenas para o grupo dos 10 países asiáticos, com elasticidades de longo prazo entre 0.95 e 1.13.

Mais recentemente, Keho (2021) investiga o fenômeno para a Costa do Marfim, através de técnicas de cointegração via ARDL e das abordagens FMOLS (*Fully Modified OLS*) e DOLS (*Dynamic OLS*) para estimar as relações de longo prazo da balança comercial em relação a taxa de câmbio real e a renda doméstica, entre o período de 1975 e 2017. As relações de longo prazo obtidas em relação a taxa de câmbio foram positivas, variando entre 1.01 e 2.37. Em relação à renda doméstica, os coeficientes estimados se mostraram negativos e estatisticamente significantes, entre  $-2.27$  e  $-0.67$ .

Considerando a economia brasileira, observa-se uma evolução na quantidade de trabalhos nos últimos anos com foco na ocorrência e a regularidade da condição de ML. Um dos primeiros estudos nessa direção foi o de Bahmani-Oskoei e Malixi (1992), que examinam as relações de curto e de longo prazo da balança comercial para 13 países, dentre eles o Brasil. Os autores fazem uso de dados trimestrais do início de 1973.1 a 1985.4 e encontram evidências favoráveis da condição de ML para a maioria dos países analisados, indicando que uma desvalorização cambial tem um efeito positivo sobre a balança comercial desses países. As elasticidades observadas para o Brasil em relação à taxa de câmbio real, renda externa e renda doméstica foram de 0.22, -1.15 e -0.24, respectivamente.

Moura e Da Silva (2005) investigam a validade da condição de ML para a balança comercial agregada brasileira a partir de dados mensais, entre 1990.1 e 2003.12, de técnicas de cointegração de Johansen e de modelos de correção de erros com mudança de regime (VECM-MS). Os autores verificam 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 em favor da condição de ML, com elasticidade estimada de 1.81. As variáveis de renda externa e doméstica impactaram negativamente as exportações líquidas em -1.15 e -1.38, respectivamente.

Fazendo uso da abordagem de cointegração de Johansen e modelos VECM, Sonaglio, Scalco e Campos (2010) realizam uma investigação empírica para 21 setores da balança comercial brasileira de manufaturados no comércio bilateral entre Brasil e Estados Unidos, entre 1994 e 2007. A condição ML, por sua vez, mostra-se válida em seis setores; quais sejam,

borracha, calçados, equipamentos eletrônicos, madeira e mobiliário, peças e outros veículos e artigos de vestuário, com elasticidades estimadas que variam entre 0,58 e 16,22 para a taxa de câmbio real; e entre 0,95 e 4,05 em relação a variável de renda externa. A renda doméstica não se mostrou estatisticamente significativa.

Considerando as balanças bilaterais entre Brasil – Estados Unidos, Mercosul, União Europeia e o resto do mundo, Vasconcelos (2010) faz uso da modelagem de cointegração via ARDL e uso de informações trimestrais entre 1990 e 2009, para verificar a dinâmica de curto e de longo prazo da balança comercial brasileira. O autor observa a validade da Condição de ML apenas para o fluxo comercial do Brasil com Mercosul e EUA, com elasticidades da taxa de câmbio real na ordem de 1.91 e 3.95, respectivamente. Para as variáveis de renda externa e doméstica, apenas as relações com os EUA apresentam elasticidades com sinais esperados, de 17.88 e -15.96, respectivamente.

Scalco, Carvalho e Campos (2012) investigam os efeitos de longo prazo de choques na taxa de câmbio real sobre o saldo da balança comercial agropecuária brasileira. Os autores fazem uso da abordagem de cointegração de Johansen e da modelagem VECM, a partir de dados mensais que compreendem 1994.7 e 1997.12. Os autores verificam que as depreciações cambiais repercutem positivamente nas exportações líquidas. As elasticidades obtidas no longo prazo para o saldo da balança agropecuária brasileira foram positivas na ordem de 2.04, em relação a taxa de câmbio real, e de 1.95 para a renda externa. Contrariando a previsão teórica, a variável de renda doméstica apresenta sinal positivo.

Ramos Filho e Ferreira (2016) analisam a ocorrência da curva J completa, isto é, curva J e condição de ML em 19 setores industriais da balança comercial entre o Brasil e o Resto do Mundo, fazendo uso de dados anuais entre 1996 e 2012 e da estratégia econométrica ARDL. Os resultados mostram que nenhum dos setores apresenta evidências para a curva J completa. Todavia, os autores observam a validade da condição de ML somente para um dos setores, o de construção e reparação naval, de média e baixa tecnologia. Pelo menos nesse caso, as elasticidades obtidas apresentam os sinais esperados de acordo com a literatura, na ordem de 13.43, em relação à taxa de câmbio; 2.50 em relação a variável de renda externa e -22.63 em relação a variável de renda doméstica.

Em um contexto regional, Arruda, Castelar e Martins (2019) analisam a validade da condição de ML para a balança comercial da região Sul do Brasil a partir de dados mensais

entre 1999.1 e 2013.7 e modelos VECM. Os resultados mostram que, para todos os modelos considerados, a reposta das exportações líquidas do Sul brasileiro a uma depreciação cambial se mostra positiva, com elasticidades estimadas que variam entre 2.76 e 5.55 para taxa de câmbio real; a variável de renda doméstica apresenta impacto negativo e estatisticamente robusto sobre o saldo comercial, apresentando elasticidade na ordem de -1.75 e -6.07; enquanto que a renda externa apresenta sinal positivo, com elasticidades estimadas entre 0.58 e 1.61.

Através das mesmas técnicas Arruda e Martins (2020) investigam os impactos de longo prazo das desvalorizações cambiais sobre as exportações líquidas totais, de básicos e de industrializados para um painel de estados brasileiros a partir da aplicação do *Panel Dynamic Ordinary Least Squares* (PDOLS) e dados mensais entre 1991.1 e 2015.12. As evidências encontradas apontam para a validade da condição de ML em todos os modelos considerados, indicando que o efeito de longo prazo de uma depreciação cambial é positivo e se mostra elástico sobre o saldo da balança comercial, com elasticidades estimadas em relação a taxa de câmbio que variam entre 1.01 e 1.57; entre 0.28 e 0.99 em relação a renda externa; e entre -0.19 e -0.25 em relação a renda doméstica.

Diante do exposto, percebe-se que a maior parte da literatura associada tem feito uso de modelos lineares, ou invariantes no tempo, para o exame das elasticidades das exportações líquidas, o que tende a ser bastante restritivo em relação à análise econômica (BIERENS e MARTINS, 2010). Além disso, os resultados estão longe de um consenso sobre a direção das elasticidades do saldo da balança comercial brasileira, sobretudo numa perspectiva setorial.

Nesse sentido, o presente estudo se propõe a examinar essas elasticidades numa perspectiva dinâmica, ou variante no tempo, empregando a técnica proposta por Bierens e Martins (2010). Além disso, esses exercícios serão realizados sob a ótica setorial avaliando os resultados segundo a classificação de grandes categorias econômicas (CGCE); ou seja, bens de capital, bens de consumo duráveis, bens de consumo não duráveis, bens intermediários e combustíveis e lubrificantes.

### 1.3 Aspectos Metodológicos

#### 1.3.1 Classificação por Grandes Categorias Econômicas-CGCE

O presente estudo fará uso do saldo da balança comercial a partir da Classificação por Grandes Categorias Econômicas – CGCE, elaborada pela Secretaria de Comércio Exterior, do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (SECEX/MDIC).

A CGCE foi estabelecida pelas Nações Unidas em 1971 e sofreu várias revisões em sua metodologia. Ela foi desenvolvida com a intenção de sumarizar os dados sobre o comércio internacional em grandes classes econômicas, agregadas da Classificação Uniforme para o Comércio Internacional (CUCI) ou *Standard International Trade Classification* (SITC).

No Brasil, a elaboração da estrutura da CGCE pela SECEX/MDIC tem a intenção de categorizar e sumarizar os dados sobre o comércio internacional, principalmente exportações e importações, em grandes classes econômicas de mercadorias. Além disso, adapta as grandes categorias de produtos relevantes para o Sistema de Contas Nacionais (SCN), do Índice Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Os produtos exportados e/ou importados são divididos de acordo com o destino e uso dos bens produzidos, em seis grupos econômicos de mercadorias, quais sejam; bens de capital, bens intermediários, bens de consumo duráveis e bens de consumo semiduráveis e não duráveis, totalizando os Bens de Consumo; Combustíveis e Lubrificantes e Bens não especificados anteriormente. O quadro 1.1 apresenta a estrutura das categorias e subcategorias dos bens segundo uso/destino.

Os bens de capital incluem, por exemplo, máquinas e ferramentas, tratores e material de transporte; enquanto os bens intermediários incluem, entre outros itens, peças para veículos, componentes eletroeletrônicos, minérios e produtos siderúrgicos básicos, elementos e compostos químicos e soja em grão.

Nos bens de consumo duráveis, além de automóveis para passageiros e equipamentos de transporte não industrial, a subcategoria “bens de consumo duráveis” – exceto “equipamentos de transportes” compreende mercadorias com vida útil superior a três anos e mercadorias com vida útil superior a um ano, mas com valor unitário relativamente alto, como geladeiras, refrigeradores e máquinas de lavar. Entre os bens de consumo não duráveis, têm-se

os produtos de alimentação e bebidas em geral, os artigos de vestuário e os brinquedos, entre outros. Os bens de consumo semiduráveis e não duráveis compreendem mercadorias com o ciclo de vida útil superior a um ano e inferior a três, com valor unitário relativamente baixo, como artigos de plástico, artigos de couro e de madeira.

Quadro 1.1 – Classificação por Grandes Categorias Econômicas – CGCE

<b>Bens de capital (BK)</b>
<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Bens de capital, exceto equipamentos de transporte industrial</li> <li>▪ Equipamentos de transporte industrial</li> </ul>
<b>Bens intermediários (BI)</b>
<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Alimentos e bebidas básicos, destinados principalmente à indústria</li> <li>▪ Alimentos e bebidas elaborados, destinados principalmente à indústria</li> <li>▪ Insumos industriais básicos</li> <li>▪ Insumos industriais elaborados</li> <li>▪ Peças e acessórios para bens de capital</li> <li>▪ Peças para equipamentos de transporte</li> </ul>
<b>Bens de consumo (BC)</b>
<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ <b>Bens de consumo duráveis</b> <ul style="list-style-type: none"> <li>○ Bens de consumo duráveis – exceto equipamentos de transporte</li> <li>○ Automóveis para passageiros</li> <li>○ Equipamentos de transporte não industrial</li> </ul> </li> <li>▪ <b>Bens de consumo semiduráveis e não duráveis</b> <ul style="list-style-type: none"> <li>○ Bens de consumo semiduráveis</li> <li>○ Bens de consumo não duráveis</li> <li>○ Alimento/bebidas básicos, destinados principalmente ao consumo doméstico</li> <li>○ Alimento/bebidas elaborados, destinados principalmente ao consumo doméstico</li> </ul> </li> </ul>
<b>Combustíveis e Lubrificantes</b>
<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Combustíveis e lubrificantes básicos</li> <li>▪ Combustíveis e lubrificantes elaborados <ul style="list-style-type: none"> <li>○ Gasolinas para automóvel</li> <li>○ Combustíveis e lubrificantes elaborados exceto gasolinas para automóveis</li> </ul> </li> </ul>
<b>Bens não especificados anteriormente</b>
<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Bens não especificados anteriormente</li> </ul>

Fonte: Elaboração própria com dados do MDIC/SECEX (2016)

Por fim, nos combustíveis e lubrificantes estão agregados, entre outros, combustíveis básicos, como petróleo, e combustíveis elaborados, como gasolina, o álcool carburante e os combustíveis e lubrificantes utilizados em aeronaves e embarcações de trânsito internacional; ou seja, aqueles considerados como consumo de bordo.

### 1.3.2 Banco de dados e análise descritiva das variáveis

Para estimar as elasticidades dinâmicas do saldo da balança comercial considerando a CGCE, faz-se uso de informações mensais entre janeiro de 2000 e dezembro de 2022 e da



modelagem de vetores de correção de erros variante no tempo (VECM-TVC) proposta por Bierens e Martins (2010). O quadro 1.2 apresenta uma síntese descritiva das variáveis utilizadas e de suas respectivas fontes.

Como é consolidado nessa literatura<sup>4</sup>, o indicador do saldo comercial é dado pelo logaritmo da razão entre as exportações e importações brasileiras. Essa variável será construída a partir de dados das exportações e importações da CGCE, extraídos junto à Secretaria de Comércio Exterior do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (SECEX/MDIC); ou seja, este indicador será utilizado para os Bens de Capital, Bens de consumo Duráveis, Bens Intermediários, Bens de Consumo Semiduráveis e não duráveis e Combustível e Lubrificantes.

Vale ressaltar as várias vantagens do emprego desse indicador: i) ele permanece constante, independentemente da unidade de medida considerada (BAHMANI-OSKOE e ALSE, 1994); ii) representa as exportações líquidas em termos reais ou nominais (BAHMANI-OSKOE e KANTIAPONG, 2001); iii) após o seu registro é possível extrair sua taxa de crescimento a partir da primeira diferença, se estiver em logaritmo (BRADA, KUTAN e ZHOU, 1997).

A *proxy* para a atividade econômica brasileira, ou renda doméstica utilizada é o PIB mensal disponibilizado pelo BACEN, cujos valores foram deflacionados pelo Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI), disponibilizada pela Fundação Getúlio Vargas (FGV). Como *proxy* da renda externa, ou demanda externa, será utilizada o valor das importações mundiais totais em dólares correntes *CIF* (*Cost, Insurance and Freight*) divulgados nas *Direction of Trade Statistics* (DOTS), publicado pelo Fundo Monetário Internacional (FMI). Os valores foram deflacionados pelo índice de preços das importações mundiais totais, que se encontra disponível no *Federal Reserve Economic Data of St. Louis* (FRED).

---

<sup>4</sup> Autores como Bahmani-Oskoe e Kantiapong (2001), Moura e Da Silva (2005), Sonaglio, Scalco e Campos (2010) e Arruda e Martins (2020), entre outros, fazem uso dessa variável.

Quadro 1.2 - Síntese das variáveis utilizadas

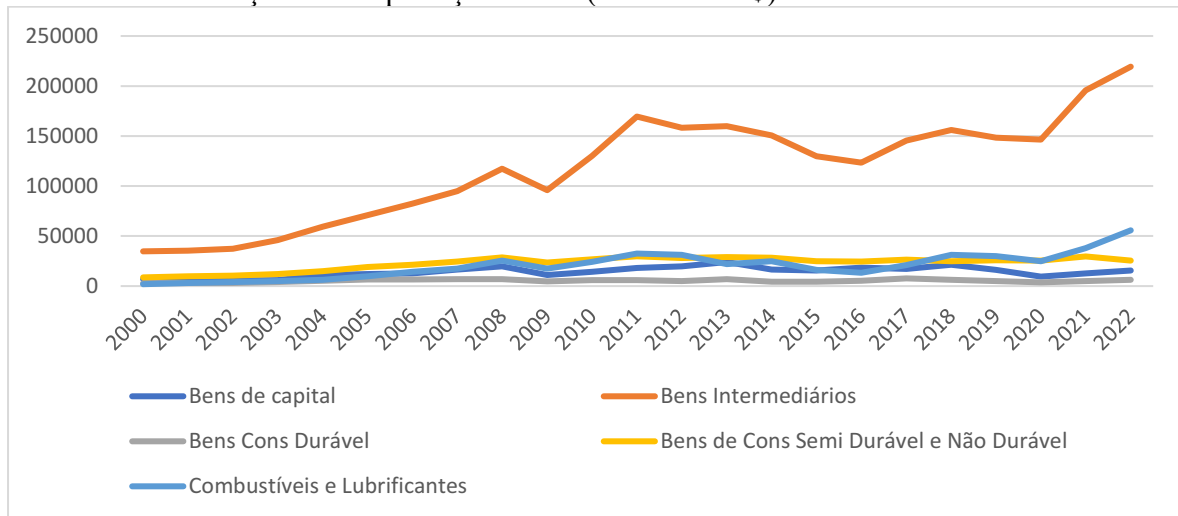
Variável	<i>Proxy</i> utilizada	Período da série	Fonte dos dados
Câmbio Real	Logaritmo natural da taxa de câmbio real efetiva	01/2000–12/2022	BCB-SGS
Renda Doméstica	Logaritmo natural do PIB mensal do Brasil	01/2000–12/2022	BCB-SGS
Renda Externa	Logaritmo natural das importações mundiais	01/2000–12/2022	DOTS-FMI
Saldo comercial de Bens de capital	Logaritmo natural do saldo de bens de capital	01/2000–12/2022	MDIC/SECEX
Saldo comercial de Bens Intermediários	Logaritmo natural do saldo de bens intermediários	01/2000–12/2022	MDIC/SECEX
Saldo comercial de Bens Duráveis	Logaritmo natural do saldo de bens duráveis	01/2000–12/2022	MDIC/SECEX
Saldo comercial de Bens Semiduráveis e Não Duráveis	Logaritmo natural do saldo de bens semiduráveis e não duráveis	01/2000–12/2022	MDIC/SECEX
Saldo comercial de Combustível e Lubrificantes	Logaritmo natural do saldo de Combustível e Lubrificantes	01/2000–12/2022	MDIC/SECEX

Fonte: Elaboração própria

Por fim, a medida de câmbio utilizada no presente estudo é a taxa de câmbio efetiva real, que é 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, disponibilizada no Sistema Gerador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil (BCB-SGS). Optou-se pelo indicador que considera o Índice de Preços por Atacado - Disponibilidade Interna (IPA-DI), dado que avalia apenas bens transacionáveis.

O gráfico 1.1 apresenta a evolução das exportações brasileiras por grandes categorias econômicas. Os setores que apresentaram maior e menor volume de exportações foram o de bens intermediários e de bens de consumo durável, respectivamente. Em todos os setores é possível observar uma redução entre 2007 e 2009 e 2015 e 2016, refletindo os impactos da crise do *subprime* e a crise fiscal, assim como a significativa queda no nível de atividade econômica brasileira, respectivamente.

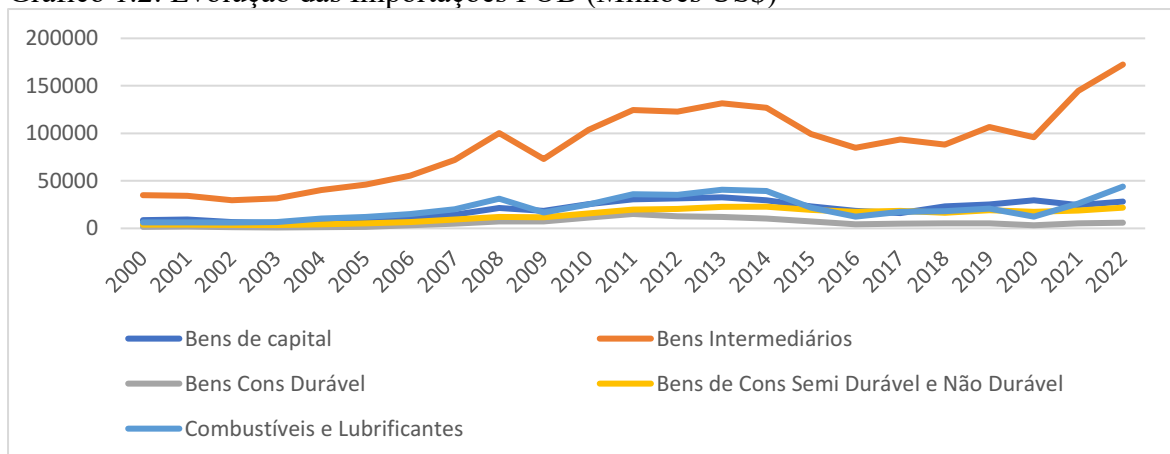
Gráfico 1.1: Evolução das Exportações FOB (Milhões US\$)



Fonte: Elaboração própria a partir de dados disponíveis em SECEX/ MDIC

O gráfico 1.2 apresenta análise semelhante para as importações brasileiras. Como nas exportações, o setor de bens intermediários apresentou maior volume de importações em todo o período investigado. Os bens de capital e os combustíveis e lubrificantes alternaram-se ao longo dos anos como segundo setor mais relevante em volume importado. As retrações das exportações no gráfico anterior, entre 2007-2009 e 2015-2016, também foram observadas nas importações.

Gráfico 1.2: Evolução das Importações FOB (Milhões US\$)

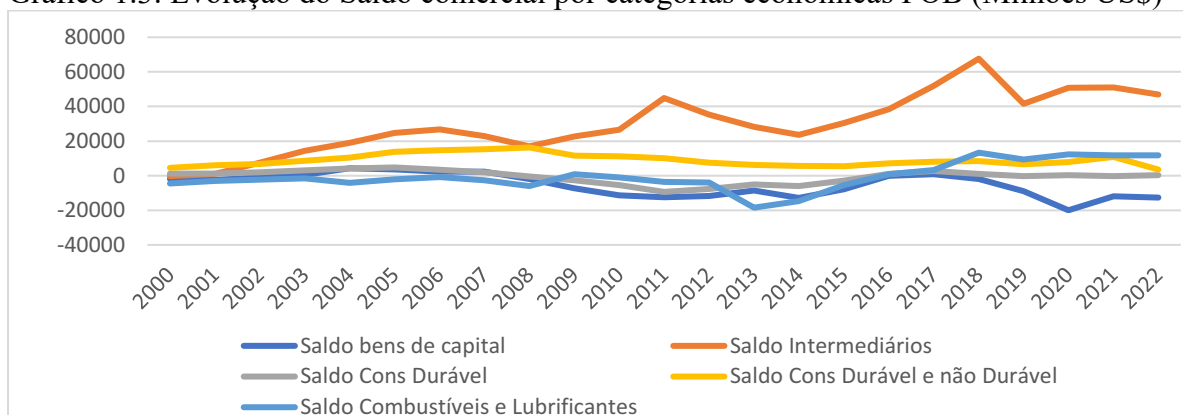


Fonte: Elaboração própria a partir de dados disponíveis em SECEX/ MDIC

O gráfico 1.3 mostra a trajetória do saldo comercial pela CGCE para o Brasil. Os setores que registram déficits na maior parte do período analisado foram Combustíveis e Lubrificantes e Bens de Capital. Já os Intermediários e os Bens de Consumo Semiduráveis e não Duráveis foram os responsáveis pelos maiores e mais persistentes superávits comerciais, entre todos os

setores analisados. O saldo comercial dos Bens de Consumo Duráveis oscilou entre *déficits* e *superávits* até a crise de 2007. De 2008 em diante, o setor apresentou déficit comercial.

Gráfico 1.3: Evolução do Saldo comercial por categorias econômicas FOB (Milhões US\$)



Fonte: Elaboração própria a partir de dados disponíveis em SECEX/ MDIC

Por fim, a tabela 1.1 apresenta uma síntese das participações de cada setor na composição das exportações e importações do Brasil entre 2000 e 2022. Considerando as exportações, os setores que apresentaram maiores participações médias foram Bens Intermediários, Bens de Consumo semiduráveis e não duráveis e Combustíveis e Lubrificantes, com médias de 64,27%, 13,49% e 10,16%, respectivamente. Em condições semelhantes, os bens intermediários, combustíveis e lubrificantes e os bens de consumo semidurável e não durável se destacaram com participações de 59,90%, 13,91% e 13,45%, respectivamente, nas importações do Brasil. Portanto, observa-se uma importante concentração das interações comerciais brasileiras no setor de intermediários, enquanto as maiores oscilações nos fluxos comerciais se dão no setor de combustível e lubrificantes.

Analisando a evolução desse indicador nas exportações brasileiras, observa-se que apenas os setores de combustíveis e lubrificantes (57,76%) e bens intermediários (11,39%) apresentaram crescimento da sua participação no período analisado. Os bens de consumo duráveis (-14,51%), os semiduráveis e não duráveis (-35,01%) e os bens de capital (-19,62%) sofreram retração em suas participações. Uma avaliação semelhante das importações revela que o setor de combustível e lubrificantes (24,40%), seguido dos bens de consumo (semiduráveis e não duráveis, 3,76%, duráveis, 1,43%) apresentaram as maiores participações, enquanto o setor de Bens de Intermediários sofreu maior queda de participação (-19,79%), seguido do setor de Bens de Capital (-9,83%).

Tabela 1.1: Participação das Exportações e Importações Brasileiras segundo as Categorias Econômicas (%)

Ano	Bens de Capital		Bens Intermediários		Bens de Consumo Duráveis		Bens de Consumo Semiduráveis e Não Duráveis		Combustíveis e Lubrificantes	
	Exportações	Importações	Exportações	Importações	Exportações	Importações	Exportações	Importações	Exportações	Importações
2000	12.48	15.67	63.01	62.65	5.34	3.01	15.77	7.28	3.40	11.39
2001	11.61	16.68	60.51	61.50	5.33	3.30	17.07	7.19	5.49	11.34
2002	9.47	14.03	61.60	62.74	5.17	2.35	17.15	7.70	6.61	13.18
2003	8.27	11.65	62.79	65.47	5.59	1.99	16.49	7.27	6.85	13.62
2004	11.49	10.72	61.29	64.18	5.50	1.89	15.36	6.82	6.37	16.38
2005	10.36	11.69	59.85	62.72	5.48	2.32	16.08	7.11	8.23	16.16
2006	9.37	11.52	59.83	60.93	4.82	3.53	15.56	7.43	10.41	16.59
2007	10.44	11.86	59.13	59.81	4.23	4.03	15.36	7.71	10.83	16.60
2008	9.97	12.48	59.23	57.99	3.54	4.32	14.42	7.06	12.85	18.14
2009	7.43	14.55	62.64	57.31	3.10	5.79	15.39	9.29	11.43	13.06
2010	7.18	14.18	64.50	57.02	2.98	6.26	13.30	8.64	12.03	13.89
2011	7.15	13.53	66.22	55.11	2.27	6.70	11.62	8.71	12.73	15.96
2012	8.26	14.21	65.19	55.07	2.12	5.73	11.58	9.23	12.85	15.76
2013	10.01	13.68	66.09	54.94	2.85	5.01	11.92	9.46	9.12	16.91
2014	7.49	12.94	66.89	55.38	2.00	4.56	12.58	9.89	11.04	17.23
2015	8.21	13.69	67.95	58.01	2.26	4.21	13.08	11.43	8.51	12.67
2016	10.11	13.43	66.61	61.75	2.94	3.23	13.18	12.56	7.17	9.02
2017	7.88	10.77	66.88	62.13	3.53	3.26	12.10	12.17	9.61	11.66
2018	8.51	15.38	65.16	58.35	2.83	3.61	10.21	10.76	13.28	11.91
2019	7.21	13.84	65.98	60.28	2.24	3.60	11.18	10.90	13.39	11.94
2020	4.50	18.51	69.70	60.31	1.94	2.34	12.13	11.06	11.74	7.78
2021	4.47	11.12	69.73	66.02	1.80	2.44	10.53	8.52	13.47	11.90
2022	7.85	13.30	65.75	58.10	2.00	3.45	7.72	8.15	16.68	17.00
Média	8.64	13.43	64.27	59.90	3.48	3.78	13.45	8.98	10.16	13.91
$\Delta\%$	-19.62	-9.83	11.39	-19.79	-14.51	1.43	-35.00	3.76	57.76	24.40

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados disponíveis em SECEX/MDIC.

### 1.3.3 Estratégia Econométrica: Cointegração variante no tempo

Para estimar as elasticidades dinâmicas de longo prazo e analisar suas repercussões sobre o saldo da balança comercial brasileira considerando a CGCE, utiliza-se o modelo empírico usual com a especificação a seguir:

$$\ln\left(\frac{X_t}{M_t}\right) = \beta_0 + \beta_1 \ln(TXCER_t) + \beta_2 \ln(Y_t) + \beta_3 \ln(Y_t^*) + \varepsilon_t \quad (1)$$

em que,  $\ln\left(\frac{X_t}{M_t}\right)$  é o logaritmo natural da razão exportações/importações, ou exportações líquidas de cada um dos setores empregados no estudo; quais sejam, bens de capital, bens intermediários, bens de consumo durável, bens de consumo semidurável e não durável e combustíveis e lubrificantes, perfazendo um total de cinco modelos;  $\ln(Y_t)$  é o logaritmo natural da *proxy* de renda doméstica;  $\ln(TXCER_t)$  é o logaritmo natural da taxa de câmbio efetiva real brasileira;  $\ln(Y_t^*)$  é o logaritmo natural da *proxy* de renda externa;  $\alpha$  reflete o intercepto do modelo;  $\beta_1, \beta_2, \beta_3$  são as elasticidades a serem estimadas e  $\varepsilon_t$  é o termo de erro.

As técnicas de cointegração são comumente empregadas em estudos dessa área. Essa literatura tem início com os trabalhos de Granger (1987), Engle e Granger (1987) e Johansen (1988). A abordagem tradicional, que considera os vetores de cointegração invariantes no tempo, evoluiu de modo a permitir dinâmica nesses coeficientes estimados. Diante disso, como destacado nas seções anteriores, aplicações para economias emergentes pressupondo que o vetor de cointegração é constante ao longo do tempo tendem a ser restritivas e devem ser vistas com cautela, uma vez que esses países estão sujeitos a mudanças de conjuntura e a choques internos e externos.

Nessa linha, Bierens e Martins (2010) propõem uma abordagem de cointegração em que as relações de longo prazo podem variar suavemente no tempo através de polinômios ortogonais de Chebyshev, sendo a metodologia de Johansen (1988) um caso particular do modelo.

Portanto, faz-se uso da versão aprimorada dos vetores autorregressivos (VAR) na forma de correção de erros, nos moldes de Bierens e Martins (2010), que permite múltiplas relações de cointegração (VECM-TVC) considerando o modelo:

$$\Delta Y_t = \mu + \Pi_t' Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

em que  $\mu$  é o vetor de interceptos, fixo ao longo do tempo;  $Y_t$  é um vetor de observações para cada série no instante  $t$ ;  $\Gamma_j$ ,  $j = 1, \dots, p$  são vetores de coeficientes de  $\Delta Y_{t-j}$ ; enquanto a dinâmica de longo prazo é representada pela matriz  $\Pi_t'$ , variante ao longo do tempo; e  $\varepsilon_t$  é o vetor de erros, de modo que  $\varepsilon_t \sim i. i. d N_k [0, \Omega]$ . Dessa forma, o objetivo é testar a hipótese nula de cointegração invariante no tempo (TI),  $\Pi_t' = \Pi' = \alpha \beta'$ , onde  $\alpha$  e  $\beta$  são matrizes fixas  $k \times r$ ; contra a hipótese de cointegração variante no tempo (TVC), do tipo  $\Pi_t' = \alpha \beta_t'$ , com  $\text{posto}(\Pi_t') = r < k$ , para  $t = 1, \dots, T$ , onde  $\alpha$  é fixo, mas os  $\beta_t$ 's são matrizes  $k \times r$  variantes no tempo com posto constante  $r$ .

Os autores propõem o uso dos polinômios temporais de Chebyshev (CTP) para modelar as matrizes  $\beta_t$ , com a suposição de que estas sejam funções discretas suaves do tempo. Os polinômios temporais de Chebyshev  $P_{i,T}(t)$  são definidos por:

$$P_{0,T}(t) = 1, \quad P_{i,T}(t) = \sqrt{2} \cos \left( i\pi \frac{(t-0,5)}{T} \right) \quad (3)$$

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

onde  $i$  representa o elemento da amostra,  $t$  o período e  $T$ , o total de períodos. Dada a propriedade de ortogonalidade dos polinômios de Chebyshev, qualquer função  $g(t)$  de tempo discreto:

$$g(t) = \sum_{i=0}^{T-1} \xi_{i,T} P_{i,T}(t), \quad \text{onde } \xi_{i,T} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T g(t) P_{i,T}(t) \quad (4)$$

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

$$g_{m,T}(t) = \sum_{i=0}^m \xi_{i,T} P_{i,T}(t) \quad (5)$$

para algum número natural fixado  $m < T-1$ . Dessa forma, a variabilidade de  $\beta_t$  ao longo do tempo a ser obtida através da expansão em termos desses polinômios temporais pode ser escrito como:

$$\Delta\beta_t = \beta_m\left(\frac{t}{T}\right) = \sum_{i=0}^m \xi_{i,T} P_{i,T}(t) \quad (6)$$

para alguma ordem  $m$  fixa. Como os polinômios de Chebyshev de ordem baixa são funções relativamente suaves de  $t$ , é permitido que  $\beta_t$  mude gradualmente ao longo do tempo, sob hipótese de cointegração variante no tempo (TVC).

Portanto, a modelagem de cointegração variante no tempo (TVC) através de polinômios temporais de Chebyshev é realizada 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 (2) :

$$\Delta Y_t = \mu + \alpha \left( \sum_{i=0}^m \xi_{i,T} P_{i,T}(t) \right)' Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Que pode ser convenientemente modificada para a forma:

$$\Delta Y_t = \mu + \alpha \xi' Y_{t-1}^{(m)} + \Gamma X_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

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

Destarte, os autores propõem um teste de Razão de Verossimilhança,  $LR_T^{tvc}$ , para investigar a hipótese nula de cointegração padrão, invariante no tempo - TI, correspondente à hipótese de que os parâmetros no VECM(p) que estão relacionados aos polinômios temporais de Chebyshev são conjuntamente zero; contra a alternativa, de que um (ou mais) vetores de cointegração são combinações lineares de  $m$  polinômios temporais Chebyshev, variantes no tempo - TVC. O teste  $LR_T^{tvc}$  proposto, dados em  $m$  e  $r$ , assume a forma:



$$\Delta LR_T^{tvc} = -2 [\hat{l}_T(r, 0) - \hat{l}_T(r, m)] = T \sum_{j=1}^r \ln \frac{1 - \hat{\lambda}_{0,j}}{1 - \hat{\lambda}_{m,j}} \quad (9)$$

onde  $\hat{\lambda}_{m,j}$  são as soluções do problema de autovalores generalizados;  $\hat{l}_T(r, 0)$  e  $\hat{l}_T(r, m)$  são, respectivamente, as log-verossimilhanças do  $VECM(p)$  no caso de cointegração padrão - TI, quando  $m = 0$ ; e no caso de cointegração variante no tempo (TVC), quando  $m > 0$ . Em ambos os casos  $r$  é o posto de cointegração.

Esse teste segue uma distribuição qui-quadrado, denotado por  $\chi_{mkr}^2$ , com graus de liberdade que dependem do parâmetro  $m$  dos polinômios temporais de Chebyshev, e dos parâmetros do modelo cointegrado usual,  $k$  e  $r$ .

Em suma, pode-se resumir a estratégia econométrica empregada da seguinte forma: inicialmente, seguem-se os passos usuais aos estudos de cointegração, a partir da análise da ordem de integração de todas as séries utilizadas no estudo. 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, investiga-se a hipótese de uma relação de longo prazo variante no tempo entre o saldo da balança comercial brasileira pela CGCE e seus principais condicionantes, através do teste de razão de verossimilhança proposto por Bierens e Martins (2010). Caso a hipótese nula de invariância seja rejeitada, procede-se a estimação das elasticidades dinâmicas/variantes no tempo para as exportações líquidas brasileiras dos bens de capital, dos bens intermediários, dos bens de consumo duráveis, dos bens de consumo semiduráveis e não duráveis e combustíveis e lubrificantes.

#### 1.4 Análise e Discussão dos Resultados

Para estimar as elasticidades dinâmicas do saldo da balança comercial brasileira em relação aos seus principais determinantes, considerando a CGCE, procedeu-se, inicialmente, a análise das propriedades de cada série empregada no estudo, por meio do teste usual de Dickey Fuller Aumentado (ADF), no qual a hipótese nula é a presença de raiz unitária; e do teste KPSS, proposto por de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992), cuja hipótese nula é de que a série é estacionária. Os resultados estão dispostos na tabela 1.2 e indicam que todas as séries empregadas no estudo necessitaram ser diferenciadas uma única vez para se tornarem estacionárias, sendo, portanto, integradas de ordem 1, isto é,  $I(1)$ .

Após esta confirmação, empregou-se a análise de cointegração, nos moldes de Johansen (1988), através dos testes do traço e do máximo autovalor, para verificar a existência de cointegração entre as variáveis em cada um dos cinco modelos considerados. Os resultados estão dispostos na tabela 1.3 e apontam para a existência de uma relação de equilíbrio, ou seja, um único vetor de cointegração entre as variáveis, em cada um dos cinco modelos considerados, considerando 5% de significância.

Tabela 1.2- Resultado para os testes de Raiz unitária

VARIÁVEL	TESTE	ADF	KPSS	ORDEM DE INTEGRAÇÃO
$\ln(\text{Taxa de câmbio real}_t)$	Nível	-2.07 [-2.87]	0.86 [0.46]	I(1)
	Primeira Diferença	-12.87 [-2.87]	0.08 [0.46]	
$\ln(\text{Renda Externa}_t)$	Nível	-2.08 [-2.87]	1.59 [0.46]	I(1)
	Primeira Diferença	-4.77 [-2.87]	0.28 [0.46]	
$\ln(\text{Renda Doméstica}_t)$	Nível	-1.43 [-2.87]	0.71 [0.46]	I(1)
	Primeira Diferença	-4.03 [-2.87]	0.27 [0.46]	
$\ln(\text{Saldo Bens de Capital}_t)$	Nível	-2.66 [-2.87]	0.75 [0.46]	I(1)
	Primeira Diferença	-11.91 [-2.87]	0.08 [0.46]	
$\ln(\text{Saldo Intermediários}_t)$	Nível	-2.46 [-2.87]	0.51 [0.46]	I(1)
	Primeira Diferença	-6.02 [-2.87]	0.24 [0.46]	
$\ln(\text{Saldo Duráveis}_t)$	Nível	-1.33 [-2.87]	1.04 [0.46]	I(1)
	Primeira Diferença	-16.45 [-2.87]	0.13 [0.46]	
$\ln(\text{Saldo semi e não Duráveis})$	Nível	-0.65 [-2.87]	1.63 [0.46]	I(1)
	Primeira Diferença	-13.44 [-2.87]	0.21 [0.46]	
$\ln(\text{Saldo Combustíveis}_t)$	Nível	-2.36 [-2.87]	0.93 [0.46]	I(1)
	Primeira Diferença	-6.54 [-2.87]	0.21 [0.46]	

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

Levando em consideração a existência de um único vetor de cointegração, as relações constantes na equação 1 podem ser analisadas em termos das elasticidades estimadas de longo prazo para cada um dos cinco grupos de produtos considerados, numa perspectiva invariante no tempo. No entanto, como já discutido anteriormente, essa análise se mostraria limitada, uma vez que a economia brasileira enfrentou diversos choques e mudanças conjunturais nas últimas décadas. Podem ser destacados, entre outros acontecimentos, fatores relacionados à dinâmica do comércio exterior brasileiro, como a mudança no regime cambial em 1999, o “overshooting” cambial das eleições presidenciais brasileira em 2002, a crise do *subprime* em 2008 e a significativa queda no nível de atividade brasileiro entre 2014 e 2016, agravados pela crise fiscal, além dos impactos recentes ocasionados pela pandemia do COVID-19. Esses aspectos podem ser investigados a partir da estimação dessas relações numa perspectiva dinâmica, ou variante no tempo.

Tabela 1.3- Resultados dos testes do Traço e de Máximo Autovalor

Estrutura do Teste		Autovalor	Estatística de Traço	Valor crítico Traço	P-valor	Estatística Max. Autovalor	Valor Crítico Máx. Autovalor	Prob
H0	H1							
Modelo para Bens de capital								
$r = 0$	$r \geq 1$	0.12	54.39	54.39	0.01	30.89	27.58	0.01
$r \leq 1$	$r \geq 2$	0.07	23.50	23.50	0.22	16.62	21.13	0.19
Modelo para Bens Intermediários								
$r = 0$	$r \geq 1$	0.15	58.36	47.85	0.00	37.33	27.58	0.00
$r \leq 1$	$r \geq 2$	0.06	21.03	29.79	0.35	14.70	21.13	0.31
Modelo para Bens de Consumo Duráveis								
$r = 0$	$r \geq 1$	0.13	56.67	47.85	0.00	32.53	27.58	0.01
$r \leq 1$	$r \geq 2$	0.06	24.13	29.79	0.19	16.47	21.13	0.19
Modelo para Bens de Consumo Semiduráveis e não Duráveis								
$r = 0$	$r \geq 1$	0.13	58.79	47.85	0.00	32.36	27.58	0.01
$r \leq 1$	$r \geq 2$	0.07	26.43	29.79	0.11	17.26	21.13	0.15
Modelo para Combustíveis e Lubrificantes								
$r = 0$	$r \geq 1$	0.15	63.68	47.85	0.00	36.55	27.58	0.00
$r \leq 1$	$r \geq 2$	0.08	27.12	29.79	0.09	18.68	21.13	0.10

Fonte: Elaboração própria.

Dessa forma, estimaram-se cinco modelos para o saldo da balança comercial brasileira da CGCE dentro de uma estrutura dinâmica de longo prazo VECM (p). Inicialmente, procedeu-se o teste da hipótese de cointegração variante no tempo nos moldes de Bierens e Martins (2010) em todos os modelos. Como descrito em Bierens e Martins (2010), o poder do teste depende da escolha da ordem  $m$ , do polinômio de Chebyshev. Portanto, utilizou-se combinações diferentes

de  $m$  variando de 1 a 7, e do critério de informação Hanna-Quinn<sup>5</sup> para a seleção da ordem de defasagem  $p$  do VECM( $p$ ). O critério para a seleção da ordem<sup>6</sup> de  $m$  foi o valor mínimo pelo qual o teste estatístico de Bierens e Martins (2010) rejeita a hipótese nula de cointegração invariante no tempo. Os resultados estão dispostos na tabela 1.4.

Tabela 1.4 - Teste de Bierens e Martins (2010) para cointegração variante no tempo

Modelo	Estatística de Razão de Verossimilhança	Ordem do polinômio de Chebyshev ( $m$ )
Saldo bens de capital	27.42 [0.00]	$m = 2$
Saldo intermediários	74.20 [0.00]	$m = 5$
Saldo bens durável	285.91 [0.00]	$m = 6$
Saldo semidurável e não durável	39.57 [0.00]	$m = 2$
Saldo combustível e Lubrificantes	28.41 [0.00]	$m = 3$

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa. P-valor entre colchetes.

Os resultados do teste indicam a rejeição da hipótese nula de invariância do vetor de cointegração para todos os modelos considerados. Dessa forma, o teste sugere a utilização dos modelos de cointegração de Johansen combinados aos polinômios temporais de Chebyshev para modelar a relação de longo prazo entre o saldo da balança comercial da CGCE e seus determinantes. Dessa forma, procedeu-se a estimação das elasticidades dinâmicas, ou variantes no tempo, para cada setor considerando a seguinte ordem: bens de capital, bens intermediários, bens duráveis, bens semiduráveis e não duráveis e combustíveis e lubrificantes.

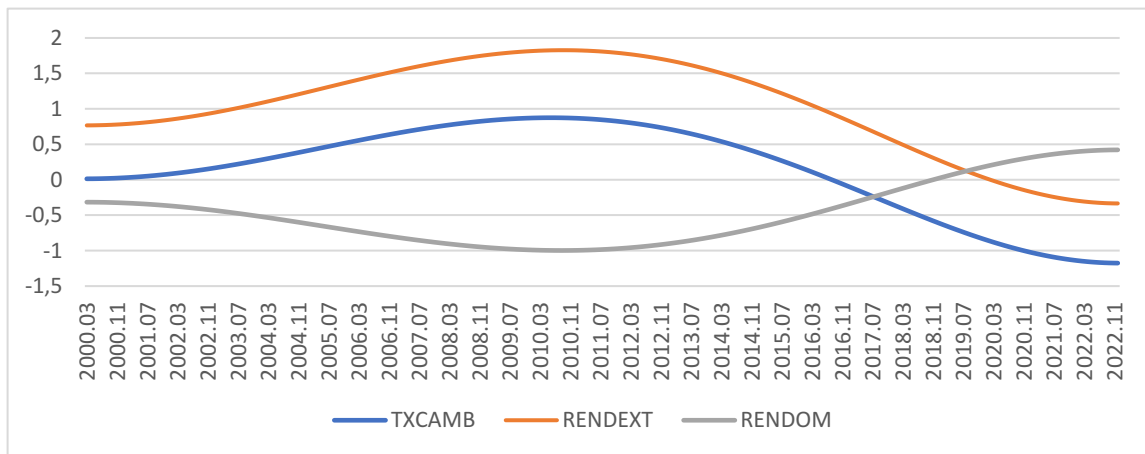
O gráfico 1.4 sintetiza graficamente a evolução das elasticidades dinâmicas das exportações líquidas dos bens de capital e a tabela 1.5 sistematiza suas estatísticas descritivas. Em termos gerais, observa-se que as elasticidades do saldo comercial dos bens de capital em relação à renda externa e à renda doméstica apresentaram, na média, o sinal previsto pela teoria

<sup>5</sup> A escolha dos critérios de informação Hannan-Quinn (1979) ou Schwarz (1978) são válidos para o processo de um VAR não estacionário, VECM ( $p$ ). Os autores sugerem que estes critérios de informação quando selecionados produzem estimativas assintoticamente corretas da ordem  $p$  do VAR, se  $p$  é finito.

<sup>6</sup> Como visto em Bierens e Martins (2010), a dinâmica do vetor  $\beta_t$  ao longo do tempo está condicionada a escolha da ordem de  $m$ , do polinômio de Chebyshev. Cabe aqui uma ressalva sobre a seleção de  $m$ . 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 na literatura econométrica relacionada. Conforme 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.

durante o período considerado. Em termos médios, um aumento de 10% na renda doméstica promove uma retração de 4,8% nas exportações líquidas dos bens de capital. Em condições semelhantes, se o incremento fosse na demanda externa, o saldo comercial dos bens de capital seria majorado em 10,3%.

Gráfico 1.4: Elasticidades de longo prazo para o modelo de Bens de Capital



Fonte: Elaboração própria.

Analisando os efeitos da taxa de câmbio real, observam-se elasticidades positivas entre março de 2000 e dezembro de 2015 e resultados negativos a partir do final de 2015. Os efeitos positivos podem ser justificados principalmente pelo *overshooting* da taxa de câmbio após 2003 combinado com a redução das incertezas em relação ao novo governo. Os impactos negativos a partir de 2015 podem estar associados a forte recessão econômica causada pelo agravamento do quadro fiscal enfrentado pela economia brasileira; enquanto a pandemia do COVID-19, pode ser um fator explicativo para os efeitos negativos nos anos finais da amostra. Na média, uma desvalorização real no câmbio de 10% melhora em 1,5% as exportações líquidas brasileiras de bens de capital. Dessa forma, a condição de Marshall-Lerner foi confirmada na média das elasticidades, apesar dos períodos em que ela apresentou sinal contrário ao esperado.

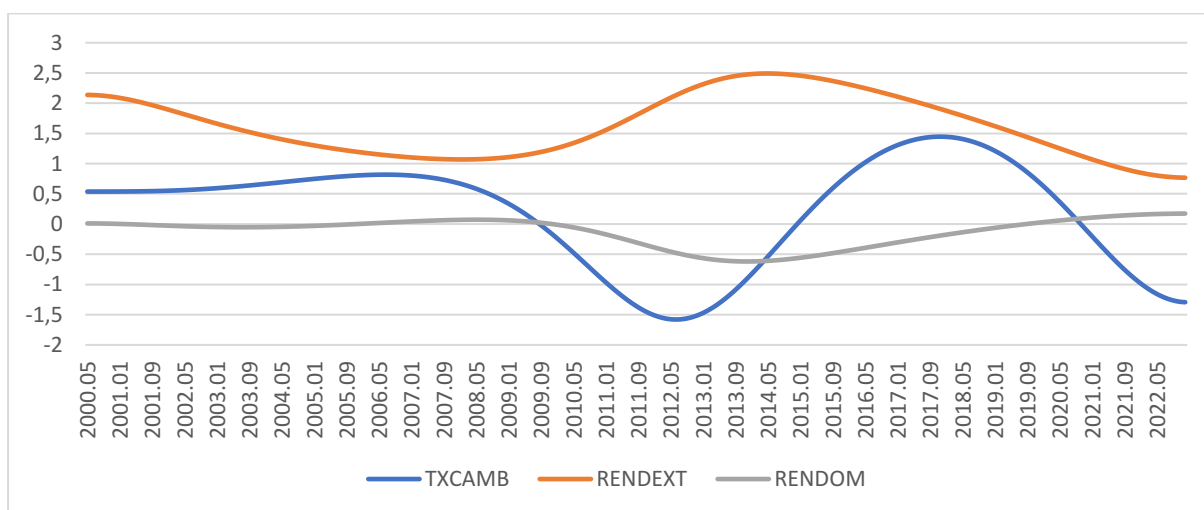
Tabela 1.5: Estatísticas descritivas das elasticidades dinâmicas do saldo de Bens de Capital

Variáveis	Média	Desvio Padrão	Amplitude	
			Máximo	Mínimo
Taxa de Câmbio Real	0.15	0.63	0.87	-1.17
Renda Externa	1.03	0.66	1.82	-0.33
Renda Doméstica	-0.48	0.43	0.42	-1.00

Fonte: Elaboração própria

Em seguida, procedeu-se análise similar em relação aos bens intermediários. Os resultados constam do gráfico 1.5 e da tabela 1.6. As elasticidades das exportações líquidas dos bens intermediários em relação às demandas interna e externa apresentaram a direção condizente com a teoria considerando as elasticidades médias da amostra em estudo. A análise descritiva revela que um incremento de 10% na renda doméstica e na renda externa impactam o saldo comercial dos intermediários em -1,2% e 16,2%, respectivamente.

Gráfico 1.5: Elasticidades de longo prazo para o modelo de Bens Intermediários



Fonte: Elaboração própria

A condição de Marshall-Lerner foi confirmada na maior parte da amostra, com exceção dos períodos entre 2009 e 2014 e a partir de 2021. Fatores como o *boom* dos preços das *commodities*, a forte recessão enfrentada pela economia brasileira e os efeitos recentes causados pelo impacto da pandemia do COVID-19 podem ter contribuído para esses resultados. Na média, uma desvalorização real no câmbio de 10%, aumenta o saldo comercial dos bens intermediários em 1,9%.

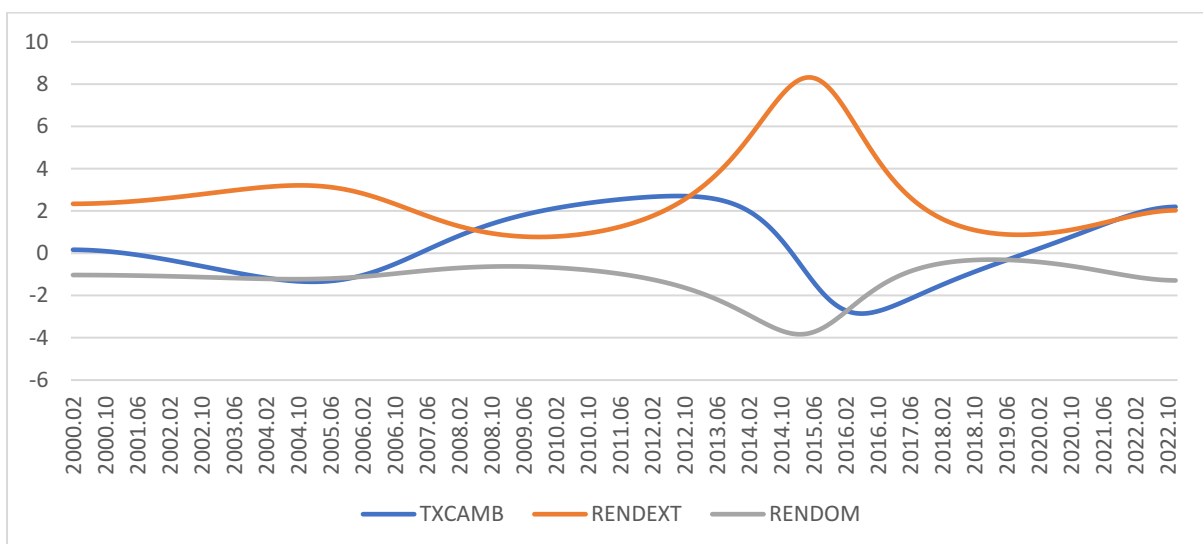
Tabela 1.6 - Estatísticas descritivas das elasticidades dinâmicas do saldo de Bens Intermediários

Variáveis	Média	Desvio Padrão	Amplitude	
			Máximo	Mínimo
Taxa de Câmbio Real	0.19	0.87	1.44	-1.57
Renda Externa	1.62	0.50	2.49	-0.76
Renda Doméstica	-0.12	0.23	0.17	-0.61

Fonte: Elaboração própria

O gráfico 1.6 e a tabela 1.7 apresentam uma descrição semelhante para bens duráveis. As elasticidades do saldo comercial dos bens duráveis em relação à taxa de câmbio oscilaram entre valores negativos e positivos ao longo do período analisado. Os impactos negativos no início da amostra entre 2000 e 2006 podem estar associados a recente mudança do regime cambial e as incertezas quanto as eleições presidenciais de 2002, enquanto os impactos negativos entre 2014 e 2016, podem refletir o ambiente de crise econômica da economia brasileira neste período. Apesar disso, na média, uma desvalorização real no câmbio de 10% melhora em 2,6% o saldo comercial do setor de bens duráveis, confirmando a Condição de Marshall-Lerner na média das elasticidades.

Gráfico 1.6: Elasticidades de longo prazo para o modelo de Bens Duráveis



Fonte: Elaboração própria

As elasticidades do saldo comercial dos bens duráveis em relação à renda doméstica e à renda externa se mostraram negativas e positivas, respectivamente, em todo o período

analisado, confirmando a previsão teórica. Os impactos médios estão na ordem de 26,3% e -12,5%, respectivamente, para incrementos de 10% nas demandas externa e doméstica.

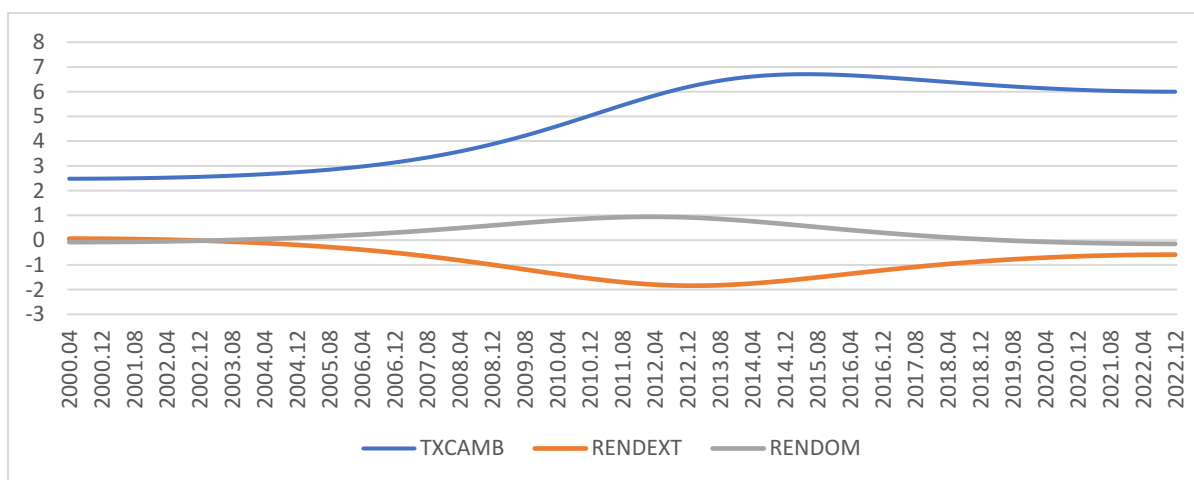
Tabela 1.7: Estatísticas descritivas das elasticidades dinâmicas do saldo de Bens Duráveis

Variáveis	Média	Desvio Padrão	Amplitude	
			Máximo	Mínimo
Taxa de Câmbio Real	0.26	1.59	2.70	-2.85
Renda Externa	2.63	1.83	8.31	0.76
Renda Doméstica	-1.25	0.84	-0.30	-3.83

Fonte: Elaboração própria

O gráfico 1.7 e a tabela 1.8 sintetizam os resultados do modelo para o setor de bens semiduráveis e não duráveis. Como no modelo anterior, a condição de Marshall-Lerner foi confirmada; ou seja, a elasticidade do saldo comercial desses bens em relação à taxa de câmbio se mostrou positiva. Na média, as exportações líquidas do setor de bens semiduráveis e não duráveis melhoram 47,8% em resposta a uma desvalorização real no câmbio de 10%.

Gráfico 1.7 – Elasticidades de longo prazo para o modelo de Bens Semiduráveis e Não Duráveis



Fonte: Elaboração própria

Contrariando a previsão teórica, as elasticidades do saldo comercial dos bens semiduráveis e não duráveis em relação à renda externa e à renda doméstica se mostraram negativas e positivas, respectivamente, em quase todo o período analisado. Os impactos médios estão na ordem de 3,0% e -8,5%, respectivamente, para incrementos de 10% nas demandas doméstica e externa.



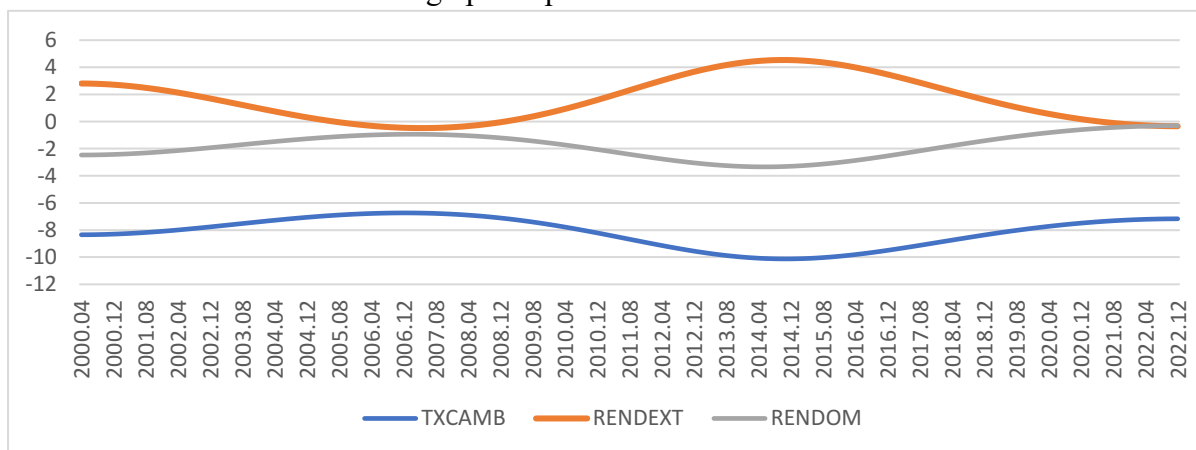
Tabela 1.8: Estatísticas descritivas das elasticidades dinâmicas do saldo de Bens Semidurável e não Durável

Variáveis	Média	Desvio Padrão	Amplitude	
			Máximo	Mínimo
Taxa de Câmbio Real	4.78	1,64	6,70	2.48
Renda Externa	0.85	0.61	0,06	-1.84
Renda Doméstica	0.30	0.36	0.94	-0.15

Fonte: Elaboração própria

Finalmente, o gráfico 1.8 e a tabela 1.9 descrevem os resultados do modelo para os combustíveis e lubrificantes. Este setor foi o único em que a taxa de câmbio real apresentou impacto negativo em todo o período analisado, invalidando a condição de Marshall-Lerner. Em média, uma desvalorização real no câmbio de 10% deteriora o saldo comercial desse setor em 81,5%. Esse resultado pode representar fatores como nível de produção, capacidade de refino, política interna de preços, cotação internacional da *commodity*, oferta mundial, concorrência interna e externa, entre outros.

Gráfico 1.8: Elasticidades de longo prazo para o modelo de Combustíveis e Lubrificantes



Fonte: Elaboração própria

A renda doméstica apresentou impacto negativo ao longo de toda a análise. Em média, incrementos de 10% nessa variável pioram as exportações líquidas de combustíveis e lubrificantes em 18%. Os efeitos da renda externa se mostraram negativos apenas entre 2006 e 2008, tornando positivos a partir daí. Fatores como a incerteza do início das eleições presidenciais e o *boom* dos preços das *commodities* no mercado internacional podem ter contribuído para os impactos negativos nos períodos iniciais da amostra. Apesar desse resultado, na média, o saldo comercial dos combustíveis e lubrificantes melhora 16,4% em resposta a incremento de 10% na demanda externa.

Tabela 1.9: Estatísticas descritivas das elasticidades dinâmicas do saldo Lubrificantes

Variáveis	Média	Desvio Padrão	Amplitude	
			Máximo	Mínimo
Taxa de Câmbio Real	- 8.15	1.07	-6.76	-10.12
Renda Externa	1.64	1.62	4.53	-0.47
Renda Doméstica	-1.80	0.88	-0.30	-3.33

Fonte: Elaboração própria

Dessa forma, as evidências encontradas para as elasticidades médias estimadas apontam para a validade da condição de Marshall-Lerner em todos os modelos considerados, com exceção do modelo para o saldo comercial dos combustíveis e lubrificantes, que apresentaram elasticidades negativas em relação a taxa de câmbio real para todos os meses. Esse resultado está em consonância com as principais evidências em termos de sinais e magnitudes das elasticidades lineares encontradas para a economia brasileira (MOURA e DA SILVA, 2005; VASCONCELOS, 2010; SONAGLIO, SCALCO e CAMPOS, 2010; SCALCO, CARVALHO e CAMPOS, 2012; RAMOS FILHO e FERREIRA, 2016; ARRUDA e MARTINS, 2020; ARRUDA, BRITO e CASTELAR, 2022).

Portanto, os indícios de validade da condição de Marshall-Lerner observados a partir de modelos lineares constantes nessa literatura foram verificados na maioria dos períodos e setores analisados considerando uma abordagem de cointegração variante no tempo. Apenas os combustíveis e lubrificantes apresentaram impactos negativos ao longo de toda a amostra.

A análise gráfica indica que as maiores assimetrias observadas estão relacionadas a períodos de mudanças na conjuntura brasileira, capturados aqui pelos polinômios temporais de Chebyshev, na parte inicial e final da amostra. O período inicial é caracterizado pela recente adoção do câmbio flutuante, incertezas associadas as eleições de 2002, o *overshooting* da taxa de câmbio e o *boom* dos preços das *commodities*. O período final da amostra reflete a forte recessão enfrentada pela economia brasileira e os efeitos recentes causados pelo impacto da pandemia do COVID-19, que alteraram o cenário mundial, influenciando a demanda e a oferta de bens e, conseqüentemente, as transações comerciais entre os países.

Os resultados para a renda doméstica e a renda externa são consistentes com a previsão teórica, a qual prevê uma relação negativa entre o saldo comercial e a renda doméstica e uma relação positiva entre o saldo comercial e a renda externa; ou seja, um aumento no indicador de

renda externa pode se reproduzir como um incremento na demanda por exportações domésticas, o que *ceteris paribus*, melhora, em média, as exportações líquidas do CGCE; enquanto um aumento no indicador de renda doméstica, indicativo de uma melhora na atividade econômica brasileira teria o efeito médio de reduzir as exportações líquidas do CGCE. Vale destacar, pela análise gráfica, que as elasticidades dinâmicas em relação à renda doméstica se mostraram mais suaves em todos os modelos considerados.

Estes resultados não foram observados apenas no modelo para bens de consumo semiduráveis e não duráveis, cujas elasticidades estimadas apresentaram sinais inversos ao esperado em grande parte da amostra, com impacto médio positivo em relação a renda doméstica e negativo em relação a renda externa. Resultados contrários para essas variáveis em uma perspectiva setorial também foram observados nos estudos de Scalco, Carvalho e Campos (2012) para o saldo da agropecuária brasileira e Ramos Filho e Ferreira (2016) para setores distintos da indústria do Brasil.

Nesse sentido, a resposta negativa da balança comercial frente a um aumento da renda externa (ou a resposta positiva frente a expansão da renda doméstica) observadas no modelo para bens de consumo semiduráveis e não duráveis pode estar relacionada à produção de bens substitutos aos importados sob as duas óticas (país doméstico e do país estrangeiro). Arora, Bahmani-Oskooee e Goswami (2003) e Vasconcelos (2010) argumentam que um impacto positivo da renda doméstica sobre as exportações líquidas pode ocorrer se o aumento nesse indicador refletir uma expansão da produção de bens substitutos aos importados. Semelhantemente, um sinal negativo é possível para a renda externa, caso ocorra um efeito similar sob a ótica externa ou, ainda, uma substituição por produtos de qualidade superior.

Ademais, 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, de modo a aumentar a inserção de produtos brasileiros no mercado internacional, uma vez que o saldo comercial pela CGCE apresentou respostas positivas ao câmbio real na maioria dos setores e períodos analisados. Por fim, destaca-se a importância de uma maior inserção do Brasil no comércio internacional, uma vez que o Brasil ainda apresenta taxas de abertura comercial bastante discretas. As informações disponíveis na SECEX/MDIC indicam que a economia brasileira apresentou uma taxa de abertura média (medida pela soma das exportações com as importações dividida pelo PIB) em torno de 20% no período analisado; ou seja, ainda há espaço para ampliar essa participação de modo a se beneficiar de uma maior demanda externa.

## 1.5 Considerações Finais

O presente estudo se pautou na estimação de elasticidades dinâmicas das exportações líquidas brasileiras por grandes categorias econômicas; ou seja, bens de capital, bens intermediários, bens de consumo semiduráveis e não duráveis, bens de consumo duráveis e combustíveis e lubrificantes, com dados entre janeiro de 2000 e dezembro de 2022 e a análise de cointegração variante no tempo proposta por Bierens e Martins (2010).

Em termos gerais, considerando os impactos da taxa de câmbio real, as elasticidades dinâmicas estimadas indicaram a validade da condição de Marshall-Lerner na maioria dos períodos e modelos analisados, com exceção dos combustíveis e lubrificantes. Dessa forma, desvalorizações reais na taxa de câmbio apresentam, em média, impactos positivos sobre o saldo da balança comercial considerando a CGCE. Esse resultado está em linha com as principais evidências encontradas para a economia brasileira. Os maiores impactos médios foram observados nas exportações líquidas dos bens duráveis, dos bens de consumo semiduráveis e não duráveis, dos intermediários e dos bens de capital, respectivamente.

Os resultados para as variáveis de renda externa e de renda doméstica também apresentaram a direção prevista pela literatura na maior parte da amostra, com exceção do modelo para os bens de consumo semiduráveis e não duráveis, cujas elasticidades apresentaram impactos inversos em grande parte do período analisado, tornando os efeitos médios negativos e positivos, para as demandas externa e doméstica, respectivamente. Autores como Scalco, Carvalho e Campos (2012) e Ramos Filho e Ferreira (2016) também observaram efeitos dessa natureza em suas análises setoriais e Arora, Bahmani-Oskooee e Goswami (2003) apontam para um possível efeito substituição como justificativa teórica para tais resultados.

Portanto, a metodologia empregada no presente estudo permitiu investigar diferentes padrões de relacionamento entre o saldo da balança comercial do CGCE e seus determinantes, capturando possíveis assimetrias setoriais, as quais economias emergentes como a do Brasil estão sujeitas, mostrando-se uma boa alternativa para analisar a relação entre essas variáveis em relação aos tradicionais modelos lineares. À guisa de sugestão de pesquisas futuras, esse trabalho pode ser ampliado tanto para uma abordagem em painel para os estados brasileiros que leve em consideração, além de um maior nível de desagregação setorial, as heterogeneidades regionais, através da aplicação de exercícios econométricos, que possibilitem a avaliação de possíveis não linearidades. Ou, ainda, investigações semelhantes numa perspectiva do comércio bilateral.

## 2 DINÂMICAS DE CURTO E LONGO PRAZOS DO COMÉRCIO EXTERIOR DOS ESTADOS BRASILEIROS: UMA ABORDAGEM EM DADOS DE PAINEL

### 2.1 Introdução

O estudo sobre flutuações da taxa de câmbio e seus impactos sobre a balança comercial tem sido o foco de extensa pesquisa na literatura teórica e empírica nas últimas décadas. A importância crescente desse tema se deve ao fato deste indicador ser frequentemente apontado como um dos principais determinantes do desempenho comercial de uma nação, refletindo a competitividade de um país no cenário mundial e mostrando-se relevante para a tomada de decisões de políticas econômicas.

Na teoria tradicional do comércio internacional, menciona-se que políticas que promovam desvalorizações reais da taxa de câmbio influenciam os preços relativos dos bens comercializáveis, impulsionando o aumento das exportações frente às importações, influenciando diretamente a melhora da balança comercial de uma economia. Neste sentido, a política de desvalorização cambial seria uma das formas de melhorar a competitividade externa, impulsionar as exportações e melhorar a balança comercial das economias visando promover o crescimento econômico.

Além disso, a teoria econômica é também compatível com a ideia de que os impactos das desvalorizações podem gerar efeitos distintos nos horizontes de curto e de longo prazo. Mais especificamente, os impactos de desvalorizações cambiais podem repercutir negativamente na balança comercial em curto prazo, ainda que momentaneamente, antes de sua reversão à trajetória de longo prazo, quando passaria a apresentar os *superávits* esperados (DASH, 2013; CARNEIRO, 2014; MORAES et al., 2015; ARIZE et al., 2017).

Nesse sentido, diversos estudos passaram a examinar em que medida e condições teóricas economias que se notabilizam *déficits* comerciais podem alcançar resultados superavitários mediante estímulos à depreciação cambial. Um dos enfoques dessa relação tem sido investigado na literatura em termos da regularidade empírica do fenômeno da Curva J e da validade da Condição de Marshall-Lerner, CML<sup>7</sup> daqui em diante, que explicariam os efeitos negativo de curto prazo e positivo no longo prazo de uma desvalorização cambial sobre a

---

<sup>7</sup> Uma revisão abrangente da literatura é encontrada em Bahmani-Oskooee e Ratha (2004) e Bahmani Oskooee e Hegerty (2013).

balança comercial, respectivamente. Este estudo se dedica a investigar a validade destas hipóteses.

Objetivamente, a hipótese subjacente ao fenômeno da curva J está associada a ocorrência de uma deterioração no saldo da balança comercial, em curto prazo, seguido por um saldo comercial superavitário no longo prazo, em resposta a uma desvalorização cambial (XU, BAHMANI-OSKOOEE, KARAMELIKLI, 2022). Sonaglio, Scalco e Campos (2010) descrevem que as razões teóricas para os efeitos de uma deterioração inicial sobre a balança comercial estão associadas a certa rigidez, em curto prazo, nos preços das exportações e importações celebrados em contratos de câmbio e do hiato necessário para o ajuste da capacidade produtiva frente à defasagem do processo de tomada de decisão dos agentes. Por outro lado, a CML é confirmada caso o impacto de longo prazo de desvalorizações na taxa de câmbio real sobre o saldo da balança comercial seja positivo e estatisticamente significativa numa situação em que a soma das elasticidade-câmbio das exportações e importação é superior a um (BAHMANI-OSKOOEE e FARIDITAVANA, 2015; MOURA e DA SILVA, 2005; RAMOS FILHO e FERREIRA, 2016).

Devido à importância destes conceitos e de seus efeitos nas dinâmicas de curto e de longo prazos sobre o desempenho da balança comercial de uma economia, a medição precisa das elasticidades comerciais tornou-se extremamente importante para a avaliação da política comercial e diversas abordagens empíricas têm sido empregadas para investigar se determinados países satisfazem ou não os fenômenos supracitados (BAHMANI-OSKOOEE E HEGERTY, 2013). Para o Brasil, autores como Sonaglio, Scalco e Campos (2010), Mortatti, Miranda e Bacchi (2011), Scalco Carvalho e Campos (2012), Ramos Filho e Ferreira (2016), Arruda, Martins e Castelar (2019), Januário e Ferreira (2021), Arruda, Brito e Castelar (2022) e Rocha, Magalhães e Brilhante (2022), apresentam suas contribuições. Contudo, quando se considera a perspectiva regional, a quantidade de estudos que abordam o tema é bastante reduzida e se concentra apenas em alguns estados e/ou regiões brasileiras.

Na perspectiva regional, destacam-se os trabalhos de Moraes et al. (2015) e Arruda e Martins (2016), com aplicações para os estados do Rio Grande do Sul e Ceará, respectivamente. Ambos empregam os vetores de correção de erros (VECM). Os primeiros confirmam o fenômeno J e rejeitam a CML, enquanto os últimos atestam a presença de ambos os fenômenos no setor de bens industrializados. Ainda nesta linha, Arruda, Castelar e Martins (2019) analisam a CML nas exportações líquidas da região Sul do Brasil. As evidências observadas atestam uma

resposta positiva e estatisticamente significativa do saldo comercial dessa região em relação à taxa de câmbio real, confirmando a CML.

Mais recentemente, Souza (2022) analisa o fenômeno da curva J para a balança agregada da região Nordeste com o resto do mundo a partir de modelos VECM e funções de impulso resposta e não verificam evidências do fenômeno para esta região. Já Seibert et al., (2023) avaliam os fenômenos da Curva J e da CML para a balança comercial agrícola da região Centro-Oeste através de modelos ARDL, entre os anos 1999 e 2019. Os autores não encontram evidências consistentes com a validade de nenhum dos fenômenos.

Portanto, mesmo com a importância dessa temática e o avanço recente do número de estudos sobre o tema, a literatura que aborda esses fenômenos para a economia brasileira está longe de um consenso, especialmente nas perspectivas regionais e setoriais. Além disso, as investigações deixam em aberto uma lacuna quanto às aplicações empíricas, sobretudo, com uso de dados em painel, isto é, embora a abordagem em painel apresente várias vantagens frente aos modelos de séries temporais ou de *cross section* puros, como o controle da heterogeneidade individual, a possibilidade de informações com maior variação de dados, menor colinearidade e maiores graus de liberdade, a metodologia parece não ter atraído tão fortemente os pesquisadores, tendo recebido consideração limitada nos estudos que investigam os fenômenos da curva J e da CML nestas áreas.

Um primeiro esforço no que tange a exercícios regionais fazendo uso de dados em painéis de estados na literatura brasileira, pode ser visto em Arruda e Martins (2020). Os autores investigam os fenômenos para o saldo da balança comercial de bens básicos e industrializados para um painel contendo 10 estados brasileiros, entre 1999 e 2015, com a aplicação de modelos *Panel Vector Autorregression* (PVAR), para testar a ocorrência do fenômeno J, e do *Panel Dynamic Ordinary Least Squares* (PDOLS), para investigar a validade da CML. Os resultados encontrados atestam a CML em todas as análises e o fenômeno J apenas para os industrializados.

Na literatura internacional<sup>8</sup>, os métodos de dados em painel já são mais empregados para investigar os fenômenos da curva J e da CML, tendo se concentrado nas análises das balanças bilaterais de um país *vis-à-vis* seu principal parceiro comercial, sendo um campo ativo

---

<sup>8</sup> Irandoust et al. (2006); Wang, Lin e Yang (2012); Mwito, Muhia e Kibet (2015); Shahzad, Nafees, Farid (2017); Ebadi (2020); Gözen e Bostanci (2021) e Tomoiaga e Silaghi (2022), para citar alguns.

dentro da econometria que faz uso de painéis heterogêneos na análise de dados com grandes dimensões, embora realçando pouco os aspectos regionais dentro de sua análise.

Nas últimas décadas, a literatura teórica<sup>9</sup> da econometria para painéis dinâmicos evoluiu bastante e passou a orientar-se ao estudo de situações em que tanto a dimensão temporal (T) quanto a transversal (N) são relativamente grandes. Esta literatura é dedicada, em geral, à análise de conjuntos de dados de painel macro, onde a dimensão *cross-section* é tipicamente representada por países, estados, municípios ou regiões dentro dos países (BLACKBURNE e FRANK, 2007; EBERHARDT, 2012). No campo aplicado, a ênfase para painéis dinâmicos não estacionários passou a considerar estimadores que permitem possíveis efeitos heterogêneos nas relações das variáveis entre as unidades do painel, em vez da imposição de homogeneidade dos coeficientes de inclinação, que muitas vezes pode ser considerada restritiva ou implausível teoricamente (PESARAN e SHIN, 1995; PESERAN et al, 1999), além de passar a abordar explicitamente o fenômeno da dependência transversal em sua dinâmica.

Um elemento importante nesse contexto é a ocorrência de dependência entre as unidades individuais do painel, dada a existência de fatores comuns (ou choques) não observáveis. Em termos econômicos, os fatores comuns (ou choques) podem ser eventos ou processos globais, tais como pandemias ou recessões econômicas, efeitos de repercussão, como a difusão de novos produtos, ou uma mudança na tecnologia, cujos efeitos unem algumas ou todas as unidades transversais, simultaneamente. Neste caso, ignorar esta questão no processo de estimação pode levar a resultados fortemente viesados, uma vez que seus efeitos passam a integrar os termos de erros e gerar correlação nas unidades do painel (HOECLEY, 2007; BAILEY, CHUDICK e PESARAN, 2015; DITZEN, 2018; PESARAN, 2015; THOMBS, 2022). Vale ressaltar que Driscoll e Kraay (1998) advertem que este fenômeno está especialmente presente em painéis com informações regionais e setoriais.

---

<sup>9</sup> Essa literatura começou com uma primeira geração de métodos, como testes de raiz unitária, testes de cointegração e estimadores que assumiam que as unidades do painel eram independentes de forma transversal como, por exemplo, Im, Pesaran e Shin (2003). Uma segunda geração de métodos passou a abordar explicitamente as preocupações com a correlação transversal entre as unidades painel, ver Bai e Ng (2004), Bai, Kao e Ng (2009); e Pesaran (2006, 2007). Mais recentemente, esta literatura orientou-se pelo estudo de situações em que o número de unidades *cross-section* (N) e a dimensão temporal (T) são relativamente grandes, ver Barhoumi (2006), Marques e Mallick (2009), Aguerre et al. (2012). Esta abordagem difere daquelas tradicionalmente empregadas em painéis de dimensões curtas, as quais, geralmente, assume-se que qualquer heterogeneidade remanescente sobre as unidades de corte transversais pode ser controlada por meio de um intercepto aditivo, assumindo-se fixo ou aleatório, e/ou uma combinação de estimadores de efeitos fixos e de variáveis instrumentais (BLACKBURNE e FANK, 2007; EBERHARDT, 2012; PESARAN e SMITH, 1995).



Nesta linha, a disponibilidade cada vez maior de informações tanto temporais como *cross-section* tem estimulado o desenvolvimento de técnicas de estimação para as relações de curto e de longo prazo em painéis heterogêneos cointegrados, permitindo abordar explicitamente as questões inerentes à presença de dependência transversal em sua dinâmica. O presente estudo pretende caminhar nessa direção empregando dados em painel num contexto regional para os estados brasileiros, por meio de técnicas robustas à possíveis efeitos de heterogeneidade e de dependência transversal. Especificamente, o presente estudo emprega o arcabouço autorregressivo com defasagens distribuídas em painel (PARDL) para estimar as relações de curto e de longo prazos de desvalorizações cambiais sobre o saldo da balança comercial dos estados brasileiros, seguido da aplicação do algoritmo de matriz de covariância não paramétrica nos moldes de Driscoll e Kraay (1998), que produz estimativas de erros padrão robustas a formas gerais de dependência transversal (espacial) ou temporal<sup>10</sup>, exercício ainda não realizado para o Brasil nas perspectivas regionais e setoriais.

Portanto, o presente estudo contribui com a literatura de dados em painel que investiga os fenômenos da Curva J e da CML ao aplicar estimadores robustos à presença de dependência transversal (espacial) ou temporal num contexto regional e setorial, considerando informações para os estados brasileiros e a classificação de produtos por grandes categorias econômicas, doravante CGCE, notadamente, bens de capital, bens intermediários, bens de consumo e combustíveis e lubrificantes.

Cabe ressaltar que os estados brasileiros interagem através do comércio e estão associados nacionalmente e geograficamente, partilhando histórias comuns. Assim, as diferentes políticas cambiais empregadas desde o final da década de 90 na economia brasileira, o avanço recente de sua participação nas cadeias globais de comércio, suas fortes disparidades inter e intrarregionais e a vulnerabilidade de economias emergentes a choques internos e externos fornecem motivação adicional para estudos que aprofundem a investigação sobre as dinâmicas de curto e de longo prazos para o comércio exterior dos estados brasileiros, dentro

---

<sup>10</sup>A técnica de erros padrão de Driscoll e Kraay (1998) mostra-se um procedimento adequado para verificação de robustez em modelos com dados em painel linear, devido ao seu poder de controlar os resíduos em diferentes painéis associados à dependência transversal (espacial) ou temporal. Em adição, as vantagens de usar o algoritmo da matriz de covariância de Driscoll-Kraay é que este levará em conta problemas de heterocedasticidade, autocorrelação, além de ser igualmente aplicável para séries de dados em painel balanceados e não balanceados e processar *missing values* de forma eficaz, não restringindo sua viabilidade, independentemente das dimensões temporais (T) e *cross-section* (N) do painel.

de uma estrutura de dados e painel que leve em consideração possíveis efeitos de interdependência entre os estados.

Em suma, o estudo estima as relações de curto e de longo prazos de desvalorizações reais na taxa de câmbio sobre o saldo comercial dos estados brasileiros segundo as CGCE. Para tanto, utiliza informações anuais para 26 estados brasileiros entre 2000 e 2020, o arcabouço dos modelos autorregressivos com defasagens distribuídas em painel (PARDL) com correção dos erros padrão de Driscoll e Kraay (1998), que é robusta para controlar problemas associados à dependência transversal (espacial) ou temporal.

Além dessa introdução, o estudo possui mais quatro seções. A seção seguinte promove uma revisão de literatura sobre a regularidade da Curva J e a validade CML. Em seguida, são apresentados os aspectos metodológicos, com uma descrição do banco de dados e do perfil da balança comercial dos estados brasileiros pela CGCE, além da estratégia econométrica empregada. A quarta seção se reserva à análise e discussão dos resultados. Por fim, são tecidas as considerações finais.

## **2.2 Revisão de Literatura**

A literatura que examina o problema dessa pesquisa é vasta. A presente seção se reserva à realização de um levantamento dos principais trabalhos que utilizam técnicas de painel para avaliar a ocorrência do fenômeno J e da CML.

Em estudo para investigar a CML para a economia Sueca, Hatemi-J e Irandoust (2005) examinam as elasticidades bilaterais entre a Suécia e seus principais parceiros comerciais (Dinamarca, França, Alemanha, Noruega, Reino Unido e EUA) para o período de 1960 a 1999, por meio do estimador de Mínimos Quadrados Ordinários com Variáveis *Dummies* (LSDV) e das técnicas em painel de raiz unitária, de Levin, Lin e Chu (2002) - LLC, daqui em diante -, de Im, Pesaran e Shin (2003) – IPS, daqui em diante -, e análise de cointegração, como proposto em Pedroni (1995, 1997). Seus resultados mostram que a CML só é verificada na relação bilateral com a Alemanha. Fazendo uso das mesmas técnicas, Irandoust et al. (2006) estendem o estudo anterior adicionando a Finlândia e os Países Baixos como parceiros comerciais para estudar o fenômeno, entre os anos de 1960 e 2001. Os resultados empíricos atestaram a CML apenas na relação bilateral da Suécia com a França e os Países Baixos.

Para a economia chinesa, *Wang, Lin e Yang (2012)* estimam as relações de curto e de longo prazo de desvalorizações da taxa de câmbio real nas balanças bilaterais entre a China e seus 18 maiores parceiros comerciais, incluindo o Brasil, utilizando um conjunto de dados em painel mensal entre 2005 e 2009 e dos estimadores de *Panel Fully Modified Ordinary Least Squares (PFMOLS)* e o *Panel Error Correction Model (PECM)*. Os resultados revelam indícios de uma curva J incompleta, isto é, o fenômeno em que, após uma desvalorização cambial, ocorre o *déficit* na balança comercial no curto prazo, mas não o *superávit* no longo prazo, apenas nas relações com Estados Unidos, Japão e Reino Unido; não se verificando, portanto, a CML em nenhuma das relações comerciais bilaterais do estudo.

Mwito, Muhia e Kibet (2015) analisam a validade da CML para o comércio bilateral entre o Quênia e os seus dez principais parceiros comerciais através de painéis dinâmicos heterogêneos não estacionários via arcabouço PARDL e da técnica de estimação *Mean Group (MG)*, entre 1970 e 2013. Os achados em favor da CML se verificam apenas para a relação comercial do Quênia com os Emirados Árabes Unidos, a Índia e a África do Sul.

Com vistas a inferir sobre o fenômeno da CML, Shahzad, Nafees, Farid (2017) fazem uso do estimador de Efeito Fixo (FE) e Efeito Aleatório (RE) para estimar as melhores elasticidades do comércio das exportações e importações em um painel de países selecionados do Sul da Ásia, Bangladesh, Butão, Índia, Maldivas, Nepal, Paquistão e Sri Lanka, entre 1993 e 2010. Os resultados encontrados indicam que as desvalorizações reais na taxa de câmbio não melhoram a balança comercial para os países do Sul da Ásia no longo prazo, não confirmando, portanto, a CML.

Utilizando dados em painel de 33 países, incluindo o Brasil, Yazgan e Ozturk (2018) testam a ocorrência da curva J e CML para os fluxos comerciais bilaterais de cada um destes países *vis-à-vis* os seus principais parceiros comerciais. Os autores permitem técnicas para acomodar efeitos heterogêneos na resposta das balanças bilaterais frente às alterações na taxa de câmbio real e possíveis efeitos de interdependência entre os parceiros comerciais. Para isto, empregam um modelo de correção de erros em painel (PECM) e estimadores de efeitos correlatos comuns de média agrupada (CCEMG), para inferir sobre os efeitos de curto prazo, e a sua versão *pooled* (CCEP), assumindo homogeneidade nos coeficientes, para averiguar os efeitos de longo prazo. A análise de longo prazo revela que, para maioria dos países, uma depreciação real da moeda nacional tem efeitos favoráveis na balança comercial do país de

origem, indicando a validade da CML. Contudo, não foram encontradas nas relações de curto prazo evidências em favor da curva J.

Ebadi (2020) examina a validade da CML para dados em painéis a partir de dois grupos de países. O primeiro, composto de 22 países pertencentes a OCDE e o segundo, constituído por 10 países asiáticos, para uma amostra entre 2000 e 2017. O autor adota a estratégia econométrica de painel dinâmico heterogêneo a partir de estimações de grupo médio empilhado (*Pooled Mean Group - PMG*) para obter as melhores elasticidades de longo prazo para os modelos de demanda por exportações e importações. Os resultados indicam a ocorrência da CML apenas para o grupo dos 10 países asiáticos.

Kaya (2021) testa se a CML se mantém para a balança bilateral da Turquia após a União Aduaneira. Para este fim, o autor analisa os efeitos de desvalorizações da taxa de câmbio real, da renda doméstica e da renda externa nas balanças comerciais bilaterais entre a Turquia e os seus 25 principais parceiros comerciais, com técnicas de painel heterogêneos e estimadores de Grupo Médio de Efeitos Correlacionados Comuns (CCEMG) e Grupo Médio Aumentado (AMG). Os resultados mostram que a CML é válida em nível bilateral para os EUA, Bélgica, Espanha, Suíça, Roménia e Rússia, de acordo com os estimadores CCEMG e AMG, simultaneamente. O resultado para as elasticidades comerciais em relação à renda externa se mostra positivo e estatisticamente significativo para 11 países no método CCEMG e para 12 países nos estimadores AMG, enquanto para renda doméstica, os impactos se mostram negativos para 6 e 12 países, respectivamente, para estes estimadores.

Ainda para a economia Turca, Gözen e Bostanci (2021) analisam o fenômeno da curva J para um painel contendo informações anuais para as balanças bilaterais entre a Turquia e seus principais parceiros comerciais - a Rússia, EUA, Alemanha, Reino Unido, Itália e China, entre 1995 e 2018. Os autores empregam o estimador *Panel Dynamic Ordinary Least Squares* (PDOLS) para as médias dos grupos, além das técnicas preliminares para presença de raiz unitária, quebra estrutural e de cointegração, nos moldes de Westerlund (2007). Para cada país, os resultados da estimativa via DOLSMG não fornecem qualquer evidência para apoiar o fenômeno da curva J, uma vez que as estimativas obtidas se mostraram insignificantes em todos os países, com exceção da Alemanha, que reportou coeficiente negativo.

Para um painel contendo informações anuais para as balanças bilaterais da Roménia e seus dez principais parceiros comerciais, entre 1999 e 2019, Tomoiaga e Silaghi (2022) fazem

uso da estratégia econométrica em painel *Fully Modified Ordinary Least Square (PFMOLS)*, com vistas a inferir sobre a validade da CML. Os resultados apontam a validade da hipótese para a relação bilateral entre a Romênia e o Reino Unido, Turquia, República Tcheca, Hungria e a Bulgária.

Mhaka, Ncwadi e Phiri (2022) examinam a curva J para um painel contendo informações de cinco países da União Aduaneira da África Austral (região de SACU) e da balança comercial desagregada para 19 setores selecionados da indústria em relação ao resto do mundo, entre 1995 e 2020. Para capturar os efeitos de curto e de longo prazos de depreciações cambiais sobre o saldo da balança comercial da região, os autores empregam o arcabouço em PARDL, técnicas para presença de raiz unitária em painel nos moldes de Levin, Lin, and Chu (2002) e Im, Pesaran, and Shin (2003) e da técnica de estimação *Pooled Mean Group (PMG – ARDL)*. Os resultados encontrados indicam efeitos da curva J em apenas 6 das 19 indústrias, nas quais a depreciação cambial impactou em *déficits* iniciais na balança comercial dos setores com o resto do mundo, antes de apresentar os efeitos positivos a longo prazo.

Investigando esses fenômenos para um painel de 10 países selecionados da África Subsaariana (ASS), entre 1970 e 2020, Abille e Meçik (2023) empregam o arcabouço em painel ARDL via estimações *Pooled Mean Group (PMG – ARDL)* e *Mean Group (MG-ARDL)*. As conclusões do modelo PMG-ARDL revelam a ocorrência da curva J completa apenas em três países, Camarões, Burkina Faso e Gâmbia; enquanto nos demais, desvalorizações da taxa de câmbio real não geram uma deterioração no curto prazo, mas apenas um efeito positivo de longo prazo, validando somente a CML. Já nas estimações MG-ARDL, o fenômeno da curva J completa é verificado apenas em Gana e Camarões.

A revisão realizada anteriormente mostra praticamente a inexistência de estudos dessa natureza para painel de dados na perspectiva regional e setorial, sobretudo em exercícios para o Brasil, uma economia com dimensões continentais com grandes diferenças regionais. Nessa linha, Moraes et al. (2015) realizam um estudo para o Rio Grande do Sul – considerando o saldo total, dos produtos básicos e dos produtos industrializados, informações mensais entre janeiro de 1999 e maio de 2014, e VECM. Os resultados não confirmam a ocorrência do fenômeno J. Empregando o mesmo arcabouço metodológico para o estado do Ceará, Arruda e Martins (2016), atestam a curva J apenas para as exportações líquidas agregadas e para os produtos industrializados.

Arruda, Castelar e Martins (2019) analisam a validade da CML para a balança comercial da região Sul do Brasil a partir de dados mensais entre 1999.1 e 2013.7 e modelos VECM. Os resultados confirmam a ocorrência da CML com elasticidades da taxa de câmbio real variando entre 2.76 e 5.55.

Arruda e Martins (2020) investigam os impactos de longo prazo das desvalorizações cambiais sobre as exportações líquidas totais, de básicos e de industrializados para um painel com informações de 10 estados brasileiros a partir da aplicação do *Panel Dynamic Ordinary Least Squares (PDOLS)* e dados mensais entre 1999 e 2015. As evidências encontradas apontam para a validade da CML em todos os modelos considerados, com elasticidades estimadas em relação a taxa de câmbio real que variam entre 1.01 e 1.57; entre 0.28 e 0.99 em relação a renda externa; e entre -0.19 e -0.25 em relação a renda doméstica.

Mais recentemente, Souza (2022) analisa o fenômeno da curva J para a balança agregada da região Nordeste com o resto do mundo a partir de modelos VECM e funções de impulso resposta e não verificam evidências do fenômeno para esta região. Através de técnicas ARDL, Seibert et al., (2023) avaliam os fenômenos da Curva J e da CML para a balança comercial agrícola do Centro-Oeste entre os anos 1999 e 2019. Os autores não encontram evidências consistentes com a validade de nenhum dos fenômenos.

Em suma, mesmo com as contribuições mencionadas acima, observa-se a existência de poucos estudos que apresentem evidências sobre a curva J e a validade da CML num contexto regional, especialmente nas perspectivas setoriais. Para o Brasil, percebe-se que maior parte da literatura associada tem feito uso de arcabouços puramente de séries temporais para investigar os fenômenos, abrindo, dessa forma, uma lacuna para outras abordagens econométricas como a de dados em painel, que oferecem a oportunidade de examinar os fenômenos dentro da perspectiva regional, ao tomar como unidade de observação, estados, municípios ou regiões ao longo de suas trajetórias individuais no tempo. Já na literatura internacional, embora a abordagem de econometria para dados de painel seja mais amplamente empregada, o foco tem sido nas análises das balanças bilaterais entre países, realçando pouco os aspectos regionais.

Além disso, conforme mencionado na seção introdutória, os conjuntos de dados em painel macro, muito provavelmente exibem dependência transversal, que pode surgir devido à presença de fatores comuns (ou choques) não observáveis que unem as unidades de observação, de modo que não dar a devida atenção à sua dinâmica dentro do procedimento econométrico

pode gerar resultados não confiáveis nas análises de dados para painel. No presente estudo, é plausível que os processos não observáveis ou erros transversais estejam correlacionados, uma vez que as unidades de observação *cross section* são estados brasileiros, que interagem através do comércio e estão associados nacionalmente partilhando histórias comuns. Assim, efeitos de choques globais ou de políticas macroeconômicas nacionais, como por exemplo, uma política cambial, e a integração de sistemas socioeconômicos, que podem causar efeitos de interdependência entre os estados brasileiros, devem ser levados em consideração, pois as variáveis ou resíduos provenientes de dependência *cross section* podem persistir. Portanto, quando um painel de estados é avaliado, a presença da dependência transversal precisa ser investigada e o método de estimação escolhido de acordo.

Portanto, o estudo pretende contribuir nessa direção, analisando as dinâmicas de curto e de longo prazos das desvalorizações reais da taxa de câmbio sobre o saldo da balança comercial dos estados brasileiros, com vistas a inferir sobre os fenômenos da curva J e da validade da CML, fazendo uso do arcabouço dos modelos autorregressivos com defasagens distribuídas em painel (PARDL) com erros padrão robustos a formas gerais de dependência transversal ou temporal. Vale destacar que a investigação será realizada em perspectiva setorial de acordo com a CGCE, estudo inédito nessa literatura.

## **2.3 Aspectos Metodológicos**

### **2.3.1 Classificação por Grandes Categorias Econômicas-CGCE**

No presente estudo, o saldo da balança comercial dos estados brasileiros será analisado, segundo a Classificação por Grandes Categorias Econômicas – CGCE (ou *Broad Economic Categories* – BEC) elaborada e disponibilizada pela Secretaria de Comércio Exterior, do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (SECEX/MDIC).

A elaboração da CGCE foi desenvolvida com a finalidade de classificar as mercadorias nos fluxos do comércio internacional, em grandes classes econômicas, agregadas em correspondência com a Classificação Uniforme para o Comércio Internacional (CUCI), da Divisão de Estatísticas da Organização das Nações Unidas (ONU) e sofreu várias revisões em sua metodologia desde sua publicação original em 1971. No Brasil, a elaboração da CGCE pela SECEX/MDIC tem a intenção de sumarizar os dados sobre o comércio internacional e analisar o comportamento da balança comercial em grandes classes econômicas, segundo a destinação

e/ou uso dos bens. Além disso, segue as grandes categorias de produtos relevantes utilizados no Sistema de Contas Nacionais (SCN), do Índice Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Os produtos exportados e/ou importados são hierarquizados de acordo com o destino e uso dos bens produzidos, em seis grupos econômicos de mercadorias: bens de capital, bens intermediários; os bens de consumo, que incluem os bens de consumo duráveis e os bens de consumo semiduráveis e não duráveis; Combustíveis e Lubrificantes e Bens não especificados anteriormente. O quadro 1 apresenta a estrutura das categorias e subcategorias da CGCE (MDIC/SECEX, 2016)<sup>11</sup>.

De forma concisa, os bens de capital são aqueles que possuem maior valor agregado incluindo, por exemplo, máquinas e ferramentas, tratores e material de transporte; enquanto os bens intermediários, incluem matérias primas e insumos na elaboração de outros produtos, como peças para veículos, componentes eletroeletrônicos, minérios e produtos siderúrgicos básicos, elementos e compostos químicos e soja em grão, entre outros itens.

Os bens de consumo, compreendem os bens de consumo duráveis e os bens de consumo semiduráveis e não duráveis. Além de automóveis para passageiros e equipamentos de transporte não industrial, a subcategoria “bens de consumo duráveis” – exceto “equipamentos de transportes” inclui mercadorias com vida útil superior a três anos, juntamente com outras mercadorias com vida útil esperada superior a um ano, mas com valor unitário relativamente elevado, tais como geladeiras, refrigeradores e máquinas de lavar. Por sua vez, nos bens de consumo semiduráveis e não duráveis, a subcategoria “Bens de consumo semiduráveis” relaciona as mercadorias com ciclo de vida útil de mais de um ano, mas inferior a três anos, que não apresentam um valor relativamente elevado; enquanto a subcategoria “Bens de consumo não Durável”, abrange mercadorias com expectativa de vida útil entre um ano ou menos, tais como os produtos de alimentação e bebidas em geral, os artigos de vestuário e os brinquedos, entre outros.

---

<sup>11</sup> Uma particularidade da classificação da SECEX/MDIC em relação a do IBGE é a distinção da categoria “Combustíveis e Lubrificantes”, que inclui combustíveis básicos, como petróleo, e combustíveis elaborados, como gasolina. Para o IBGE, os combustíveis (exceto gasolina) são categorizados como bens intermediários, enquanto a gasolina é tratada como um bem de consumo.



Quadro 2.1: Classificação por Grandes Categorias Econômicas

<b>Bens de capital (BK)</b>
<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Bens de capital, exceto equipamentos de transporte industrial</li> <li>▪ Equipamentos de transporte industrial</li> </ul>
<b>Bens intermediários (BI)</b>
<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Alimentos e bebidas básicos, destinados principalmente à indústria</li> <li>▪ Alimentos e bebidas elaborados, destinados principalmente à indústria</li> <li>▪ Insumos industriais básicos</li> <li>▪ Insumos industriais elaborados</li> <li>▪ Peças e acessórios para bens de capital</li> <li>▪ Peças para equipamentos de transporte</li> </ul>
<b>Bens de consumo (BC)</b>
<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ <b>Bens de consumo duráveis</b> <ul style="list-style-type: none"> <li>○ Bens de consumo duráveis – exceto equipamentos de transporte</li> <li>○ Automóveis para passageiros</li> <li>○ Equipamentos de transporte não industrial</li> </ul> </li> <li>▪ <b>Bens de consumo semiduráveis e não duráveis</b> <ul style="list-style-type: none"> <li>○ Bens de consumo semiduráveis</li> <li>○ Bens de consumo não duráveis</li> <li>○ Alimento/bebidas básicos, destinados principalmente ao consumo doméstico</li> <li>○ Alimento/bebidas elaborados, destinados principalmente ao consumo doméstico</li> </ul> </li> </ul>
<b>Combustíveis e Lubrificantes (CB)</b>
<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Combustíveis e lubrificantes básicos</li> <li>▪ Combustíveis e lubrificantes elaborados <ul style="list-style-type: none"> <li>○ Gasolinas para automóvel</li> <li>○ Combustíveis e lubrificantes elaborados exceto gasolinas para automóveis</li> </ul> </li> </ul>
<b>Bens não especificados anteriormente</b>
<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Bens não especificados anteriormente</li> </ul>

Fonte: Elaboração própria com base na estrutura da MDIC/SECEX (2016).

Nos combustíveis e lubrificantes estão agregados, entre outros, os óleos brutos de petróleo, a gasolina e o álcool carburante e os combustíveis e lubrificantes utilizados em aeronaves e embarcações de trânsito internacional; ou seja, aqueles considerados como consumo de bordo.

### 2.3.2 Banco de dados e análise descritiva das variáveis

Para analisar as dinâmicas de curto e de longo prazo do comércio exterior dos estados brasileiros segundo a CGCE, faz-se uso de modelos autorregressivos com defasagem distribuída em painel (PARDL) com erros-padrão robusto à presença de dependência *cross-section*, nos moldes propostos por Driscoll e Kraay (1998). O painel empregado contém

informações anuais para os 26 estados brasileiros, entre 2000 e 2020. O quadro 2 apresenta uma síntese das variáveis empregadas bem como de suas respectivas fontes.

O indicador do saldo comercial ou exportações líquidas é dado pelo logaritmo da razão entre as exportações e importações, construída, tomando os valores das exportações e importações das unidades federativas brasileiras (exceto, Distrito Federal) para os setores segundo a CGCE. As informações foram extraídas junto à Secretaria de Comércio Exterior do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (SECEX/ MDIC).

Quadro 2.2 :Síntese das variáveis utilizadas

Variável	<i>Proxy</i> utilizada	Período	Fonte
Cambio Real <sub>it</sub> *	Logaritmo natural da taxa de câmbio real efetiva	2000 – 2020	BCB-SGS
Renda Doméstica <sub>it</sub>	Logaritmo natural do Produto Interno Bruto do estado <i>i</i> no ano <i>t</i>	2000 – 2020	IBGE
Renda Externa <sub>it</sub> *	Logaritmo natural das importações mundiais do estado <i>i</i> no ano <i>t</i>	2000 – 2020	DOTS-FMI
Saldo Comercial Bens de capital <sub>it</sub>	Logaritmo natural do saldo de bens de capital do estado <i>i</i> no ano <i>t</i>	2000 – 2020	MDIC/SECEX
Saldo Comercial Bens Intermediários <sub>it</sub>	Logaritmo natural do saldo de bens intermediários do estado <i>i</i> no ano <i>t</i>	2000 – 2020	MDIC/SECEX
Saldo Comercial Bens de Consumo <sub>it</sub>	Logaritmo natural do saldo de bens de consumo do estado <i>i</i> no ano <i>t</i>	2000 – 2020	MDIC/SECEX
Saldo Comercial Combustíveis e Lubrificantes <sub>it</sub>	Logaritmo natural do saldo de Combustíveis e Lubrificantes do estado <i>i</i> no ano <i>t</i>	2000 – 2020	MDIC/SECEX

Fonte: Elaboração própria. \*As variáveis de renda externa e de taxa de câmbio real são as mesmas para todas as unidades do painel.

A medida de câmbio utilizada no presente estudo é a taxa de câmbio efetiva real, empregada como uma medida de representatividade do nível de competição externa de uma economia, disponibilizada no Sistema Gerador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil (BCB-SGS). Utilizou-se o indicador que considera o Índice de Preços por Atacado - Disponibilidade Interna (IPA-DI), dado que avalia apenas bens transacionáveis.

A *proxy* para a atividade econômica estadual (ou renda doméstica estadual) é representada pelo Produto Interno Bruto (PIB) dos estados brasileiros, elaborado e disponibilizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O indicador foi deflacionado pelo Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI), que se encontra disponível na Fundação Getúlio Vargas (FGV). Por fim, como *proxy* para a renda externa, ou demanda mundial, utiliza-se o valor das importações mundiais totais, em dólares correntes (*CIF - Cost, Insurance and Freight*) disponível nas *Direction of Trade Statistics* (DOTS), publicado pelo Fundo Monetário Internacional (FMI). Os valores foram devidamente deflacionados pelo Índice de Preços das Importações Mundiais totais, que se encontra disponível no *Federal Reserve Economic Data of St. Louis* (FRED).

A tabela 1 sintetiza as estatísticas descritivas para o conjunto de variáveis<sup>12</sup> empregadas no estudo a partir de informações da amostra dos 26 estados brasileiros, entre 2000 e 2020. Em síntese, no painel, cada variável consiste em 546 observações, à exceção do saldo comercial de combustível e lubrificantes que apresentou menos observações em virtude da presença de *missing values* para alguns estados brasileiros ao longo dos anos analisados.

Em termos gerais, observa-se o saldo comercial médio dos estados brasileiros pela CGCE se mostrou superavitário para bens intermediários e para bens de consumo, enquanto reportou saldo médio negativo para o setor de bens de capital e de combustíveis e lubrificantes. Os saldos dos setores de bens intermediários e de combustíveis e lubrificantes apresentam as maiores amplitudes, enquanto o setor bens de capital reportou menor dispersão. A renda doméstica média observada nos estados brasileiros foi de R\$ 207,32 bilhões, com desvio-padrão da ordem de 385,07 bilhões, destacando a forte disparidade econômica entre os estados brasileiros.

---

<sup>12</sup> Vale ressaltar que as variáveis na tabela 1 foram analisadas em nível para fins de descrição, contudo, serão expressas em logaritmo natural (conforme quadro 2) no processo de modelagem econométrica.

Tabela 2.1: Estatísticas descritivas das séries empregadas no estudo

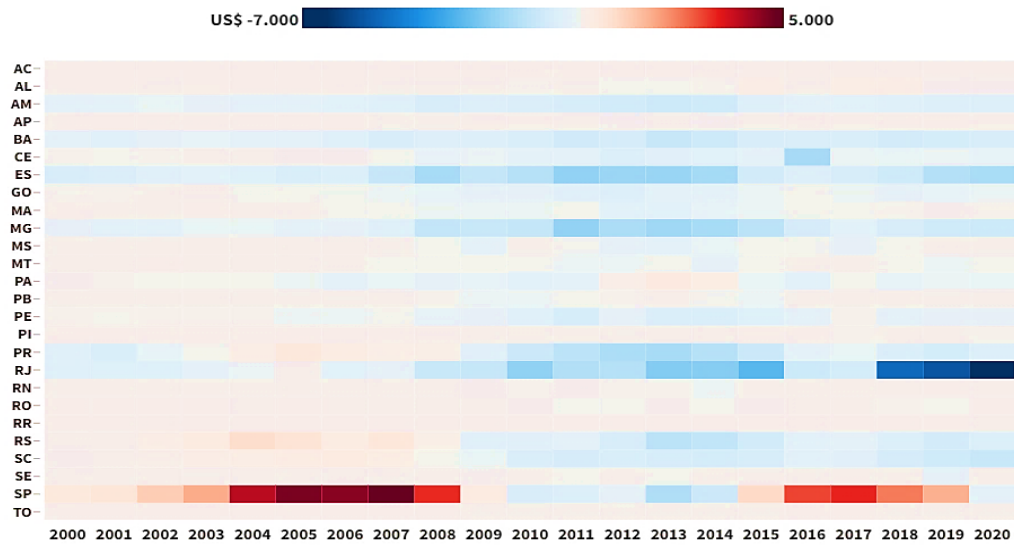
Variável	Média	Desvio- Padrão	Mínimo	Máximo
Bens de Capital	-243,15	810,12	-6.417,94	4.822,73
Bens Intermediários	908,06	5.489,86	-24.812,93	31.695,05
Bens de Consumo	331,74	1.025,06	-2.903,09	7.595,24
Combustível e Lubrificantes	-89,37	2.155,76	-9.146,33	17.467,71
Câmbio Real	99,54	22,35	68,36	148,35
Renda Externa	95,45	11,70	74,95	112,34
Renda Doméstica	207.322,50	385.077,30	6.780,08	3.464.724,69

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do estudo. Notas: 1. As variáveis de saldo comercial e renda externa estão em milhões de dólares. A renda doméstica está em milhões de reais, valores de 2019. 2. Com exceção do setor de combustível e lubrificantes, com 507 observações, as demais variáveis correspondem a 546 observações cada uma.

De forma a traçar um panorama dos fluxos comerciais para os 26 estados brasileiros segundo a CGCE, as figuras 2.1 a 2.4 descrevem a trajetória dos saldos comerciais das unidades federativas através de *heatmaps* que destacam, por meio de uma escala de desempenho, os resultados comerciais dos estados em cada setor da CGCE.

Considerando o setor de bens de capital na figura 2.1, nota-se que o estado de São Paulo se sobressai, apresentando saldo superavitário na maior parte da amostra, com maior destaque entre 2000 e 2009, quando passou a apresentar *déficit* comercial, retornando a contribuir com *superávits* para o setor a partir de 2015. Por outro lado, o pior resultado comercial do setor pode ser visto na balança comercial do Rio de Janeiro, que apresentou *déficit* em todos os períodos da amostra, com maior magnitude entre 2017 e 2020.

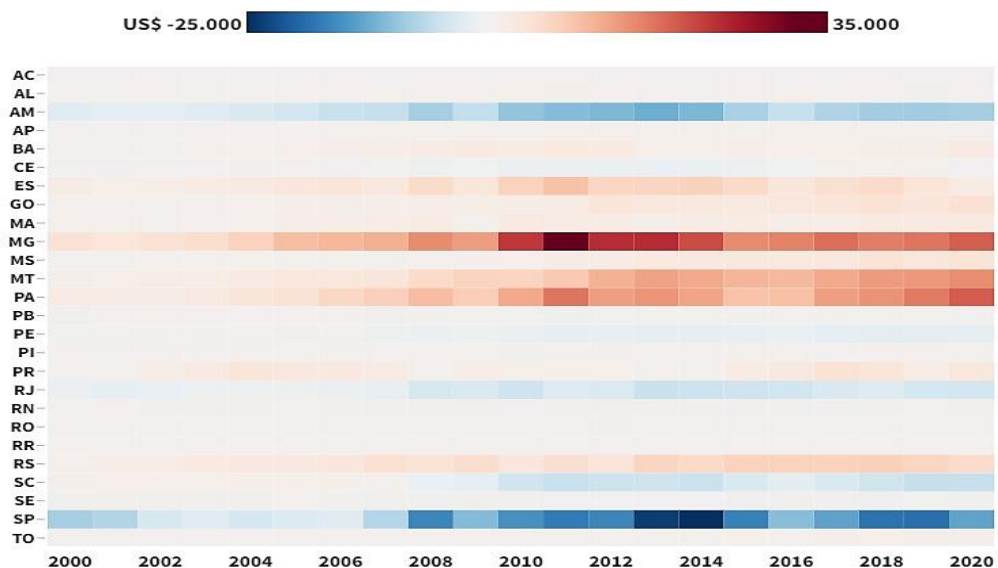
Figura 2.1: Saldo Comercial dos estados brasileiros por Bens de Capital FOB (Milhões US\$)



Fonte: Elaboração Própria

Análise semelhante pode ser feita para o setor de intermediários, na figura 2.2, onde as maiores contribuições, em termos de resultado positivo se dão nos estados de Minas Gerais, Espírito Santo e Pará, que apresentam saldo positivo ao longo de toda a série, com maiores destaques para o estado de Minas Gerais, entre 2008 e 2015, quando intensificou estes ganhos, enquanto os maiores *déficits* no setor são registrados nas balanças dos estados de São Paulo e Amazonas, cuja magnitude é mais intensa para o estado de São Paulo, entre os anos de 2008 e 2015.

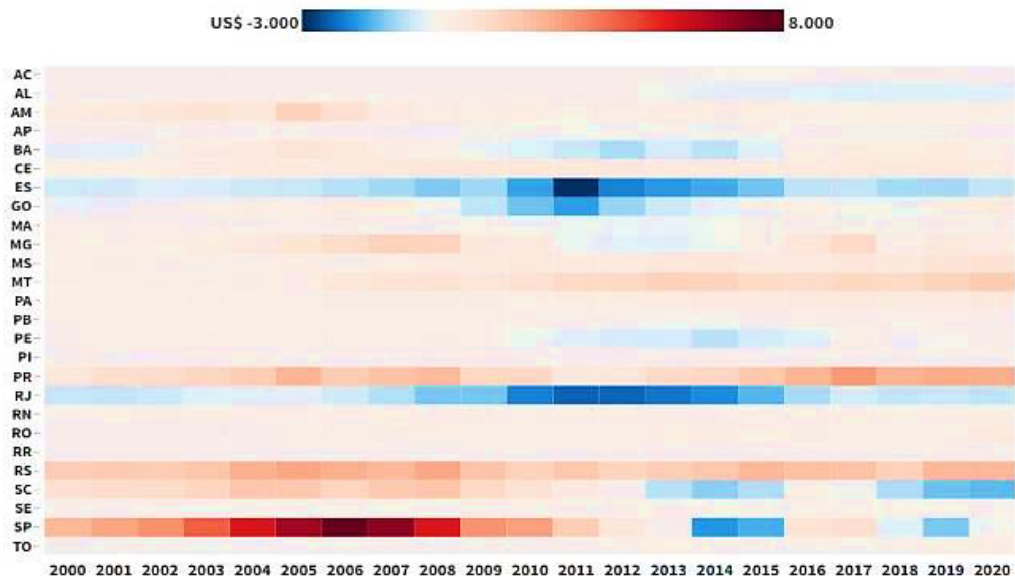
Figura 2.2: Saldo comercial dos estados brasileiros por Bens Intermediários FOB (Milhões US\$)



Fonte: Elaboração Própria.

A figura 2.3 apresenta os fluxos comerciais estaduais para os bens de Consumo, setor em que se destacam os estados de São Paulo, Paraná e Rio Grande do Sul, com *superávits* mais intensos e persistentes no período em análise. Já os *déficits* mais expressivos são registrados nas balanças comerciais dos estados do Rio de Janeiro, Espírito Santo e Goiás, entre 2008 e 2015.

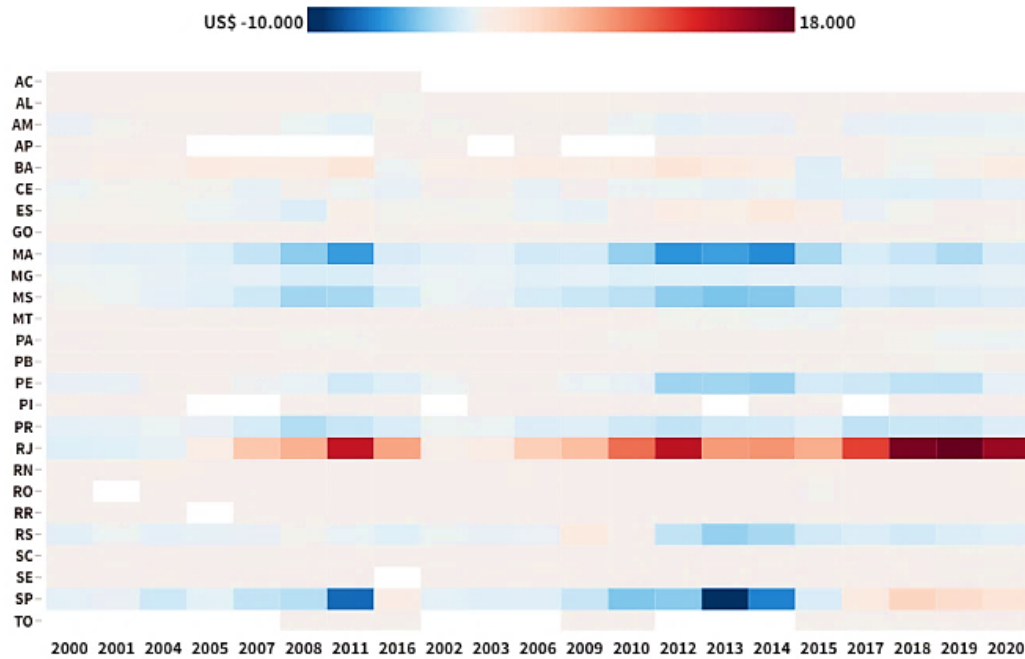
Figura 2.3: Saldo Comercial dos estados brasileiros por Bens de Consumo FOB (Milhões US\$)



Fonte: Elaboração própria.

Considerando o saldo comercial de Combustível e Lubrificantes, na figura 4, os *heatmaps* apontam uma trajetória superavitária na balança do estado do Rio de Janeiro na maioria dos períodos, com maiores ganhos a partir de 2006. Observando os *déficits* comerciais, os maiores impactos podem ser vistos nas balanças dos estados de São Paulo, Minas Gerais, Mato Grosso do Sul e Maranhão, entre 2007 e 2011 e entre 2010 e 2015.

Figura 2.4: Saldo Comercial dos estados brasileiros por Combustível e lubrificante FOB (Milhões US\$)

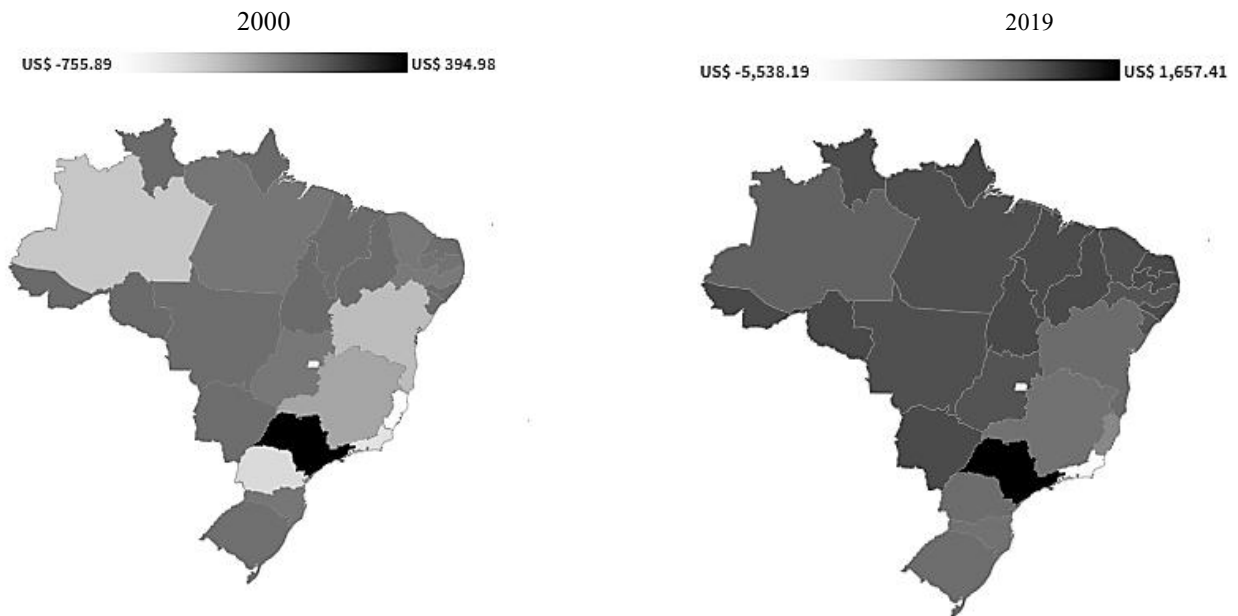


Fonte: Elaboração Própria

Por fim, as figuras 2.5 a 2.8 trazem um comparativo na perspectiva geográfica entre o primeiro e o último ano da amostra. Em termos gerais, as maiores mudanças foram encontradas nos setores de bens de consumo e de combustíveis e lubrificantes.

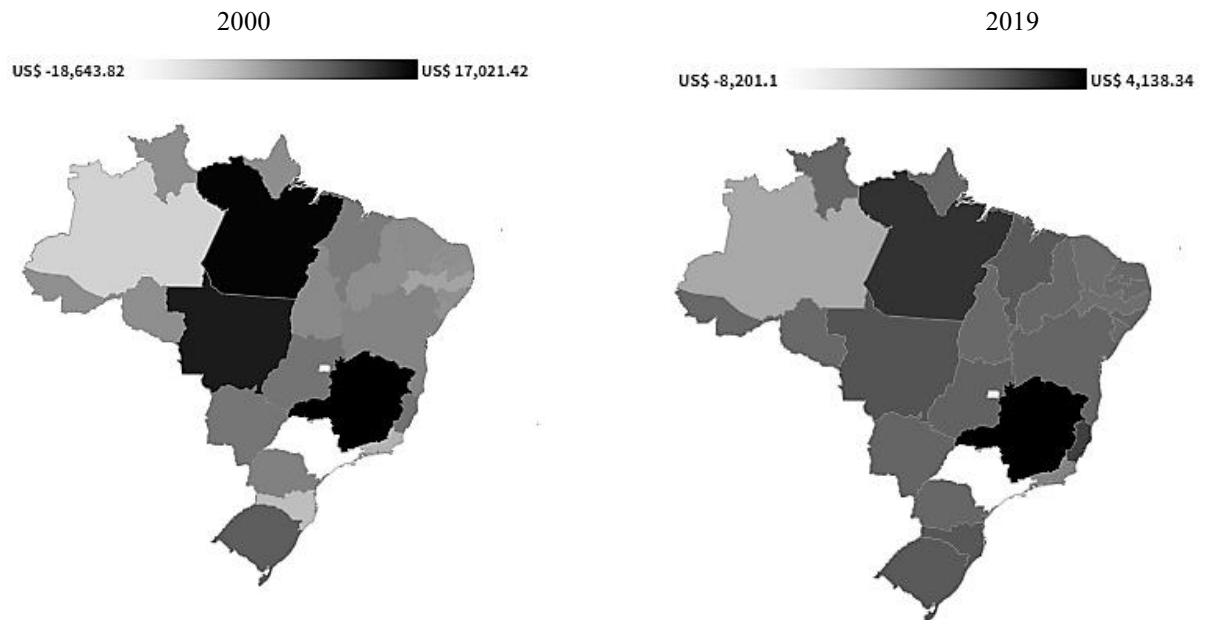
Em relação a conta de bens de capital, o estado de São Paulo destaca-se com maior saldo em ambos os períodos. Já com bens intermediários, Minas Gerais figura entre os estados com maior saldo em ambos os períodos, mas é seguido por Mato Grosso e Pará no último ano.

Figura 2.5- Comparativo geográfico Saldo Bens de Capital, 2000-2019, FOB Milhões US\$



Elaboração própria.

Figura 2.6- Comparativo Geográfico Saldo Bens Intermediários, 2000-2019, FOB Milhões US\$

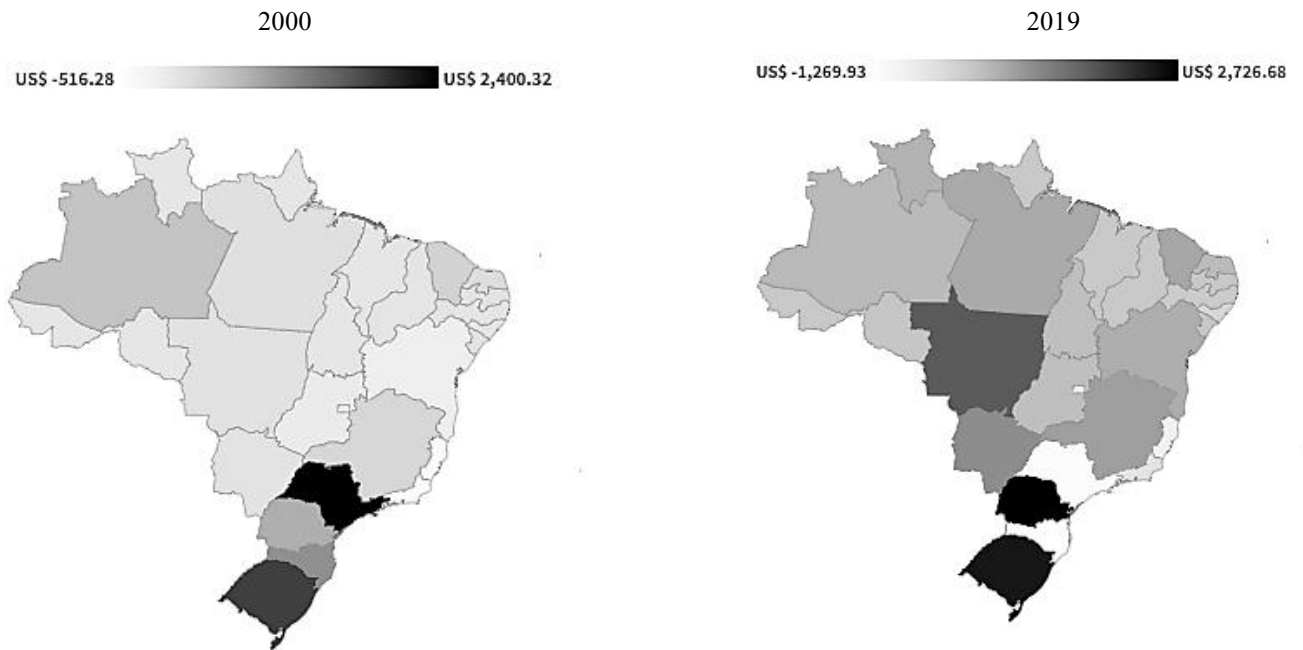


Fonte: Elaboração Própria.

Quanto aos bens de consumo, têm-se os estados de São Paulo e Rio Grande do Sul liderando as estatísticas inicialmente, mas no último ano o estado é ultrapassado por Rio Grande do Sul, Paraná e Mato Grosso.



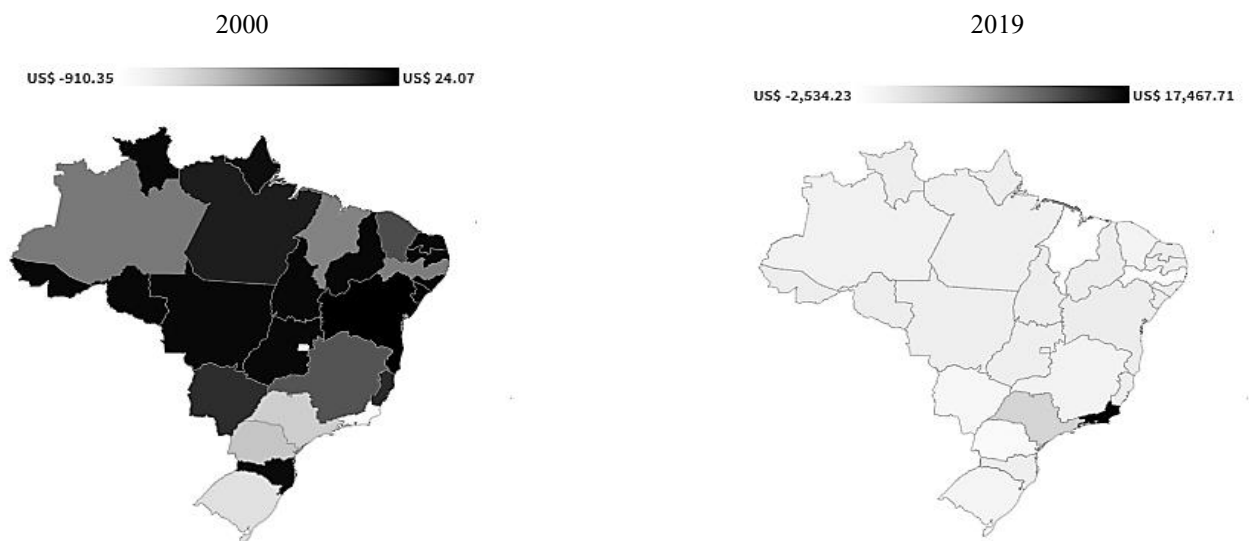
Figura 2.7: Comparativo Geográfico Saldo Bens de Consumo, 2000-2019, FOB Milhões US\$



Fonte: Elaboração Própria.

Por fim, tem-se os mapas temáticos para combustíveis e lubrificante. Neste caso, observam-se mudanças importantes. Enquanto a maior parte do país tem saldo positivo nesta rubrica em 2000, no último ano apenas o estado do Rio Janeiro apresenta saldo superior a zero.

Figura 2.8: Comparativo Geográfico Saldo Lubrificantes, 2000-2019, FOB Milhões US\$



Fonte: Elaboração própria

### 2.3.3 Estratégia Econométrica: Painel ARDL com erros padrão robustos de Driscoll-Kraay

Para investigar a validade das hipóteses de curva J e da condição de Marshall-Lerner, utiliza-se o indicador do saldo da balança comercial, definida como o logaritmo da razão entre os valores das exportações e importações para os setores considerados como função de um vetor  $X$  de covariadas composto pela taxa de câmbio real efetiva ( $TXCER_t$ ), a renda doméstica ( $Y_t$ ) e a renda externa ( $Y_t^*$ ).

Serão consideradas duas especificações com dados de painel para modelar o saldo comercial dos estados brasileiros segundo a CGCE. A primeira, em termos desagregados dos saldos comerciais por setores da CGCE; ou seja, para os setores de bens de capital, bens intermediários, bens de consumo e para os combustíveis e lubrificantes, perfazendo um total de 4 modelos. Já a segunda, consiste de um modelo para os setores da CGCE empilhados, abrangendo todas as informações da amostra para estes setores em um mesmo painel. Portanto, estima-se um total de cinco modelos para analisar os efeitos de curto e de longo prazo de desvalorizações reais da taxa de câmbio sobre o comércio exterior dos estados brasileiros com vistas a inferir sobre o fenômeno da Curva J e da CML nas perspectivas regional e setorial.

Uma linha de pesquisa que tem despertado interesse em painéis com grande dimensão temporal<sup>13</sup> é a estimação de modelos para dados em painel dinâmicos heterogêneos não estacionários, em que tanto o número de observações de séries temporais (T) quanto o número de unidades de corte transversal (N) são relativamente grandes, com a dimensão corte transversal sendo tipicamente representada por países, estados ou municípios. Estas abordagens diferem daquelas tradicionalmente empregadas em painéis de dimensões curtas, as quais, geralmente, assume-se que qualquer heterogeneidade remanescente sobre as unidades de corte transversal pode ser controlada por meio de um intercepto aditivo, assumindo-se fixo ou aleatório, e/ou uma combinação de estimadores de efeitos fixos e de variáveis instrumentais (BLACKBURN e FRANK, 2007; PESARAN e SMITH, 1995).

O presente estudo faz uso dessa nova geração de técnicas para dados em painel heterogêneos robustas na presença de dependência *cross-section*. A importância dos métodos econométricos que levam em conta a dependência transversal tem crescido, uma vez que

---

<sup>13</sup> Comumente chamados de *long panels*.

ignorar a sua presença, influencia a estratégia metodológica adotada e produz inferências não confiáveis. Como mencionado anteriormente, fatores comuns (ou choques) não observáveis, que possam causar efeitos de interdependência entre as unidades do painel devem ser considerados, pois variáveis ou resíduos provenientes da dependência *cross-section* podem persistir.

Nesta linha, com o aumento da extensão das séries temporais, a ênfase para dados em painel com grandes dimensões evoluiu e passou a considerar a importância de técnicas que levam em conta a avaliação da não estacionariedade, cointegração e a possibilidade de dinâmicas heterogêneas nas relações de curto e de longo prazo, além de formas gerais para a dependência *cross-section*. Uma metodologia que permite explorar as propriedades de séries de tempo não estacionárias em uma estrutura de dados em painel levando em consideração todas essas possíveis características dos dados é o arcabouço dos modelos autorregressivos com defasagens distribuídas em painel (PARDL).

O uso do ARDL em painel tem se mostrado robusto para estudar relações dinâmicas em séries cointegradas, independentemente da presença de regressores endógenos ou exógenos e da ordem de integração das variáveis subjacentes, sejam elas estacionárias em nível, em primeira diferença ou uma combinação de ambas, desde que sejam inferiores a segunda ordem de integração. Adicionalmente, esta metodologia possibilita distinguir efeitos de curto e de longo prazo, isto é, se um conjunto de variáveis são cointegradas, sua forma reparametrizada através de um Modelo de Correção de Erros (PARDL-ECM) é comumente empregada na estimação de dados em painel não estacionários, permitindo que a dinâmica de curto e de longo prazo entre as variáveis sejam analisadas simultaneamente, assim como a velocidade de ajuste ao equilíbrio de longo prazo, o que é bastante conveniente para os objetivos desta pesquisa. Do mesmo modo, o modelo é robusto na seleção das melhores defasagens para as variáveis da especificação a ser estimada, ajudando a mitigar potenciais problemas relacionados a endogeneidade e a correlação serial (PESARAN, SHIN e SMITH, 1999).

Portanto, para estudar o fenômeno da curva J e testar a validade da CML, faz-se uso de uma estrutura de painel autorregressivo com defasagens distribuídas em sua forma de correção de erros (PARDL-ECM), que permite captar relações dinâmicas de curto e de longo prazo entre as variáveis utilizadas. A forma geral de um  $ARDL(p, q_1, q_2, \dots, q_k)$  em painel dinâmico é definida como:

$$\ln\left(\frac{EXP_{ijt}}{IMP_{ijt}}\right) = \sum_{m=1}^p \lambda_{ijm} y_{ij,t-m} + \sum_{m=0}^q \delta'_{ijm} X_{ij,t-m} + \mu_{ij} + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

em que,  $i = 1, 2, \dots, N$  indica os estados pertencentes ao painel,  $j = 1, 2, \dots, W$  identifica os setores da CGCE e  $t = 1, 2, \dots, T$  aponta a dimensão temporal.  $X_{it}$  é um vetor ( $k \times 1$ ) de variáveis independentes,  $\lambda_{it}$  são escalares para as defasagens das variáveis dependentes,  $\delta_{it}$  representa um vetor ( $K \times 1$ ) contendo o coeficiente das variáveis explicativas defasadas,  $\mu_i$  denota o efeito específico do grupo,  $p$  e  $q$  são as ordens de defasagens associadas ao regressando e as variáveis explicativas, respectivamente e  $\varepsilon_{it}$  é o termo de erro estocástico. A variável  $\ln\left(\frac{EXP_{ijt}}{IMP_{ijt}}\right)$  é o logaritmo natural das exportações líquidas do estado  $i$  na categoria  $j$  no ano  $t$ . O vetor de covariadas  $X$  é composto por  $\ln(Y_t)$ , é o logaritmo natural da *proxy* da renda doméstica do estado  $i$  no ano  $t$ ;  $\ln(TXCER_t)$  é o logaritmo natural da taxa de câmbio efetiva real brasileira;  $\ln(Y_t^*)$  é o logaritmo natural da *proxy* de renda externa.

Verificada a relação de cointegração entre as variáveis, a equação acima pode ser convenientemente reescrita em sua forma de correção de erros (ARDL-ECM), para estabelecer a relação de equilíbrio de longo prazo das variáveis e sua dinâmica de ajuste no curto prazo, da seguinte forma:

$$\Delta \ln\left(\frac{EXP_{ijt}}{IMP_{ijt}}\right) = \phi_{ij} \left( \ln\left(\frac{EXP_{ijt-1}}{IMP_{ijt-1}}\right) - \beta'_{ij} X_{ijt} \right) + \sum_{m=1}^{p-1} \lambda^*_{ijm} \Delta \ln\left(\frac{EXP_{ijt-1}}{IMP_{ijt-1}}\right) + \sum_{m=0}^{q-1} \delta'^*_{ijm} \Delta X_{ij,t-m} + \mu_{ij} + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

em que,  $\phi_{ij} = -(1 - \sum_{m=1}^p \lambda_{ij,m})$ ,  $\beta_{ij} = \frac{\sum_{l=0}^q \delta_{ij,l}}{(1 - \sum_{l=1}^p \lambda^*_{ij,l})}$ , com  $\lambda^*_{ijm} = -\sum_{l=m+1}^p \lambda_{ij,l}$ ,  $m = 1, 2, \dots, p-1$  e  $\delta^*_{ijm} = -\sum_{l=m+1}^q \delta_{ij,l}$ ,  $m = 1, 2, \dots, q-1$ .

O termo de correção de erros, dado por  $\left( \ln\left(\frac{EXP_{ijt-1}}{IMP_{ijt-1}}\right) - \beta'_{ij} X_{ijt} \right)$ , constitui a relação de longo prazo entre o regressando e as variáveis explicativas;  $\phi_{ij}$  é a velocidade de ajuste da unidade específica  $i$ . Espera-se que este parâmetro não seja nulo, do contrário não existirá evidência para uma relação de longo prazo. É esperado também que este parâmetro seja negativo e estatisticamente significativo, sob a suposição de que a relação de longo prazo entre as variáveis é estável. O vetor  $\beta'_{ij}$  contém os coeficientes de inclinação ou elasticidades de longo prazo, enquanto os parâmetros  $\lambda^*_{ij}$  e  $\delta'^*_{ij}$  fornecem os coeficientes dinâmicos de curto prazo do regressando e das variáveis explicativas, respectivamente.

Quando se tem um conjunto de informações anuais em uma estrutura como essa do presente estudo, é padrão na literatura a realização de testes que permitam identificar a presença de fenômenos como a heterogeneidade dos coeficientes entre as unidades *cross section*, a dependência transversal, a presença de raiz unitária e de cointegração. Estes testes são necessários por que ajudam a verificar se a especificação e a estratégia metodológica empregada para estimar a  $eq(2)$  é adequada. Desta forma, realizam-se os seguintes testes para selecionar a abordagem econométrica mais apropriada para avaliar os impactos de curto e de longo prazo propostos no estudo.

Para verificar se as séries empregadas no estudo são cointegradas numa perspectiva de painel, testa-se, inicialmente, sua ordem de integração, através dos testes de raiz unitária propostos por Maddala e Wu (1999) e Choi (2001) – Fisher ADF –, Im, Pesaran e Shin (2003) – IPS – e Pesaran (2007) – CIPS, que compartilham a hipótese nula de presença de raiz unitária no painel. A hipótese alternativa para os testes é de que apenas uma fração destas é estacionária. A vantagem do teste CIPS é que este leva em conta explicitamente a questão da dependência transversal em sua estratégia, que se dá pelo aumento das médias *cross section* das séries em nível ou em primeira diferença, de modo estas atuem como *proxies* para os fatores comuns. Já o teste do tipo Fisher, em sua versão *Augmented Dicker Fuller (Fisher type - ADF)*, combina valores-p das estatísticas de teste ADF em N testes de raiz unitária para cada unidade específica do painel e foi empregado no estudo por ser robusto tanto a séries de dados para painéis balanceados quanto desbalanceados.

No que se refere a cointegração, adota-se o procedimento de Westerlund (2007), que engloba quatro estatísticas de teste, sendo duas na versão *Group-Means* ( $G_a$  e  $G_t$ ) e outras duas na versão *Panel-Tests* ( $P_a$  e  $P_t$ ). Ambas as estatísticas de teste são construídas sob hipótese nula de ausência de cointegração nas séries para todas as unidades *cross-section* do painel. Por outro lado, a hipótese alternativa para as estatísticas *Group-Means* é a de cointegração em pelo menos uma unidade do painel, enquanto as versões *Panel-Tests* testam a cointegração para o painel como um todo. As estatísticas de Westerlund (2007) são capazes de lidar com estruturas dinâmicas em vez dos resíduos e mostram-se mais flexíveis frente a outros testes usuais como o de Pedroni (1999; 2004), permitindo acomodar dinâmicas de curto e de longo prazo específicas por unidades do painel e abordar a questão da dependência transversal, por meio de procedimentos de replicações via *bootstrap*.

Em seguida, para lidar com a possibilidade de efeitos heterogêneos na dinâmica dos coeficientes de curto e de longo prazo para a especificação em (2), três estimadores são considerados; quais sejam, o estimador de Efeitos Fixos Dinâmicos (*Dynamic Fixed Effect* – DFE); o estimador de Média do Grupo (*Mean Group* – MG) e o estimador de Média de Grupo Agrupado (*Pooled Mean Group* – PMG). Na abordagem DFE os dados para cada modelo são agrupados e os coeficientes de curto e de longo prazos restritos para serem iguais, permitindo apenas que o intercepto varie entre as unidades *cross-section*. Entretanto, se os coeficientes de inclinação não são de fato semelhantes, a abordagem DFE gera resultados inconsistentes, ou seja, potencialmente enganosos.

De outra forma, o modelo poderia ser ajustado para cada grupo em separado e, em seguida, calculada uma média aritmética simples dos coeficientes, obtendo a estimativa média do grupo. Esta é a abordagem MG, a qual permite heterogeneidade nos coeficientes de curto e longo prazo nas unidades específicas do painel. Apesar deste estimador fornecer estimativas de longo prazo consistentes, são ineficientes na presença de homogeneidade entre os coeficientes.

Por fim, o estimador PMG incorpora características de ambas as abordagens anteriores, permitindo que os coeficientes de curto prazo difiram entre os grupos (como acontece com o estimador MG), mas restringindo os coeficientes de longo prazo do vetor de cointegração a serem iguais (como no estimador DFE). O estimador será eficiente e consistente somente se a restrição imposta de homogeneidade dos coeficientes de inclinação no longo prazo for válida.

Quando não há informações *a priori* para rejeitar a hipótese de homogeneidade nos coeficientes – como uma justificativa teórica, por exemplo –, o teste de Hausman (1978) pode ser conduzido para decidir qual estimador seria mais apropriado com base nas propriedades de consistência e eficiência desses estimadores. Entretanto, os estimadores MG, DFE e PMG pressupõem independência transversal na presença de fatores comuns e, por isso, podem produzir resultados não confiáveis. Especialmente, para os conjuntos de dados de painel, que contêm estados que são interdependentes, os choques ou repercussões macroeconômicas comuns que podem afetar os estados em conjunto e causar problemas de dependência transversal devem ser considerados, uma vez que ignorar este fenômeno no procedimento econométrico pode levar a resultados não confiáveis.

Por outro lado, desde que os fatores comuns<sup>14</sup> não observáveis não estejam correlacionados com as variáveis explanatórias, as estimativas de coeficiente baseadas nos estimadores de painel padrão ainda são consistentes. No entanto, as estimativas de erro-padrão de técnicas de estimativa de matriz de covariância comumente aplicadas são tendenciosas e, portanto, a inferência estatística baseada em tais erros-padrão é inválida (HOECHLE, 2007). Neste caso, diferentes possibilidades surgem na estimativa da matriz de covariância dos erros, como optar por corrigir os erros padrão estimados a partir de erros-padrão robustos.

Nesta linha, Driscoll e Kraay (1998) – DK –, propõem uma abordagem não paramétrica para a correção dos erros na presença de dependência transversal (espacial) ou temporal baseada em Newey West (1987). Em linhas gerais, a estratégia de DK consiste, em primeiro, ajustar os erros-padrão do modelo via mínimos quadrados ordinários agrupados (OLS) para abordar a questão da dependência transversal e, em seguida, aplicar uma correção do tipo Newey-West à sequência de médias das seções transversais das condições de momento da série temporal. As estimativas de erros padrão, assim ajustadas, garantem que os estimadores de matriz de covariância são consistentes em heterocedasticidade e autocorrelação e são robustos a formas gerais de dependência transversal (espacial) ou temporal. Além disso, o tamanho da dimensão transversal (N) não restringe a viabilidade desse estimador, eliminando potenciais deficiências de outros estimadores de matriz de covariância consistente para T grande, mas que geralmente se tornam inapropriados quando a dimensão transversal (N) do painel aumenta para um valor infinito.

Para averiguar a presença da dependência transversal, aplica-se o teste proposto por Pesaran (2015), o teste CD. A hipótese nula do teste é a de que existe dependência fraca, enquanto a alternativa é a de forte dependência. O teste CD utiliza os coeficientes de correlação *pairwise* entre os resíduos de MQO das regressões individuais no modelo de painel sob a hipótese nula de fraca dependência transversal sendo robusto a uma variedade de situações, como a não normalidade dos erros, não estacionariedade, a presença de quebras estruturais e heterogeneidade dos coeficientes. O teste é definido como segue:

---

<sup>14</sup> Chudik e Pesaran (2015) propõem o estimador de Efeitos Correlacionados Comuns (CCE) para modelar a presença de dependência *cross-section* nos dados de painel. Esse método se dá pela inclusão das médias *cross-section* aumentadas das regressões ARDL, como forma de controlar explicitamente fatores comuns. Apesar disso, o método não é aplicável quando uma mesma variável no painel se repete entre as diferentes unidades *cross-section* amostradas e, por isso, não pôde ser considerado no presente estudo. Para maiores detalhes, ver Ditzen (2018).

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)} \left( \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=1+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right)} \quad (3)$$

A fraca dependência transversal implica que a estimativa de correlação ( $\hat{\rho}_{ij}$ ) entre uma observação da unidade  $i$  e a unidade  $j$  em cada ponto no tempo ( $T$ ) converge para zero à medida que o número de unidade transversal ( $N$ ) tende para o infinito. Por outro lado, sob forte dependência transversal a correlação entre as unidades converge para uma constante diferente de zero. Pesaran (2015) afirma que, nesse contexto, apenas uma dependência fraca é necessária para obter estimativas consistentes, em vez da suposição mais restritiva de independência transversal, porque a correlação entre um pequeno número de unidades *cross-section* na análise não afeta as estimativas.

Em síntese, a estratégia econométrica do presente estudo pode ser assim resumida: inicialmente, analisa-se a ordem de integração das séries, por meio dos testes de raiz unitária de LLC, IPS, CIPS e do tipo Fisher-ADF. Feito isto, procede-se à análise de cointegração, nos moldes de Westerlund (2007), por meio de suas quatro estatísticas de teste. Uma vez verificada a existência de cointegração, especifica-se o modelo de correção de erros em painel (PARDL-ECM) e realiza-se o teste de Hausman para investigar qual estimador entre as abordagens MG, DFE e PMG seria o mais adequado com base na presença ou não de coeficientes heterogêneos entre os estados do painel. Em seguida, para averiguar a questão da dependência transversal nos resíduos das melhores especificações PARDL-ECM selecionadas, aplica-se o teste CD de Pesaran (2015). Caso o teste aponte para a presença de fatores comuns, emprega-se a correção nos moldes de DK, que é capaz de lidar com formas gerais de dependência transversal nos resíduos ou variáveis associados as unidades dos painéis. Por fim, para certificar-se que a técnica adotada foi robusta em mitigar os problemas associados à dependência transversal, aplica-se novamente o teste CD nos resíduos das equações estimadas, concluindo pela melhor abordagem para modelar o saldo comercial dos estados brasileiros segundo a CGCE.

## 2.4 Análise dos Resultados

Para cotejar as relações examinadas no presente estudo, inicialmente empregaram-se os testes de raiz unitária em painel de Maddala e Wu (1999) e CHOI (2001), Fisher-ADF, de Im, Pesaran e Shin (2003), IPS, e de Pesaran (2007), CIPS, para avaliar a ordem de integração das variáveis empregados. Os resultados estão dispostos na tabela 2.2 e indicam que as séries apresentam uma combinação de propriedades estacionárias e não estacionárias. Contudo, em



todos os testes aplicados, as séries se mostraram estacionárias ao tomar suas primeiras diferenças, sendo, portanto, consistentes com a especificação ARDL em painel.

Tabela 2.2: Resultado para os testes de Raiz unitária

Variável	Teste	Fisher-ADF	IPS	CIPS	Ordem de Integração
					Fisher/ IPS/ CIPS
$\ln(TXCER_{it})$	Nível	-0.49 [0.69]	1.63 [0.94]	-2.61 [-2.15]	I (1) / I (1)/I (0)
	Primeira Diferença	3.77 [0.00]	-9.07 [0.00]	-5.60 [-2.20]	
$\ln(RENDEXT_{it})$	Nível	-0.44 [0.32]	-3.93 [0.00]	-2.44 [-2.15]	I (1)/ I (0)/ I (0)
	Primeira Diferença	1.94 [0.00]	-7.80 [0.00]	-5.55 [2.20]	
$\ln(RENDOM_{it})$	Nível	-4.83 [0.97]	4.09 [0.96]	-2.48 [-2.15]	I (1)/I (1)/I (0)
	Primeira Diferença	4.61 [0.00]	-9.42 [0.00]	-4.75 [-2.20]	
$\ln(SALDO BK_{it})$	Nível	0.20 [0.41]	-6.06 [0.00]	-2.85 [-2.15]	I (1)/ I (0)/ I (0)
	Primeira Diferença	3.55 [0.00]	-20.07 [0.00]	-5.12 [-2.20]	
$\ln(SALDO BI_{it})$	Nível	0.58 [0.27]	-3.61 [0.00]	-2.46 [-2.15]	I (1)/ I (0)/ I (0)
	Primeira Diferença	4.17 [0.00]	-15.86 [0.00]	-4.69 [-2.20]	
$\ln(SALDO BC_{it})$	Nível	1.58 [0.05]	-2.37 [0.00]	-2.85 [-2.15]	I (1)/ I (0)/ I (0)
	Primeira Diferença	1.78 [0.00]	-11.83 [0.00]	-5.14 [-2.20]	
$\ln(SALDO CB_{it})$	Nível	1.25 [0.10]			I (1)
	Primeira Diferença	2.37 [0.00]	N. D		
$\ln(Saldo Agregado_{it})$	Nível	0.71 [0.21]			I (1)
	Primeira Diferença	11.02 [0.00]	N. D		

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados obtidos. P-valor do teste ao nível de 5% de significância expressos entre colchetes, exceto para o teste CIPS, que não possui distribuição normal padrão e, portanto, reportam-se os valores críticos tabelados para N, T = (26,21) ao nível de 5% de significância. ND -Teste não disponível para as séries desbalanceadas.

Após essa constatação, realizou-se a análise de cointegração nos moldes de Westerlund (2007), por meio de suas quatro estatísticas de teste, sendo duas destas na versão *Group-Means* ( $G_a$  e  $G_t$ ) e as outras duas na versão *Panel-Tests* ( $P_a$  e  $P_t$ ). Ambas as estatísticas testam a hipótese nula de ausência de cointegração para o painel. Por outro lado, enquanto as primeiras testam a hipótese alternativa de cointegração, em pelo menos uma unidade do painel; as segundas, examinam a cointegração para o painel como um todo. As estatísticas de teste de Westerlund são normalmente distribuídas e a robustez de seus resultados em face a presença de dependência transversal é alcançada via replicações de *bootstrap*. Os resultados estão dispostos na Tabela 2.3 e mostram que a hipótese nula de ausência de cointegração é rejeitada tanto para grupos de unidades como para o painel completo, indicando, dessa forma, a existência de relação de longo prazo entre as variáveis para todos os modelos balanceados.

Tabela 2.3- Testes de Cointegração de Westerlund (2008)

	Estatística de Westerlund	Modelos Setoriais		
		BK	BI	BC
$G_t$	Valor do teste	-3.51	-3.02	-3.24
	P-valor	[0.00]	[0.00]	[0.00]
	P-valor robusto	0.00	0.00	0.00
$G_a$	Valor do teste	-10.40	-9.18	-12.26
	P-valor	[0.00]	[0.00]	[0.00]
	P-valor robusto	0.02	0.06	0.00
$P_t$	Valor do teste	-15.92	-13.63	-15.94
	P-valor	[0.00]	[0.00]	[0.00]
	P-valor robusto	0.00	0.01	0.01
$P_a$	Valor do teste	-10.54	-9.87	-8.85
	P-valor	[0.00]	[0.03]	[0.13]
	P-valor robusto	0.03	0.04	0.02

Fonte: Elaboração própria. Nota: O número ótimo de *lags* e *lead* para cada série no teste de Westerlund foi determinado de acordo com o critério de informação de *Akaike* (AIC); a janela ótima de *kernel Bartlett* definida conforme  $4(T/100)^{2/3} \approx 3$ . O número de *bootstrap* é definido como 400 em todos os modelos. Uma vez que o teste de Westerlund (2007) não é exequível para painéis desbalanceados, considerou-se o teste de Kao (1999) para o painel com o agregado de setores e para combustíveis e lubrificantes. Os resultados também indicam a cointegração para esses modelos.

Nestes termos o teste de Hausman é empregado para, primeiramente testar a hipótese nula de que o modelo MG é ineficiente contra a alternativa de que o PMG é consistente. Em seguida, o teste é realizado para verificar a nula de que o DFE é ineficiente e o estimador PMG seria o mais apropriado. Se para todos os casos, rejeita-se nula e que o DFE é ineficiente ante o modelo PMG, o teste é empregado novamente, agora, para verificar se o MG é ineficiente e o

DFE seria o mais apropriado. A tabela 2.4 sintetiza os resultados e indica a rejeição dos modelos mais flexíveis, MG e PMG, em todos os casos considerados, concluindo que o estimador DFE reporta estimativas consistentes e eficientes, sendo o mais adequado na prevalência de painéis homogêneos com os dados do estudo.

Tabela 2.4 - Teste Heterogeneidade de Hausmann nas especificações PARDL-DFE

Testes	Estatística do teste	Modelos Setoriais				CGCE
		BK	BI	BC	CB	
MG X PMG	$\chi^2_{(3)}$	7.79 <sup>a</sup>	0.71 <sup>a</sup>	0.15 <sup>a</sup>	N. D	N. D
	Prob > $\chi^2$	[0.06]	[0.87]	[0.98]		
DFE X PMG	$\chi^2_{(3)}$	82.30 <sup>b</sup>	86.19 <sup>b</sup>	78.85 <sup>b</sup>	N. D	N. D
	Prob > $\chi^2$	[0.00]	[0.00]	[0.00]		
MG X DFE	$\chi^2_{(3)}$	0.13 <sup>c</sup>	0.01 <sup>c</sup>	0.35 <sup>c</sup>	1.69 <sup>c</sup>	0.95 <sup>c</sup>
	Prob > $\chi^2$	[0.98]	[0.99]	[0.95]	[0.63]	[0.95]

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa. P-valor entre colchetes. ND - Estimativa PMG para comparação no teste não disponível. <sup>a</sup> PMG é um estimador mais eficiente que o MG. <sup>b</sup> DFE é um estimador mais eficiente que o PMG. <sup>c</sup> DFE é um estimador mais eficiente que o MG.

Apesar da especificação PARDL-DFE ser especialmente atraente no contexto em que se espera uma certa regularidade na dinâmica de curto prazo e no equilíbrio de longo prazo das variáveis empregadas entre as regiões do estudo, o estimador DFE pressupõe independência transversal e, caso seja usado, pode levar a resultados não confiáveis, uma vez que a existência de fatores comuns ou choques não observáveis passam a se refletir nos resíduos das estimações, podendo gerar correlação entre os diferentes estados associados ao painel do estudo. Assim, quando se emprega um painel de estados é importante considerar todas as formas de dependência transversal que podem surgir desta análise.

Portanto, para averiguar a questão da dependência transversal nos resíduos das estimações PARDL-DFE, realizou-se o teste de dependência *cross-section* (CD) proposto por Pesaran (2015). A hipótese nula deste teste é a de fraca dependência transversal, contra a hipótese alternativa de dependência forte. Como mencionado anteriormente, é desejável que o teste não rejeite  $H_0$ , pois a dependência fraca significa que no limite, à medida que N e T crescem – a dependência *cross-section* desaparecerá e, portanto, o estimador é consistente mesmo em sua presença. Adicionalmente, realiza-se testes de robustez para a presença de heterocedasticidade e a autocorrelação nos resíduos das estimações, em cada um dos modelos estimados. Para testar a heterocedasticidade foi usado o teste Wald modificado, cuja hipótese nula é a homoscedasticidade, enquanto para testar a autocorrelação empregou-se o teste Wooldridge, que tem como hipótese nula a ausência de autocorrelação. Entretanto como é

possível ver na tabela 2.5, a nula dos três testes é rejeitada para todos os modelos PARDL-DFE estimados.

Tabela 2.5 - Teste de Dependência transversal de Pesaran (2015), Heterocedasticidade e Autocorrelação nos resíduos PARDL-DFE

Teste	Estatística do teste	Modelos Setoriais				Modelo Agregado
		BK	BI	BC	CB	CGCE
Teste para fraca dependência de pesaran (2015)	CD	3.26	4.65	2.41	1.91	7.78
	P-valor	0.00	0.00	0.01	0.03	0.00
Teste de Heterocedasticidade Wald Modificado	$\chi^2$	14050.4	5418.1	6139.3	4178.1	3455.03
	P-valor	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Teste de Autocorrelação Wooldridge (2001)	F	46.26	83.97	41.32	28.04	83.20
	P-valor	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Uma vez que não se rejeitou os fenômenos da forte dependência transversal, de heterocedasticidade e da autocorrelação, em todos os modelos analisados, e que as dimensões do painel são extensas, as estimativas de erros-padrão de técnicas de estimativa de matriz de covariância comumente aplicadas são tendenciosas e, assim, a inferência estatística baseada em tais erros-padrão é inválida. Para contornar este problema, optou-se pelo estimador de Driscoll-Kraay (1988), que produz erros padrão consistentes em heterocedasticidade e autocorrelação e são robustos a formas gerais de dependência espacial e temporal, independente das dimensões temporais (T) e de *cross section* (N) que o painel possa tomar.

Desta forma, para mensurar os impactos de curto e de longo prazo de depreciações cambiais sobre o comércio exterior dos estados brasileiros segundo a CGCE, empregou-se a abordagem em painel PARDL-DFE com correção não paramétrica da matriz de covariância como propostos por Driscoll e Kraay (1998), com vistas a verificar a existência do fenômeno da curva J e a validade da CML. A tabela 2.6 sistematiza os resultados para as elasticidades de longo e de curto prazo, assim como para o termo de correção de erros, considerando os quatro modelos setoriais da CGCE, quais sejam, saldo de bens de capital, saldo de bens intermediário, saldo de bens de consumo e combustíveis e lubrificantes, assim como para o modelo do saldo agregado, que abrange a amostra completa dos setores do CGCE.

Em termos gerais, as evidências de longo prazo apontam para a validade da CML para todos os setores, exceto para os combustíveis e lubrificantes; ou seja, os resultados indicam que o efeito de longo prazo de uma desvalorização cambial é positivo e estatisticamente significativo sobre as exportações líquidas dos estados brasileiros. Esse resultado está em consonância com a literatura associada para a economia brasileira, sobre a CML (MOURA e DA SILVA, 2005; SCALCO, CARVALHO e CAMPOS, 2012; MORAES et al., 2015; ARRUDA e MARTINS, 2020; ARRUDA, BRITO e CASTELAR, 2022).

Tabela 2.6: Elasticidades de Longo e Curto prazo dos modelos PARDL-DFE com erros padrão robustos de D-K

MODELO	Bens de Capital	Bens Intermediários	Bens de Consumo	Combustível e Lubrificantes	CGCE
<i>I. Elasticidades de Longo prazo</i>					
$Ln(TXCAMB)$	4.89 [0.00]	1.48 [0.00]	5.17 [0.00]	-3.16 [0.15]	1.92 [0.00]
$Ln(RENDEXT)$	6.60 [0.00]	1.11 [0.13]	2.96 [0.00]	1.29 [0.77]	1.70 [0.00]
$Ln(RENDOM)$	3.02 [0.00]	0.71 [0.21]	3.19 [0.00]	1.65 [0.00]	2.58 [0.00]
<i>II. Elasticidades de Curto Prazo</i>					
$\Delta ln(TXCAMB)$	-3.08 [0.00]	-0.89 [0.00]	-1.42 [0.00]	-3.79 [0.01]	-1.62 [0.00]
$\Delta ln(TXCAMB(-1))$	-0.93 [0.24]	-0.53 [0.13]	-0.22 [0.00]	-1.37 [0.33]	-0.30 [0.31]
<i>Temo de Correção de Erro (<math>\phi_i</math>)</i>	-0.68 [0.00]	-0.45 [0.00]	-0.28 [0.00]	-0.42 [0.00]	-0.50 [0.00]
<i>III. Estatísticas e Testes de robustez</i>					
<i>Nº de Observações</i>	494	494	494	335	1.817
<i>Nº de grupos</i>	26	26	26	23	101
<i>F</i>	66.93	73.73	78.16	66.21	18.83
<i>Prob &gt; F</i>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
<i>within R<sup>2</sup></i>	0.36	0.27	0.23	0.24	0.28
<i>Nº máx. de lags</i>	2	2	2	2	2
<i>Teste para dependência cross-section fraca de pesaran (2015)</i>	-0.42 [0.672]	-1.41 [0.264]	-2.06 [0.039]	-0.22 [0.823]	-2.06 [0.559]

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa

Considerando os modelos setoriais da CGCE, as elasticidades de longo prazo em relação à taxa de câmbio indicam que, uma desvalorização real nesse indicador em 1% promove uma melhora no saldo comercial de 4,89% nos bens de capital, de 1,48% nos bens intermediários e de 5,17% nos bens de consumo, enquanto para o modelo agregado da CGCE, a melhora no

saldo comercial dos estados brasileiros é da ordem de 1,92%. O setor de combustível e Lubrificante reportou elasticidade de longo prazo estatisticamente nula.

O indicador de demanda externa também se mostrou estatisticamente significativo na maioria das especificações consideradas e com sinal esperado; ou seja, um aumento no indicador da renda externa pode se reproduzir como um incremento na demanda por exportações domésticas o que, *ceteris paribus*, melhora o saldo comercial dos estados brasileiros, confirmando a previsão teórica. Na perspectiva setorial, esse impacto se mostrou superior para bens de capital, seguido dos bens de consumo, ou seja, as exportações líquidas de bens de capital e de bens de consumo aumentam 6,60% e 2,93%, em resposta a aumentos de 1% na demanda externa, respectivamente, enquanto para o setor de intermediários e combustíveis e lubrificantes os resultados foram estatisticamente insignificantes. Considerando o modelo para o agregado da CGCE, observa-se uma elasticidade na ordem de 1,70%.

Quanto aos efeitos da renda doméstica, os resultados revelam impactos positivos e elásticos na maioria dos modelos, sugerindo a importância desses setores para as economias estaduais, à exceção do setor de bens intermediários, cuja elasticidade se mostrou estatisticamente insignificante. Para o setor de bens de capital, bens de consumo e combustíveis e lubrificantes, a melhora na balança comercial dos estados é de 3,09% e 3,19% e 1,65%, respectivamente, em resposta a aumentos de 1% na renda doméstica; enquanto para o modelo agregado do CGCE, a melhora no saldo comercial é na ordem de 2,58%, para cada aumento de 1% neste indicador. Arora, Bahmani-Oskooee e Goswami (2003) argumentam que um impacto positivo da renda doméstica sobre a balança comercial pode ocorrer se o aumento nesse indicador refletir uma expansão da produção de bens substitutos aos importados, afetando, desta forma, a balança comercial.

Os resultados para a *proxy* de renda externa e renda doméstica dão suporte aos achados nos trabalhos de Moraes et al., (2015), em estudo para a balança comercial dos setores industrializados e dos básicos para a região Sul do Brasil; Sonaglio, Scalco e Campos (2010) para setores selecionados da balança comercial brasileira de manufaturados; Scalco, Carvalho e Campos (2012) e Arruda, Castelo Branco e Brito (2022), ambos para a balança comercial da agropecuária brasileira; Ramos Filho e Ferreira (2016) para alguns setores da indústria de transformação e Arruda, Brito e Castelar (2022) em análise para a balança comercial dos bens duráveis e não duráveis.

Uma vez que não se rejeitou a validade da CML na maioria dos modelos considerados, examina-se a ocorrência do fenômeno da curva J; ou seja, o efeito na dinâmica, em curto prazo, de uma desvalorização da taxa de câmbio real sobre o saldo da balança comercial, antes de sua melhora no longo prazo. A partir da tabela 7, verifica-se que tanto os modelos em termos setoriais, quanto o modelo agregado apresentam elasticidades câmbio de curto prazo com sinais negativos e elásticos, indicando que desvalorizações reais da taxa de câmbio se traduzem numa deterioração inicial do saldo comercial dos estados brasileiros. Ou seja, considerando o aumento de 1% na variável de taxa de câmbio real, o saldo comercial sofrerá uma retração na ordem de 3,08% para o setor de bens de capital; de 0,89% para os bens intermediários, de 1,42% para os bens de consumo e de 3,79% para os combustíveis e lubrificantes. A regularidade semelhante foi observada no modelo para o agregado da CGCE, com impactos negativos sobre o saldo comercial na ordem de 1,62%, frente a desvalorizações de 1% no indicador de câmbio real.

Portanto, os efeitos de curto prazo e de longo prazo frente às depreciações reais do câmbio sobre o saldo da balança comercial dos estados brasileiros mostraram-se distintos, especialmente, de uma deterioração temporária a curto prazo, seguido de sua melhora no longo prazo, sendo consistentes com o fenômeno da Curva J completa, na maioria dos modelos considerados. A exceção foi o modelo para o setor de combustíveis e lubrificantes, cujo resultado apenas fornece um indicativo da fase inicial do fenômeno J, uma vez que, em longo prazo, não foi satisfeita a CML. Os resultados se alinham aos principais estudos da literatura nacional que, assim como este, abordam as balanças comerciais em nível setorial (MOURA e DA SILVA, 2005; ARRUDA e MARTIN, 2016; SCALCO, CAMPOS e SONAGLIO, 2012; ARRUDA, BRITO e CASTELAR, 2022 e ARRUDA, CASTELO BRANCO e BRITO, 2022).

Ainda no que se refere ao curto prazo, os termos de correção de erros ( $\phi_t$ ) apresentaram coeficientes com sinal negativo e estatisticamente significativo em todos os modelos analisados. Estes coeficientes mostram a velocidade de ajustamento com que o saldo da balança comercial dos estados brasileiros retorna ao equilíbrio de longo prazo, após choques de curto prazo nas variáveis explicativas e, portanto, sinalizam para adequada convergência e a estabilidade na relação entre as variáveis na especificação de longo prazo. Considerando os cinco modelos, a reversão do saldo comercial a seu equilíbrio de longo prazo é relativamente mais rápida, dentro do período de um ano, para o setor de bens de capital (67%); seguida do modelo agregado (50%); do setor de bens intermediários (45%), de combustível e lubrificantes (42%) e do setor de bens de consumo (27%).

Por fim, as estatísticas do teste CD de Pesaran (2015) revelam uma queda substancial na correlação residual entre as unidades transversais após a aplicação do método de Driscoll-Kraay nas especificações PARDL-DFE, evidenciando, dessa forma, que a classe de estimador foi robusta em mitigar a questão da dependência transversal em todos os modelos estimados. Nesse sentido, as elasticidades obtidas via PARDL-DFE são consistentes e os erros padrões de D-K associados mostraram-se apropriados para inferir sobre os impactos de curto e de longo prazo de desvalorizações reais na taxa de câmbio sobre a balança comercial dos estados brasileiros, mesmo no contexto de dependência transversal.

## 2.5 Considerações Finais

Este estudo analisou os impactos de curto e de longo prazos de desvalorizações reais da taxa de câmbio sobre o saldo da balança comercial dos estados brasileiros segundo a CGCE, com vistas a inferir a respeito do fenômeno da curva J e da validade da CML. Para subsidiar essa análise, fez-se uso do arcabouço em painel contendo informações anuais para os 26 estados brasileiros, entre 2000 e 2020 e da estratégia PARDL-DFE, com erros-padrão de DK, robustos a formas gerais de dependência transversal. Esta análise foi feita tanto para os modelos desagregados a níveis setoriais da CGCE (bens de capital, bens intermediários, bens de consumo e combustível e lubrificantes) quanto para um modelo estes setores empilhados.

De modo geral, os resultados de longo prazo apontam para respostas positivas e elásticas do saldo comercial dos estados brasileiros frente a desvalorizações reais na taxa de câmbio, validando, portanto, a CML, para maioria dos setores considerados, com exceção do setor de combustível e lubrificantes. Em particular, a resposta positiva sobre o saldo comercial se mostrou maior para o setor de bens de consumo, seguido do setor de bens de capital, do modelo com o agregado dos setores e do setor de bens intermediários. Essa evidência alinha-se, agora na perspectiva regional, com as principais evidências encontradas para a economia brasileira. (MOURA e DA SILVA, 2005; ARRUDA e MARTIN, 2016; SCALCO, CAMPOS e SONAGLIO, 2012).

Os resultados para as *proxys* de renda externa e de renda doméstica também estão em linha com a previsão teórica na maior parte dos modelos, com exceção dos bens intermediários cujas elasticidades de longo prazo em relação a estes indicadores não se mostraram estatisticamente significante, e para o setor de combustíveis e lubrificantes, que apresentou elasticidade-renda mundial nula do ponto de vista estatístico. Autores como Moraes et al.,



(2015); Scalco, Carvalho e Campos (2012); Carvalho e Campos (2012); Ramos Filho e Ferreira (2016); Scalco, e Arruda, Castelo Branco e Brito (2022) também observaram efeitos dessa natureza em suas análises setoriais para a renda externa, enquanto Arora, Bahmani-Oskooee e Goswami (2003) apontam para um possível efeito substituição como justificativa teórica para efeitos positivos da renda doméstica na melhora do saldo comercial.

As evidências de curto prazo indicaram, em todos os modelos considerados, que a resposta na balança comercial dos estados brasileiros frente a uma desvalorização real no câmbio se mostra negativa e elástica, indicando que a fase de deterioração inicial do saldo comercial se faz presente em todos os setores da CGCE. O impacto negativo se deu em maior magnitude para o modelo de combustíveis e lubrificantes, bens de capital e do modelo com os setores empilhados, seguidos dos bens de consumo e dos bens intermediários. Combinando este resultado à validade da CML, conclui-se que o fenômeno da curva J completo foi verificado na maioria dos setores, à exceção dos combustíveis e lubrificantes, onde há apenas o indício de sua fase inicial.

Nesta direção, as evidências encontradas reforçam a importância da adoção de políticas cambiais por parte da autoridade monetária como forma de manter a taxa de câmbio real em patamares competitivos, uma vez que depreciações cambiais contribuíram para a melhora do saldo comercial dos estados brasileiros, na maioria dos setores da CGCE, tanto no curto, quanto no longo prazo. Além disso, recomenda-se ações e estratégias políticas que promovam a maior inserção do Brasil e dos seus estados nas cadeias globais de comércio, dado que a demanda externa também se mostrou favorável para a melhora da balança comercial a nível regional em maior parte destes setores.

Em suma, o presente estudo dá suporte às principais evidências empíricas que estudam o fenômeno da curva J e da CML para a balança comercial brasileira, inovando ao fazê-lo num contexto regional e setorial da CGCE, fazendo uso de uma metodologia econométrica em painel que permitiu mitigar problemas associados a dependência transversal, geralmente presente em dados dessa natureza. Todavia, as discussões no presente estudo podem ser ampliadas para contemplar tanto uma abordagem em painel de estados brasileiros que leve em consideração maior nível de desagregação setorial, assim como possíveis efeitos não lineares ou assimétricos nas relações entre a taxa de câmbio real e o saldo da balança comercial destes estados.

### 3 IMPACTOS ASSIMÉTRICOS DA TAXA DE CÂMBIO REAL NA BALANÇA COMERCIAL DOS ESTADOS BRASILEIROS: UMA ABORDAGEM EM PAINEL HETEROGÊNEO NÃO LINEAR

#### 3.1 Introdução

O papel da taxa de câmbio como determinante dos fluxos comerciais de uma economia tem sido um aspecto relevante e amplamente debatido nos estudos de comércio internacional nas últimas décadas. Por ser um importante preço relativo, esta variável pode influenciar diretamente o volume de comércio exterior e alterar a estrutura produtiva de uma nação, influenciando na tomada de decisões de políticas comerciais, de investimentos e no estímulo a determinados setores estratégicos das economias. Nesta linha, entender o canal de transmissão das flutuações da taxa de câmbio sobre as exportações líquidas constitui importante agenda de pesquisa.

Recentemente, os estudos com foco no exame da relação entre a taxa de câmbio real e os saldos comerciais têm pautado suas análises em investigar se as variações cambiais poderiam impactar de forma assimétrica a composição da balança comercial das economias. Essa assimetria ocorreria, por exemplo, caso o efeito de desvalorizações reais na taxa de câmbio sobre o saldo da balança comercial seja estatisticamente distinto daquele gerado por uma valorização de mesma medida ou, ainda, caso as repercussões nas exportações líquidas sejam distintas para fortes desvalorizações ou valorizações cambiais, na linha da hipótese de histerese<sup>15</sup> e, por fim, que esses efeitos se mostrem distintos entre os setores, gerando um *trade-off* para o formulador de política econômica na definição da estratégia de inserção nas cadeias globais de comércio.

Nesta linha, a possibilidade de que apreciações e depreciações da taxa de câmbio real afetem as variáveis macroeconômicas de maneira assimétrica tem ganhado forte destaque recente na literatura internacional<sup>16</sup>. Em linhas gerais, os estudos argumentam que, mesmo que a magnitude da desvalorização ou valorização da moeda seja a mesma, ela afeta a balança comercial de um país ou região em diferentes direções e magnitudes. Autores como Bahmani-Oskooee e Fariditavana (2015), Bahmani-Oskooee e Fariditavana (2016), Bahmani-Oskooee et

---

<sup>15</sup> As evidências iniciais sobre estudo da teoria de histerese para o comércio internacional remontam aos trabalhos de Baldwin (1988), Dixit (1989) e Krugman (1989).

<sup>16</sup> Autores como Calvo e Reinhart 2002; Taylor (2002) Verheyen (2013); Lourenço e Da Silva (2019) e Ribeiro, Vasconcelos e da Silva (2021), fornecem algumas razões para se esperar um ajustamento assimétrico da Taxa de câmbio, em seus estudos.

al. (2016) e Arize et al. (2017) e Nusair (2017) fazem uso de técnicas não lineares para examinar tais assimetrias e demonstram que os efeitos de apreciação são diferentes dos de depreciação real na taxa de câmbio.

Outro aspecto pacífico na moderna macroeconomia aberta é a importância da atuação comercial em setores de alta tecnologia, com forte participação de pesquisa e desenvolvimento, não só pela maior geração de riqueza, mas pelos efeitos de *learning by doing* e *knowledge spillovers* previstos nos modelos de crescimento econômico (ROMER, 1986; LUCAS, 1988; ROMER, 1990 e YOUNG, 1991). Além disso, existem discussões recentes sobre a hipótese da maldição dos recursos naturais ou doença holandesa, que atestam que a especialização em setores primários, como *commodities* agrícolas, associada à abundância desses recursos, pode levar uma economia a atuar por fortes desvalorizações cambiais para obter vantagens no comércio internacional que, por sua vez, podem encarecer os insumos industriais importados, desindustrializar a economia e impossibilitar a atuação desta em setores de alta tecnologia e valor agregado. (BRESSER-PEREIRA, 2008; VERÍSSIMO e DA SILVA, 2013).

Portanto, o presente estudo pretende contribuir nessa linha, examinando possíveis assimetrias nos impactos das oscilações reais da taxa de câmbio sobre a balança comercial dos estados brasileiros considerando os setores da indústria classificados por intensidade tecnológica, doravante SIIT, ou seja, alta tecnologia, AT, média alta tecnologia, MAT, média baixa tecnologia, MBT, e baixa tecnologia, BT, com especial enfoque na validade dos fenômenos da curva J e da Condição de Marshall Lerner (CML). Essas evidências, além de apontarem possíveis fenômenos J ou CML assimétricos entre os setores na perspectiva regional, podem evidenciar um *trade-off* enfrentado pelos formuladores de política econômica nas estratégias de inserção comercial. Por exemplo, as oscilações reais da taxa de câmbio podem impactar de forma antagônica os saldos comerciais dos setores AT e BT, afetando fortemente as estratégias de desenvolvimento setoriais, especialmente em economias com forte atuação em bens primários. Nesses casos, pode existir um perde-ganha na determinação dos estímulos setoriais por parte do formulador de política econômica, por exemplo, caso a valorização real do câmbio favoreça o setor de AT e piore o saldo comercial de BT.

Para tal, far-se-á uso do estimador de média de grupo agrupado para um arcabouço autorregressivo com defasagens distribuídas em painel não linear (PNARDL-PMG), contendo informações anuais para os 26 estados brasileiros, entre 2000 e 2020. Cabe ressaltar que essa aplicação regional e setorial na perspectiva não linear ou assimétrica é inédita nessa literatura.

Além desta introdução, o trabalho possui mais quatro seções. A seção dois se reserva a promover uma revisão da literatura focada nos trabalhos que investigam os efeitos assimétricos da taxa de câmbio real sobre o comércio internacional. Em seguida, apresenta-se a estratégia metodológica, dividida em descrição da base de dados com detalhamento pela classificação por intensidade tecnológica e a estratégia econométrica. Na seção quatro os resultados são apresentados e discutidos. Por fim, são tecidas as considerações finais do estudo.

### **3.2 Revisão de Literatura**

A literatura que examina a ocorrência e a regularidade da curva J e da CML é vasta em aplicações para dados de países, sobretudo dentro de uma perspectiva linear ou simétrica, tendo diversos autores apresentado suas contribuições nas últimas décadas. Em anos recentes, notadamente, com a introdução da modelagem autorregressiva com defasagens distribuídas não linear ou assimétrica (NARDL) por Shin, Yu e Greenwood-Nimmo (2014), a investigação da relação entre a taxa de câmbio real e a balança comercial em termos da validade empírica da curva J recebeu atenção renovada, uma vez que esta nova abordagem permitiu considerar em sua análise possíveis efeitos assimétricos da taxa de câmbio no saldo comercial das economias, evidenciando a importância de incorporar a não linearidade nos procedimentos econométricos ao se investigar o fenômeno.

Esta literatura se inicia no trabalho de Bahmani-Oskooee e Fariditavana (2015), que investigam a ocorrência da curva J para 4 países, utilizando informações trimestrais entre 1973 e 2014. Além do modelo ARDL linear aplicado em séries temporais, o estudo inova ao empregar o modelo ARDL não-linear (NARDL). O principal argumento para a abordagem não linear era o fato de que, na versão linear, pressupõe-se a ausência de assimetrias, ou seja, de que os efeitos de desvalorizações e de valorizações reais no câmbio sobre as exportações líquidas apresentariam intensidades semelhantes e, na presença de assimetrias, o ARDL linear tenderia a rejeitar o fenômeno J exatamente por não incorporar tais efeitos. Empregando o ARDL linear, os autores observam a curva J apenas para os Estados Unidos; já com o NARDL, encontram evidência positiva para EUA e China.

Empregando a mesma estratégia econométrica no estudo anterior, Bahmani-Oskooee e Fariditavana (2016) analisam a ocorrência da curva J em seis balanças bilaterais dos Estados Unidos, com dados trimestrais de 1973 a 2014. No modelo linear, há evidência de curva J em três casos, já no NARDL, o fenômeno foi observado em cinco relações comerciais. Na mesma

linha, Nusair (2017) aplica modelos ARDL linear e o não linear (NARDL) para investigar o fenômeno da curva J em 16 países do Leste Europeu, com informações de 1994 a 2015. O autor não observa a curva J em nenhuma das relações comerciais com o modelo linear. Empregando o NARDL, os resultados atestam a ocorrência da curva J assimétrica para 12 países.

Bahmani-Oskooee, Halicioglu e Hegerty (2016) aplicam modelos ARDL e NARDL a partir de dados trimestrais entre 1980 e 2014, para avaliar as repercussões da taxa de câmbio real sobre o desempenho comercial do México e 13 de seus principais parceiros comerciais (incluindo o Brasil). As versões ARDL apresentam coeficientes de longo prazo positivo e estatisticamente significantes na relação com seis parceiros comerciais. Contudo, o modelo NARDL mostra que os efeitos de depreciações e apreciações da moeda mexicana repercutem de forma distinta nas relações comerciais bilaterais, indicando que, enquanto as desvalorizações cambiais melhoram a balança bilateral do México com o Brasil, Canadá, França, Japão, Coreia do Sul, Espanha e o Reino Unido, as valorizações cambiais pioram-na com o Brasil, Canadá, França, EUA, Índia, Japão, Coreia, Peru e a Espanha, sugerindo que as alterações nas taxas de câmbio e seus efeitos assimétricos nas balanças comerciais bilaterais do México devem ser consideradas na análise do fenômeno J.

Arize, Malindretos e Igwe (2017) examinam o impacto de longo prazo da taxa de câmbio efetiva real na balança comercial de oito países Asiáticos - China, Israel, Coreia do Sul, Malásia, Paquistão, Filipinas, Rússia e Singapura, utilizando modelos NARDL e dados trimestrais entre 1980.1 e 2013.4. Os resultados sugerem que, no longo prazo, uma depreciação real nestes países melhora a balança comercial, concluindo que a condição de Marshall-Lerner se mantém no longo prazo. Além disso, a balança comercial reage mais fortemente às depreciações do que às apreciações, evidenciando efeitos de assimetria de longo prazo na maioria dos países.

Ongan, Ozdemir e Isik (2018) investigam a hipótese da curva J entre os Estados Unidos e os seus 12 principais parceiros comerciais durante o período 1991 e 2015 e aplicações de modelos ARDL linear e não linear – NARDL. Os resultados empíricos indicam que a abordagem linear apoia a evidência da curva J apenas para a relação dos EUA com 4 parceiros comerciais, enquanto a abordagem não linear apoia o fenômeno com 8 parceiros comerciais.

Bahmani-Oskooee e Kanitpong (2017) testam os impactos assimétricos da taxa de câmbio real a partir de modelos ARDL linear e não linear (NARDL) nas balanças comerciais

de países asiáticos com o resto do mundo; a saber, Indonésia, Japão, Coreia, Malásia, Filipinas, Singapura e Tailândia. Na abordagem ARDL, a taxa de câmbio real mostrou-se um determinante insignificante na melhora da balança comercial para todos os países considerados. Considerando os modelos NARDL, os resultados apoiam os efeitos assimétricos de curto prazo de desvalorizações reais na taxa de câmbio sobre a balança comercial na maioria dos países, sendo verificada o fenômeno da curva J apenas no caso da Indonésia, Japão e da Coreia.

Bahmani-Oskooee e Ali Nasir (2019) investigam o fenômeno da curva J assimétrica nos fluxos comerciais entre EUA e o Reino Unido em uma análise nas balanças comerciais agregadas e desagregadas para 68 setores selecionados da indústria entre os países, através de técnicas NARDL e uma amostra de dados mensal entre 1996.1 e 2018.7. Na análise da balança comercial agregada, não há qualquer evidência do fenômeno J assimétrico; por outro lado, na análise desagregada tomando cada um dos setores da indústria, as evidências em favor do fenômeno J assimétrico são verificadas para os fluxos comerciais em 18 dos 68 setores industriais.

De forma semelhante, Bahmani-Oskooee, Usman e Ullah (2020) investigam o fenômeno da curva J simétrica e assimétrica nos fluxos comerciais de 41 setores da indústria do comércio entre o Paquistão e os Estados Unidos. Os autores empregam modelos ARDL e NARDL para dados anuais entre 1978 e 2017 e técnicas de cointegração nos moldes de Pesaran et al., (2001). Os resultados para o modelo ARDL linear atestam a curva J simétrica em apenas 10 indústrias, enquanto a abordagem NARDL entre depreciações e apreciações da taxa de câmbio dá suporte para o fenômeno em sua forma assimétrica em 19 indústrias. Em 8 indústrias, o apoio ao fenômeno J assimétrico se deveu aos efeitos favoráveis da depreciação da rupia e, em 11 indústrias, deveu-se aos efeitos desfavoráveis da valorização da rupia.

Ainda para a economia do Paquistão, Iqbal et al., (2021) testam a ocorrência do fenômeno da curva J a nível bilateral entre o Paquistão e seus principais parceiros comerciais, quais sejam, China, Índia, Arábia Saudita, EUA, Kuwait, Singapura, Malásia e Indonésia, empregando modelos ARDL linear e o modelo NARDL na perspectiva não linear para dados anuais entre 1980 e 2017. Considerando a abordagem ARDL linear, a curva J não foi observada com nenhum dos parceiros comerciais do Paquistão. Esta situação mudou quando a abordagem NARDL foi aplicada, com evidências em favor do fenômeno J assimétrico para o caso da Malásia, China e Estados Unidos.

Em estudo para economia brasileira, Ribeiro, Vasconcelos e da Silva (2021) aplicam a metodologia NARDL para investigar a existência de assimetrias da taxa de câmbio brasileira na relação das exportações bilaterais entre o Brasil e os EUA, considerando 700 setores desagregados da indústria brasileira, observando sua intensidade tecnológica, entre 1999 a 2020. Os resultados encontrados atestam a resposta assimétrica nas exportações da indústria brasileira para uma ampla variedade de setores industriais; além disso, os autores observam que as valorizações cambiais tendem a beneficiar determinado setor com maior intensidade tecnológica, enquanto as desvalorizações cambiais tendem a melhorar as categorias com menor conteúdo tecnológico.

Mais recentemente, Jiang e Liu (2023) examinam os impactos assimétricos de curto e de longo prazo de alterações na taxa de câmbio real na balança comercial bilateral entre China – EUA, Japão, União Europeia por meio de modelos NARDL e informações trimestrais entre 2000.1 e 2020.4. Os resultados de curto prazo apontam que a balança comercial entre a China e os seus diferentes parceiros comerciais responde de forma inconsistente ou mesmo inversa, às alterações na taxa de câmbio, não se verificando o fenômeno inicial da curva J, em nenhuma das relações comerciais, enquanto no longo prazo, o efeito de melhora na balança comercial condizente com a CML só se verifica na relação da China com os EUA.

O levantamento da literatura recente sobre essas questões destaca o foco em análises bilaterais entre países e a abordagem focada em NARDL aplicados em series temporais. Poucos estudos têm se voltado para análises regionais, especialmente com foco em setores por intensidade tecnológica. Alguns estudos aplicados em painel são apresentados em seguida.

Nesta linha, Mwito, Mkenda e Luvanda (2020) examinam os impactos assimétricos de curto e de longo prazo da taxa de câmbio real na balança bilateral do Quênia e seus 30 principais parceiros comerciais, com vistas a investigar o fenômeno da curva J simétrica e assimétrica. Os autores empregam o estimador *Pooled Mean Group* (PMG) sob o arcabouço em painel ARDL linear e não linear – PNARDL para uma amostra trimestral entre 2006 e 2018. Os resultados da estimativa PMG com base na hipótese de efeitos cambiais simétricos revelam a validade da curva J em apenas 7 relações comerciais bilaterais; já quando a estimação é realizada assumindo efeitos assimétricos, o fenômeno da curva J se apresenta na relação comercial em 13 casos.

Empregando um modelo de dados em painel heterogêneo não linear, Keho (2021) investiga os impactos assimétricos de curto e de longo prazo da taxa de câmbio real na balança

comercial de sete países da União Econômica e Monetária da África Ocidental (UEMOA) - Benim, Burkina Faso, Costa do Marfim, Mali, Níger, Senegal e Togo, durante 1975 e 2017. Os resultados de longo prazo mostram que a relação entre taxa de câmbio real e balança comercial é assimétrica e consistente com a CML. Precisamente, os resultados apontam que, depreciações reais na taxa de câmbio impacta positivamente o saldo comercial dos países; enquanto as apreciações cambiais geram uma retração no nas exportações líquidas, em longo prazo. No curto prazo, porém, a balança comercial não é sensível a apreciações ou depreciações da taxa de câmbio real.

Mais recentemente, Barkat, Jarallah e Alsamara (2022) examinam o impacto assimétrico de curto e de longo prazo da taxa de câmbio nas balanças comerciais dos países pertencentes ao Conselho de Cooperação do Golfo (CCG) - Bahrein, Kuwait, Omã, Qatar, Arábia Saudita e Emirados Árabes Unidos, com o objetivo de investigar o fenômeno da curva J assimétrica. Para isto, aplicam o modelo em forma de painel linear (PARDL) e não linear (PNARDL) em uma amostra com dados trimestrais de 2000.1 a 2017.4. Os resultados de longo prazo revelam que depreciações cambiais possuem impacto positivo e estatisticamente significativo sobre a balança comercial dos países do CCG somente quando considerado a abordagem não linear (PNARDL), validando para este caso, a CML. No curto prazo, os resultados em PNARDL revelam que, depreciações cambiais implicam em deterioração da balança comercial, antes de sua melhora no longo prazo, validando a hipótese da curva J. As conclusões também sustentam que a resposta sobre a balança comercial dos países do CCG é assimétrica, uma vez que mudanças positivas na taxa de câmbio (depreciações cambiais) repercutem com maior intensidade sobre o saldo comercial dos países, em comparação com as mudanças negativas (valorizações cambiais).

Em suma, mesmo com as contribuições mencionadas acima, observa-se a existência de poucos estudos que apresentem evidências sobre a curva J e a validade da CML num contexto regional, especialmente na perspectiva setorial por intensidade tecnológica e considerando assimetrias ou não linearidades no contexto para dados de painel heterogêneo. O presente estudo pretende contribuir nessa direção analisando as dinâmicas de curto e de longo prazos das desvalorizações reais no câmbio sobre o saldo da balança comercial dos estados brasileiros considerando os setores industriais SIIT.



### 3.3 Aspectos Metodológicos

#### 3.3.1 Classificação de setores industriais por intensidade tecnológica

A intensidade tecnológica é um indicador crucial para classificar os padrões tecnológicos em diversos setores industriais, sendo fundamental para identificar disparidades estruturais entre os esforços inovadores nos processos produtivos (FURTADO e CARVALHO, 2005), mostrando-se relevante na avaliação do desempenho e do desenvolvimento industrial de uma nação, região ou estado. Nesta linha, o presente estudo fará uso de informações para os setores da indústria de transformação dos estados brasileiros, classificados segundo o nível de intensidade tecnológica, elaborada e disponibilizada pelo Departamento de Estatística e Apoio à Exportação, do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (DAEX/MDIC).

No Brasil, a elaboração das classificações por intensidade tecnológica pela DAEX/MDIC é realizada a partir da metodologia desenvolvida pela Organização de Cooperação e Desenvolvimento Econômico - OCDE<sup>17</sup>, em correspondência com a *International Standard industrial Classification of All Economic Activities*, quarta revisão (ISIC, Rev.4), que atribui ao código de classificação das empresas e indústrias, um determinado nível de intensidade tecnológica, de acordo com o dispêndio em atividades de pesquisa e desenvolvimento (P&D) a cada nível setorial.

De acordo com a metodologia<sup>18</sup>, os produtos exportados e/ou importados para a indústria de transformação são segmentados em quatro setores industriais por intensidade tecnológica (SIIT); a saber, Alta Tecnologia, AT, Média-Alta Tecnologia, MAT, Média-Baixa Tecnologia, MBT, e Baixa Tecnologia, BT. O quadro 1 apresenta a estrutura das categorias e subcategorias por SIIT (DAEX/ MDIC/SECEX, 2016).

Em linhas gerais, os setores de alta intensidade tecnológica remetem a um conjunto de atividades e bens oriundos de alto conteúdo tecnológico, com capacidade de incorporar de maneira mais intensa, atividades voltadas para a produção de bens de capital e de bens de consumo duráveis, consideradas difusoras de progresso técnico e que realizam intensivamente

---

<sup>17</sup> Para maiores detalhes, ver OCDE (2005).

<sup>18</sup> Para obter a classificação por Intensidade Tecnológica, o Departamento de Estatística e Apoio à Exportação (DAEX/MDIC), efetua a compatibilização de cada código da NCM e sua respectiva classificação no Sistema Harmonizado (SH), relacionando-a a apenas um código da *International Standard Industrial Classification*, (ISIC) (BRASIL, 2016).

investimento em pesquisa e desenvolvimento de novas tecnologias, adotando procedimentos para ampliar sua competitividade. Nesta categoria, destacam-se por exemplo, os setores da Indústria aeronáutica e aeroespacial; equipamentos de informação e os produtos eletrônicos e ópticos.

Já o setor de média alta intensidade tecnológica, com presença tanto de produtores de bens intermediários como de bens de consumo duráveis, tem perfil mais heterogêneo, sobressaindo aqueles setores intensivos em economias de escala, em recursos naturais e, por fim, em conhecimento, como é o caso da indústria química. Por fim, os setores de média baixa e baixa intensidades tecnológica se constituem de setores com proporção de gastos em P&D baixa e intensivo esforço para minimizar os custos de produção, em grande parte através da aquisição de máquinas e equipamentos e da melhoria dos processos produtivos (PANUCCI-FILHO, TOMELIN e HEIN, 2017).

Quadro 3.1: Classificação dos setores da Indústria de Transformação por Intensidade Tecnológica

<b>Alta Tecnologia</b>
<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Indústria aeronáutica e aeroespacial</li> <li>▪ Equipamentos de informática, produtos eletrônicos e ópticos</li> <li>▪ Instrumentos médicos de alta precisão</li> <li>▪ Produtos Farmoquímicos</li> <li>▪ Produtos Farmacêuticos</li> </ul>
<b>Média-Alta Tecnologia</b>
<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Produtos químicos</li> <li>▪ Máquinas, aparelhos e materiais elétricos</li> <li>▪ Máquinas e equipamentos</li> <li>▪ Veículos automotores, reboques e carrocerias</li> <li>▪ Veículos ferroviários e equipamentos de transporte</li> <li>▪ Veículos militares e de combates</li> </ul>
<b>Média-Baixa Tecnologia</b>
<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Coque, produtos derivados do petróleo e biocombustíveis</li> <li>▪ Produtos minerais não metálicos</li> <li>▪ Metalurgia</li> <li>▪ Produtos de metal, exceto máquinas e equipamentos</li> <li>▪ Embarcações navais</li> </ul>
<b>Baixa Tecnologia</b>
<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Alimentos, bebidas e tabaco</li> <li>▪ Têxteis, couros e calçados</li> <li>▪ Celulose, papel, produtos de pape e impressão</li> <li>▪ Madeiras e seus produtos</li> <li>▪ Móveis e outras manufaturas</li> </ul>

Fonte: Elaboração própria com base em DAEX/MDIC (2016)

### 3.3.2 Descrição dos dados e perfil tecnológico da balança comercial dos estados brasileiros

Para examinar os impactos assimétricos da taxa de câmbio real no comércio exterior dos estados brasileiros segundo o SIIT, emprega-se um modelo autorregressivo com defasagens distribuídas em painel não linear (PNARDL) para dados em painel de estados brasileiros entre 2000 e 2020.

O logaritmo da razão entre as exportações e as importações é a variável que define o saldo comercial para os estados brasileiros. O indicador será empregado considerando os setores da indústria por intensidade tecnológica (SIIT); ou seja, setor de alta tecnologia; setor de média alta tecnologia; setor de média baixa tecnologia e o setor de baixa tecnologia. Os dados foram obtidos junto ao Departamento de Estatística e Apoio à Exportação, do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (DAEX/MDIC), em que cada código da Nomenclatura do Mercado Comum do Sul (NCM), e sua respectiva classificação no Sistema Harmonizado (SH) é relacionado a apenas um código da *International Standard Industrial Classification* (ISIC). O Quadro 3.2 apresenta a descrição das variáveis empregadas no estudo assim como suas respectivas fontes.

Quadro 3.2 Síntese das Variáveis Utilizadas

Variável	Descrição da <i>Proxy</i> e Fonte dos dados.
Câmbio Real <sub>it</sub> *	Logaritmo natural da taxa de câmbio real efetiva, que se encontra disponível no Sistema Gerador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil (BCB-SGS). Fonte: BCB-SGS.
Renda Doméstica <sub>it</sub> *	Logaritmo natural do Produto Interno Bruto do estado <i>i</i> no ano <i>t</i> . Variável elaborada e disponibilizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O indicador foi deflacionado pelo Índice Geral de Preços - Disponibilidade (IGP-DI), disponível na Fundação Getúlio Vargas (FGV). Fonte: IBGE.
Renda Externa <sub>it</sub> *	Logaritmo natural das importações mundiais do estado <i>i</i> no ano <i>t</i> . Disponível nas <i>Direction of Trade Statistics</i> (DOTS), publicado pelo Fundo Monetário Internacional (FMI). Os valores obtidos foram deflacionados pelo Índice de Preços das Importações Mundiais totais, que se encontra disponível no <i>Federal Reserve Economic Data of St. Louis</i> (FRED). Fonte: DOTS-FMI.
Saldo comercial do setor de Alta Tecnologia <sub>it</sub>	Logaritmo natural do saldo de alta tecnologia do estado <i>i</i> no ano <i>t</i> . Fonte: DAEX/ MDIC/SECEX.
Saldo comercial do setor de Média alta Tecnologia <sub>it</sub>	Logaritmo natural do saldo de Média alta tecnologia do estado <i>i</i> no ano <i>t</i> . Fonte: DAEX/ MDIC/SECEX.
Saldo comercial do setor de Média baixa Tecnologia <sub>it</sub>	Logaritmo natural do saldo de Média baixa tecnologia do estado <i>i</i> no ano <i>t</i> . Fonte: DAEX/ MDIC/SECEX.
Saldo comercial do setor de baixa Tecnologia <sub>it</sub>	Logaritmo natural do saldo de baixa tecnologia do estado <i>i</i> no ano <i>t</i> . Fonte: DAEX/ MDIC/SECEX.

Fonte: Elaboração própria. \*As variáveis de renda externa e de taxa de câmbio real são as mesmas para todas as unidades do painel.

A tabela 3.1 exibe as estatísticas descritivas para as variáveis que compõem os dados para os estados brasileiros do estudo. Em síntese, cada variável apresenta 546 observações<sup>19</sup>, entre os anos de 2000 e 2020 e estão descritas em termos de suas unidades de medida<sup>20</sup>. Observa-se que, o saldo comercial médio dos estados brasileiros segundo a SIIT, expressos em milhões de dólares, se mostrou deficitário na maioria dos setores, a exceção do setor de baixa tecnologia, que apresentou saldo comercial médio superavitário.

Os setores de média alta tecnologia e de baixa tecnologia apresentaram as maiores dispersões nos dados, enquanto os resultados para os setores de alta e o de média baixa tecnologias reportaram as menores amplitudes. A renda doméstica dos estados brasileiros

<sup>19</sup> Os estados do Acre, Alagoas, Amapá, Roraima, Rondônia e Tocantins não apresentaram registros de transações para as exportações para o setor de alta tecnologia em alguns períodos da amostra. Por isso, estes estados foram preteridos no procedimento de estimação.

<sup>20</sup> As variáveis de saldo comercial e renda externa estão em milhões de dólares. A renda doméstica está em milhões de reais, valores de 2019. As variáveis na tabela 1 foram analisadas em nível para fins de descrição, contudo, serão expressas em termos de logaritmo (conforme quadro 3.2) no processo de modelagem econométrica.

apresentou uma média de R\$ 207,32 bilhões, com uma forte amplitude, destacando a forte disparidade econômica entre os estados brasileiros.

Tabela 3.1- Estatísticas descritivas das séries empregadas no estudo

VARIÁVEL	OBSERVAÇÕES	MÉDIA	DESVIO PADRÃO	AMPLITUDE	
				MÍNIMO	MÁXIMO
Saldo Comercial de Alta Tecnologia	546	-724,28	1.854,49	-13.156,35	38,84
Saldo Comercial de Média-Alta tecnologia	546	-1.072,40	2.344,20	-19.570,1	2.528,75
Saldo Comercial de Média Baixa Tecnologia	546	-77,14	1.432,97	-6.755,08	6.475,88
Saldo Comercial de Baixa Tecnologia	546	1.283,80	2.207,62	-1.044,26	11.970,51
Câmbio Real	546	99,54	22,35	68,36	148,35
Renda Externa	546	95,45	11,70	74,95	112,34
Renda Doméstica	546	207.322,50	385.077,30	6.780,08	3.464.724,69

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do estudo. Notas: 1. As variáveis de saldo comercial e renda externa estão em milhões de dólares. A renda doméstica está em milhões de reais, valores de 2019.

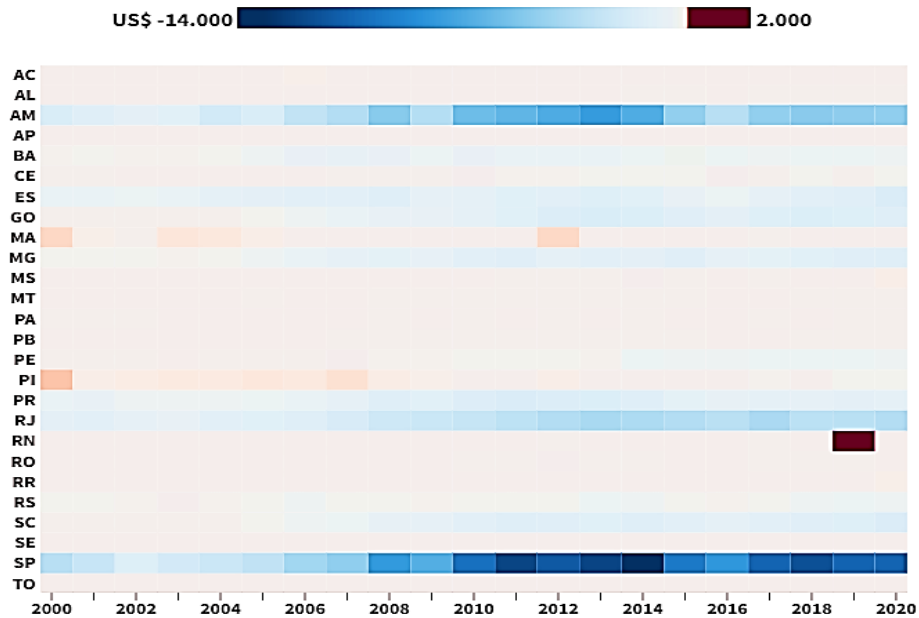
Para estudar a trajetória da balança comercial dos estados brasileiros segundo o SIIT, utilizam-se os *heatmaps*, figuras 3.1 a 3.4, que permitem ilustrar através de uma escala de desempenho, os melhores e os piores resultados comerciais de cada estado e por setor do SIIT, revelando a estrutura produtiva/inovativa de cada região.

Tomando inicialmente o setor de alta intensidade tecnológica, na figura 1, percebe-se que a trajetória comercial para este grupamento experimentou *déficits* na maioria dos anos e para maioria dos estados brasileiros, confirmando o fraco dinamismo nos fluxos comerciais deste setor durante a amostra considerada.

Como é possível observar, o estado de São Paulo apresentou os *déficits* mais intensos para este setor, com maior expressão a partir do ano de 2007, o que pode ser caracterizado pela participação de atividades com alto conteúdo tecnológico na pauta de importações do estado. Quanto aos resultados superavitários no setor, destaca-se o estado do Rio Grande do Norte, no ano de 2019, o Piauí em 2000 e o Maranhão em 2000 e 2012. Segundo o informe da Funcex (2018), apesar das exportações na pauta nordestinas serem pouco representativas, foram as que

mais cresceram entre o período de 2008 a 2017, devido, principalmente às vendas externas de resinas termoplásticas e de catalisadores, favorecendo a balança comercial do setor.

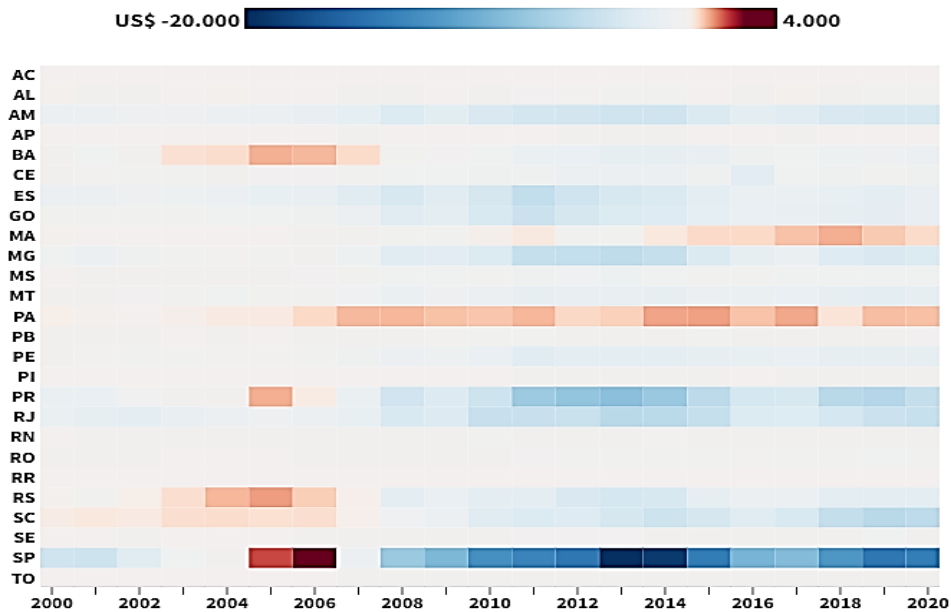
Figura 3.1- Saldo Comercial dos estados brasileiros por Alta Tecnologia FOB (Milhões US\$)



Fonte :Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa

Análise semelhante pode ser realizada para o saldo comercial de média alta intensidade tecnológica, na figura 3.2. Observa-se que, o estado de São Paulo apresentou os menores e maiores resultados comerciais para o setor, em 2005 e 2006 e entre 2008 e 2020, respectivamente, apresentando no ano de 2013 o maior déficit no intercâmbio comercial dentre as classificações por intensidade tecnológica (- US\$ 19.570,18). De outra forma, foram registrados saldos positivos para a categoria no estado do Pará, iniciando no ano de 2003 e seguindo com a trajetória comercial positiva até os anos finais da amostra; e para o estado da Bahia, entre 2003 e 2005, quando a balança comercial para o setor passou a apresentar uma trajetória estável.

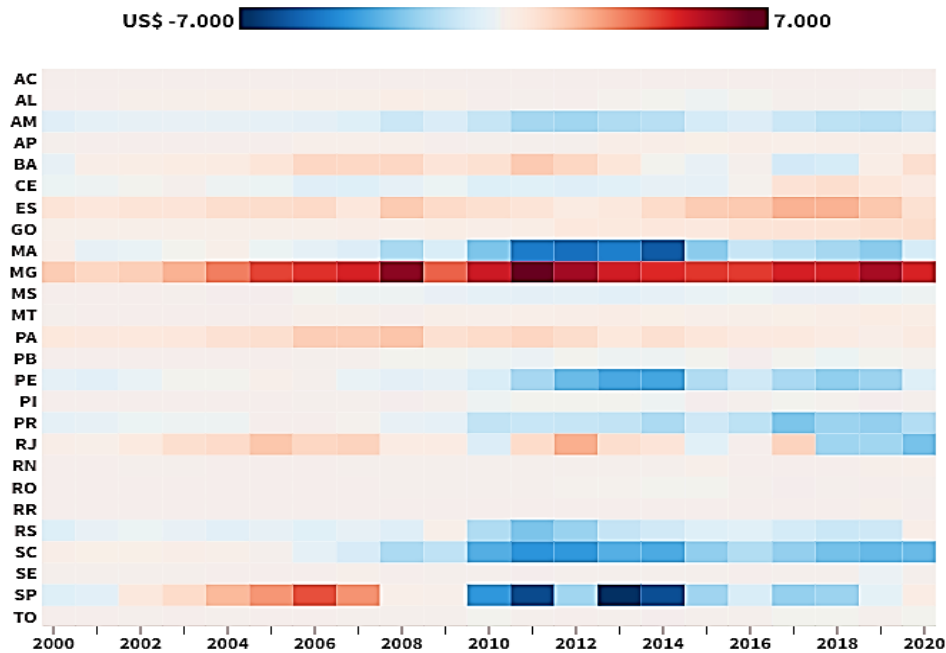
Figura 3.2: Saldo comercial dos estados brasileiros por Média Alta Tecnologia FOB (Milhões US\$)



Fonte :Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa

Em relação aos ganhos comerciais do grupo de produtos por média baixa intensidade tecnológica, a figura 3.3 ilustra que, o estado de Minas Gerais registrou *superávits* na balança deste setor em todo o período da análise, atingindo o ápice de seu desempenho em 2011 (US\$ 6.475,88). Destaca-se ainda os estados da Bahia, Espírito Santo, Pará e Goiás, cujos *superávits* comerciais do setor estão presentes em todo período em análise da amostra. O estado do Ceará, apesar de apresentar *déficits* comerciais no setor em parte da amostra, alcançou resultados comerciais positivos recentemente a partir de 2017. Os saldos comerciais desse setor foram negativos em toda a mostra observada nos estados do Amazonas e Pernambuco, enquanto os maiores *déficits* foram registrados em Maranhão, Santa Catarina e São Paulo.

Figura 3.3: Saldo Comercial dos estados brasileiros por Média Baixa Tecnologia FOB (Milhões US\$)

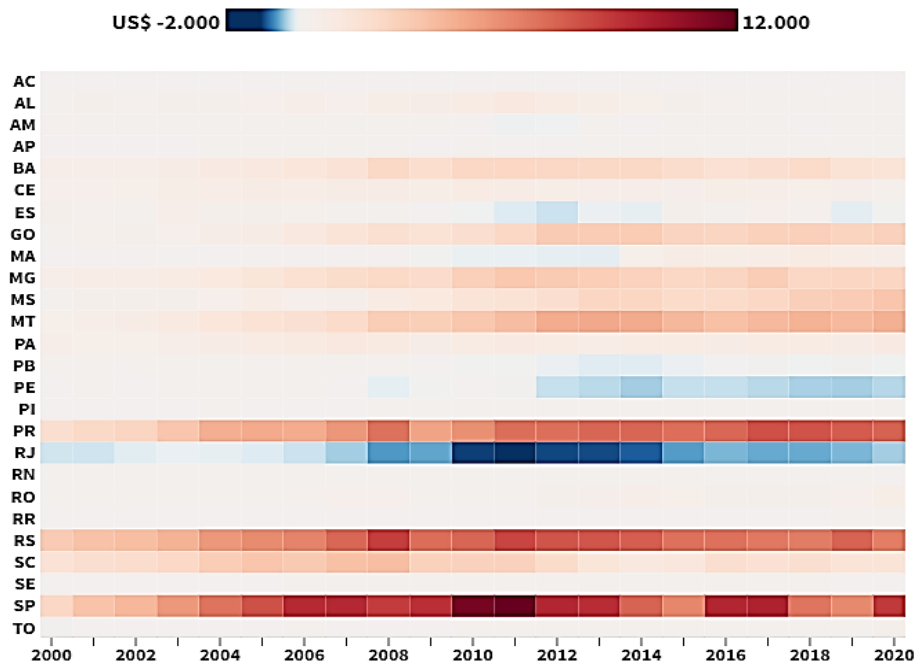


Fonte :Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa

Considerando o segmento de baixa intensidade tecnológica, nota-se pela figura 3.4, uma grande diversidade nos desempenhos das balanças comerciais de vários estados brasileiros, com destaque para o estado de São Paulo, que apresentou *superávit* comercial para este setor durante todo o período em análise, com maiores expressões entre 2009 e 2013 e entre 2015 e 2017. Na mesma linha, destaca-se o desempenho comercial dos estados do Paraná e Rio Grande do Sul que atingiram a partir de 2004 trajetórias ascendentes no saldo comercial deste setor ao longo de todo o período amostral. Por outro lado, o estado do Rio de Janeiro apresentou saldo deficitário em toda a amostra para este grupamento, sendo os déficits mais expressivos entre 2008 e 2014.



Figura 3.4: Saldo Comercial dos estados brasileiros por Baixa Tecnologia FOB (Milhões US\$)



Fonte :Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa

Por fim, a tabela 3.2 apresenta uma síntese das participações de cada setor por intensidade tecnológica na composição das exportações e importações dos estados brasileiros entre 2000 e 2020, no montante total das exportações e importações brasileiras.

No lado das exportações, os setores que apresentaram maiores participações médias no total das vendas para o exterior, foram os de Baixa Tecnologia, Média Alta tecnologia e o setor de Média Baixa Tecnologia, com médias de 28,56%, 19,56% e 14,62%, respectivamente, enquanto o setor de Alta Tecnologia apresentou os menores percentuais médios (5,38%).

Em condições semelhantes, para a pauta das importações, os setores de Média Alta Tecnologia, Alta Tecnologia e de Média Baixa Tecnologia se destacaram com participações médias de 42,09%, 19,84% e 17,37%, respectivamente, no total das compras externas. Portanto, observa-se uma importante concentração das interações comerciais nos estados brasileiros nos grupamentos de produtos industriais de Média Alta Tecnologia e de Média Baixa tecnologia, seguido do setor de Baixa Tecnologia, enquanto o setor de Alta intensidade Tecnológica se mostrou o menos dinâmico.

Tabela 3.2 - Participação das Exportações e Importações Brasileiras por Intensidade Tecnológica (%)

Ano	Alta Tecnologia		Média Alta Tecnologia		Média Baixa Tecnologia		Baixa Tecnologia		Produtos N.I. T	
	Exportações	Importações	Exportações	Importações	Exportações	Importações	Exportações	Importações	Exportações	Importações
2000	11,20	23,66	23,66	39,39	17,40	16,15	31,15	8,62	16,49	13,17
2001	10,5	22,00	21,6	42,80	15,2	15,21	35,3	6,55	17,43	13,44
2002	8,7	20,36	21,5	42,90	16,3	14,37	35,0	7,96	18,58	16,60
2003	6,4	20,15	23,2	42,13	17,4	14,21	33,4	7,32	19,60	18,22
2004	6,3	21,19	23,5	40,14	17,1	13,86	31,6	6,91	19,69	19,46
2005	6,7	21,90	24,9	39,31	17,7	14,33	29,4	6,92	20,56	19,01
2006	6,1	22,06	24,4	36,97	18,5	15,75	28,1	7,32	22,24	19,19
2007	5,8	19,67	23,4	39,13	17,8	16,33	27,8	7,50	24,24	18,55
2008	5,3	18,19	20,8	40,55	17,0	16,91	26,3	7,08	28,99	18,26
2009	5,4	20,06	18,2	42,53	14,1	14,66	30,0	8,85	30,88	15,20
2010	4,1	18,31	18,5	41,91	12,0	18,93	27,5	8,42	36,49	13,30
2011	3,3	16,45	17,3	42,22	12,4	19,79	24,9	8,33	40,73	13,98
2012	3,7	16,86	17,3	42,42	13,2	18,95	25,4	8,93	38,85	13,74
2013	3,4	16,62	16,8	42,13	11,7	18,45	25,6	8,57	37,97	14,97
2014	3,4	16,88	16,0	40,73	12,0	19,11	26,6	9,14	39,30	14,86
2015	4,0	18,00	17,0	42,65	12,2	17,18	27,9	10,06	35,67	13,07
2016	4,3	19,45	17,8	43,98	11,8	16,43	29,2	10,45	32,79	10,97
2017	3,5	21,04	18,2	43,32	11,8	19,74	26,5	10,67	37,61	10,68
2018	4,5	22,85	19,3	50,69	14,7	25,03	27,9	11,11	49,46	12,71
2019	3,8	20,13	14,9	44,50	13,6	20,99	23,9	9,29	42,16	9,93
2020	2,5	20,77	12,5	43,41	13,1	18,41	26,1	9,33	45,20	7,98
Média	5,38	19,84	19,56	42,09	14,62	17,37	28,56	8,54	31,19	14,63

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da DAEX/MDIC/SECEX. N.I. T - Produtos Não classificados na Indústria de Transformação

### 3.3.3 Estratégia Econométrica: Painel Autoregressivo com Defasagem Distribuída Não Linear (PNARDL)

No presente estudo, define-se um modelo de comércio exterior na forma reduzida, para representar uma estrutura de dados de painel, em que, a taxa de câmbio efetiva real e as medidas de atividade econômica, doméstica e externa, são vistas como principais determinantes da balança comercial de uma economia, de acordo com a especificação a seguir:

$$\ln\left(\frac{X_{it}}{M_{it}}\right) = \beta_0 + \mu_i + \beta_1 \ln(TXCER_{it}) + \beta_2 \ln(Y_{it}) + \beta_3 \ln(Y_{it}^*) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Na equação acima,  $i$  e  $t$  denotam, o estado brasileiro e o ano, respectivamente;  $\ln\left(\frac{X_{it}}{M_{it}}\right)$  é o indicador de saldo comercial para o estado  $i$ , no ano  $t$ , definida como o logaritmo da razão entre os valores das exportações e importações para o estado  $i$ , considerando as classificações setoriais por intensidade tecnológica (SIIT), ou seja, setor de AT, setor de MAT, setor de MBT e o setor de BT;  $\ln(Y_{it})$  indica o logaritmo natural da *proxy* da renda doméstica para o estado  $i$ , no ano  $t$ ;  $\ln(TXCER_{it})$  representa o logaritmo natural da *proxy* da taxa de câmbio efetiva real brasileira para o estado  $i$ , no tempo  $t$ ;  $\ln(Y_{it}^*)$  denota o logaritmo natural da *proxy* de renda externa ou do resto do mundo do estado  $i$ , no tempo  $t$ ;  $\beta_0$  é o termo de intercepto;  $\mu_i$  é o termo que reflete as heterogeneidades não observadas dos estados  $i$ ;  $\beta_1, \beta_2, \beta_3$  são as elasticidades a serem estimadas e  $\varepsilon_{it}$  é o termo de erro no tempo  $t$ .

Com mencionado nas seções anteriores, dada a possível natureza assimétrica da relação entre a taxa de câmbio real e o saldo da balança comercial, investigar o fenômeno da curva J neste contexto, invoca uma abordagem empírica que permita contemplar a presença de efeitos assimétricos, uma vez que, considerar simetria no processo de ajuste dentro desta análise pode ser restritivo sob diversas perspectivas teóricas (VERHEYEN, 2013; SHIN et al, 2014; BAHMANI-OSKOOEE e FARIDITAVANA, 2016; LOURENÇO e VASCONCELOS, 2019; RIBEIRO, VASCONCELOS e DA SILVA, 2021).

Nesta linha, a resposta assimétrica da balança comercial dos estados brasileiros a choques positivos e negativos da taxa de câmbio real será estimada no presente estudo por meio do arcabouço dos modelos autoregressivos com defasagens distribuídas não lineares ou assimétricos em painel (PNARDL). De acordo com Salisu e Isah (2017), o modelo PNARDL

é uma extensão adequada da representação não linear dos modelos NARDL da econometria das séries temporais, propostos por Shin, Yu e Greenwood-Nimmo (2014) e uma representação não linear do modelo em painel dinâmico heterogêneo não estacionário, como propostos em Pesaran e Shin (1995) e Pesaran, Shin e Smith (1999), comumente empregado em estruturas de dados de painel com grandes dimensões temporais (T) e transversais (N).

Em síntese, as vantagens de empregar a especificação PNARDL na análise com dados de painel reside, principalmente, em permitir estimar consistentemente relações de curto e de longo na presença de efeitos assimétricos, além de levar em conta possíveis efeitos heterogêneos entre as unidades de observação do painel em sua dinâmica. Adicionalmente, a estratégia se mostra robusta mesmo na presença de regressores endógenos ou exógenos, sejam estes estacionários em primeira diferença ou em nível, ou uma combinação destes. Por fim, a abordagem é capaz de mitigar questões relacionadas a endogeneidade dos regressores e a autocorrelação serial, ao se considerar critérios de informação para um número suficiente de defasagens das variáveis no procedimento de estimação.

Nos moldes de Pesaran, Shin e Smith (1999), um modelo ARDL( $p, q_1, q_2, \dots, q_k$ ) em painel dinâmico pode ser escrito para expressar a equação (1) como:

$$y_{it} = \sum_{m=1}^p \lambda_{im} y_{i,t-m} + \sum_{m=0}^q \delta'_{im} X_{i,t-m} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

em que,  $i = 1, 2, \dots, N$  denota a dimensão *cross section* do painel, representada pelos estados brasileiros, considerando os setores da SIIT;  $t = 1, 2, \dots, T$  indica o número de períodos do painel;  $X_{it}$  é um vetor ( $k \times 1$ ) de variáveis explicativas para cada unidade  $i$ , no tempo  $t$ ,  $\ln(TXCER_{it}); \ln(Y_{it}); \ln(Y_{it}^*)$ , conforme definidas em (1);  $\delta_{im}$  representa um vetor ( $K \times 1$ ) contendo o coeficiente destas variáveis explicativas;  $\lambda_{im}$  são escalares para a variável dependente;  $\mu_i$  denota o efeito específico do grupo;  $p$  e  $q$  são ordens de defasagens associadas ao regressando e às variáveis explicativas, respectivamente;  $\varepsilon_{it}$  é o termo de distúrbio no tempo  $t$ .

Uma característica importante das variáveis cointegradas neste cenário é a sua capacidade de resposta a qualquer desvio do equilíbrio de longo prazo. Isto implica um modelo de correção de erros no qual a dinâmica de curto prazo das variáveis no sistema é influenciada por desequilíbrios em longo prazo. Neste caso, é comum reparametrizar a equação (2) na sua

forma de correção de erros (PARDL-ECM) para expressar as dinâmicas de curto e de longo prazo conjuntamente, como a seguir:

$$\Delta y_{it} = \phi_i (y_{i,t-1} - \beta_i' X_{it}) + \sum_{m=1}^{p-1} \lambda_{im}^* \Delta y_{i,t-1} + \sum_{m=0}^{q-1} \delta_{im}^* \Delta X_{i,t-m} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

em que,  $\phi_i = -(1 - \sum_{m=1}^p \lambda_{i,m})$ ,  $\beta_i = \frac{\sum_{l=0}^q \delta_{i,m}}{(1 - \sum_l \lambda_{i,m}^*)}$ , com  $\lambda_{im}^* = -\sum_{l=m+1}^p \lambda_{il}$ ,  $m = 1, 2, \dots, p-1$  e  $\delta_{im}^* = -\sum_{l=m+1}^q \delta_{il}$ ,  $m = 1, 2, \dots, q-1$ .

Contudo, a equação (3) pressupõe que a relação entre taxa de câmbio real e a balança comercial se ajusta de forma simétrica, podendo não estabelecer uma relação significativa se a balança comercial responder de forma assimétrica entre apreciações e desvalorizações reais da taxa de câmbio. Desta forma, nos moldes de Shin, Yu e Greenwood-Nimmo (2014), define-se um valor *threshold* em torno de zero para a variável de câmbio real, permitindo-se decompor seus movimentos entre depreciações e apreciações, através de suas somas parciais positivas e negativas, respectivamente. Mais precisamente:

$$\begin{cases} POS_{it} = Ln(TXCER_{it}^+) = \sum_j^t \Delta Ln(TXCER_{it}^+) = \sum_j^t \max(\Delta Ln(TXCER_{it}^+), 0) \\ NEG_{it} = Ln(TXCER_{it}^-) = \sum_j^t \Delta Ln(TXCER_{it}^-) = \sum_j^t \min(\Delta Ln(TXCER_{it}^-), 0) \end{cases} \quad (4)$$

onde,  $Ln(TXCER_{it}^+)$  e  $Ln(TXCER_{it}^-)$  são as duas novas variáveis, que representam, respectivamente, as somas parciais positivas (das desvalorizações) e negativas (das valorizações) dos valores da taxa de câmbio real. Assim, segundo Bahmani-Oskooee e Fariditavana (2015), a não linearidade construída a partir das duas novas variáveis obtidas,  $POS_{it}$  e  $NEG_{it}$ , é introduzida na forma de correção de erros descrita em (3) para investigar os efeitos assimétricos de curto e de longo prazos de choques na taxa de câmbio real sobre a balança comercial dos estados brasileiros, com vistas a inferir sobre a assimetria dos fenômenos da curva J e da CML, podendo ser reescrita da seguinte forma:

$$\begin{aligned} \Delta \ln\left(\frac{X}{M}\right)_{it} = & \phi_i \left[ \ln\left(\frac{X}{M}\right)_{it-1} - \beta_{1i} POS_{it} - \beta_{2i} NEG_{it} - \beta_{3i} \ln(Y)_{it} \right. \\ & \left. - \beta_{4i} \ln(Y^*)_{it} \right] + \sum_{m=1}^{p-1} \lambda_{0im} \Delta \ln\left(\frac{X}{Y}\right)_{i,t-m} + \sum_{m=0}^{q-1} (\delta_{1im} \Delta POS_{i,t-m} \\ & + \delta_{2im} \Delta NEG_{i,t-m}) + \sum_{m=0}^{q-1} \delta_{3im} \Delta \ln(Y)_{i,t-m} + \sum_{m=0}^{q-1} \delta_{4im} \Delta \ln(Y^*)_{i,t-m} \\ & + \mu_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

O termo entre colchetes constitui a relação de longo prazo entre o regressando e as variáveis explicativas e reporta os coeficientes de inclinação ou elasticidades,  $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$ , em relação as variações positivas e negativas da taxa de câmbio real, a renda doméstica e a renda externa, respectivamente; enquanto os parâmetros  $\delta_1, \delta_2, \delta_3$  e  $\delta_4$ , fornecem os coeficientes dinâmicos de curto prazo das variações positivas da taxa de câmbio real, das variações negativas da taxa de câmbio real, da renda doméstica e da renda externa, respectivamente. Por fim, o parâmetro  $\phi_i$  indica a trajetória de ajuste do saldo da balança comercial do grupo  $i$  ao seu valor de equilíbrio de longo prazo, na presença de choques nas variáveis explicativas. É importante que  $\phi_i < 0$  e estatisticamente significativo, sob a hipótese de convergência e estabilidade para o equilíbrio de longo prazo.

Desta forma, a resposta assimétrica de longo prazo do saldo da balança comercial dos estados brasileiros a choques positivos e negativos na taxa de câmbio real será estimada a partir dos coeficientes em  $\beta_{1i}$  e  $\beta_{2i}$ , respectivamente. Como mencionado anteriormente, o modelo não linear de correção de erros em painel (no presente estudo denotado por PNARDL) permite testar a existência de assimetria na relação entre a taxa de câmbio real e a balança comercial dos estados brasileiros. Em particular, a simetria de longo prazo pode ser testada por meio de um teste de Wald, tomando como hipótese nula a simetria no processo de ajuste entre estas variáveis, através da igualdade dos coeficientes,  $\beta_{1i} = \beta_{2i}$ , na equação (5). Desta forma, a não rejeição da hipótese nula, reduz a análise do modelo a abordagem tradicional de correção de erros ARDL linear em painel (PARDL) como na equação (3).

Desta forma, caso sejam estabelecidos efeitos assimétricos e cointegração, a hipótese subjacente ao fenômeno da curva J será suportada se o coeficiente de curto prazo, associado a variável em diferença  $\Delta POS_{i,t-m}$ , for negativo ou estatisticamente insignificante, enquanto sua contrapartida de longo prazo for positiva e estatisticamente significativa, como preconizado pela CML (BAHMANI-OSKOOEE e FARIDITAVANA, 2016; MWITO, MKENDA e LUVANDA, 2021).

Com relação ao propósito de estimativa de (5), dois procedimentos baseados na estrutura ARDL em painel heterogêneo não estacionário são aplicados; quais sejam, a técnica de média de grupo agrupada (*Pooled Mean Group - PMG*) introduzida por Pesaran, Shin e Smith (1999) e a técnica de Média do Grupo (*Mean Group -MG*) proposta por Pesaran e Smith (1995). As duas técnicas são baseadas no método da máxima verossimilhança e diferem somente quanto

ao tratamento dos coeficientes na dinâmicas de curto e de longo prazo entre as unidades do painel.

O estimador PMG combina agrupamento e média dos coeficientes, permitindo que os coeficientes de curto prazo, da velocidade de ajustamento ao equilíbrio de longo prazo e as variâncias de erro sejam específicas para cada unidade do painel, mas restringe os coeficientes de longo prazo, tomados como uma média dos coeficientes individuais. Por outro lado, o estimador MG é baseado na estimação de  $N$  regressões de séries temporais e na média dos coeficientes, permitindo heterogeneidade tanto nos coeficientes de longo prazo, quanto nos coeficientes específicos de curto prazo do painel. Pesaran, Shin e Smith (1999) mostram que, sob a hipótese nula de homogeneidade de longo prazo, o estimador PMG é consistente e mais eficiente em relação ao estimador MG e propõem um teste de Hausman para verificar se existem diferenças sistemáticas nos coeficientes estimados entre os dois estimadores.

Como é padrão na literatura que modela dados de painel com grandes dimensões temporais, se faz necessária uma análise preliminar a respeito da presença de raiz unitária, para evitar regressões espúrias na abordagem ARDL em painel. Assim, para testar a ordem de integração das séries, aplica-se três testes de raiz unitária; a saber, Levin et al. (2002), LLC, Im et al. (2003), IPS e Pesaran (2007), CIPS. Estes testes são construídos sob a hipótese nula de presença de raiz unitária. Já para a análise de cointegração, emprega-se o teste de Westerlund (2007), que reúne informações de quatro estatísticas de teste para a nula de ausência de cointegração, sendo duas destas estatísticas do tipo médias do grupo - *Group-Means* ( $G_a$  e  $G_t$ ), e as outras duas do tipo de teste de painel - *Panel-Tests* ( $P_a$  e  $P_t$ ).

Em síntese, a metodologia econométrica seguida no presente estudo pode assim ser resumida: pressupondo a presença de efeitos assimétricos na relação da taxa de câmbio sobre a balança comercial dos estados brasileiros; realiza-se, inicialmente, os testes usuais para presença de raiz unitária de LLC, IPS e CIPS, e as análises de cointegração nos modelos de Westerlund. Caso os testes não apresentem alguma limitação para a abordagem PNARDL, procede-se com o teste de Hausman para investigar se existe diferença sistemática entre os coeficientes estimados nas abordagens PMG e MG consideradas, de modo a selecionar adequadamente a especificação para as relações de curto e de longo prazos entre os estados brasileiros. Selecionada a melhor técnica de estimação, procede-se a estimação das relações de curto e de longo prazo via PNARDL e realiza-se o teste de Wald para atestar possíveis repercussões assimétricas da taxa de câmbio real sobre o saldo da balança comercial dos estados

brasileiros, segundo a SIIT. Por fim, para ver a necessidade de corrigir as estimações e mitigar eventuais problemas nos termos de resíduos, realiza-se os testes usuais de dependência transversal.

### **3.4 Análise e Discussão dos Resultados**

Inicialmente, foram realizados testes de raiz unitária em painel propostos por Levin, Lin e Chu (2002) – LLC, de Im, Pesaran e Shin (2003) – IPS- de Pesaran (2007) - CIPS. Os resultados obtidos pelo teste IPS e CIPS, dispostos na tabela 3.3 indicam que as séries são estacionárias em nível, ao passo que o teste LLC aponta que as séries são estacionárias em primeira diferença, sendo, portanto, I (1). Vale ressaltar que essas características não representam um problema para a especificação ARDL em painel.



Tabela 3.3- Resultado para os testes de Raiz unitária

VARIÁVEL	TESTE	LLC	IPS	CIPS	ORDEM DE INTEGRAÇÃO
$\ln(\text{C\^a mbio Real}_{it})$	Nível	-0.15 [0.56]	-6.90 [0.00]	-2.61 [-2.15]	I(1)/ I(0)/ I(0)
	Primeira Diferença	-12.31 [0.00]	-9.63 [0.00]	-5.60 [-2.20]	
$\ln(\text{Renda Externa}_{it})$	Nível	-1.65 [0.22]	-11.38 [0.00]	-2.44 [-2.15]	I(1)/ I(0)/ I(0)
	Primeira Diferença	-14.11 [0.00]	-10.80 [0.00]	-5.55 [-2.20]	
$\ln(\text{Renda Doméstica}_{it})$	Nível	-0.51 [0.30]	-9.45 [0.00]	-2.48 [2.15]	I(1)/ I(0)/ I(0)
	Primeira Diferença	-11.26 [0.00]	-10.80 [0.00]	-1.75 [-2.20]	
$\ln(\text{Saldo Alta Tecnologia}_{it})$	Nível	-1.87 [0.34]	-2.48 [0.00]	-2.89 [-2.15]	I(1)/ I(0)/ I(0)
	Primeira Diferença	-16.41 [0.00]	-15.70 [0.00]	-4.47 [-2.20]	
$\ln(\text{Saldo Média Alta tecnologia}_{it})$	Nível	-2.78 [0.16]	-3.93 [0.00]	-2.28 [-2.15]	I(1)/ I(0)/ I(0)
	Primeira Diferença	-15.24 [0.00]	-15.75 [0.00]	-4.70 [-2.20]	
$\ln(\text{Saldo Média Baixa Tecnologia}_{it})$	Nível	-1.76 [0.18]	-5.21 [0.00]	-2.05 [-2.15]	I(1)/ I(0)/ I(0)
	Primeira Diferença	-15.75 [0.00]	-15.97 [0.00]	-4.10 [-2.20]	
$\ln(\text{Saldo Baixa Tecnologia}_{it})$	Nível	-2.34 [0.45]	-2.76 [0.00]	-1.28 [-2.15]	I(1)/ I(0)/ I(0)
	Primeira Diferença	-11.37 [0.00]	-11.97 [0.00]	-4.15 [-2.20]	

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados obtidos. P-valor do teste ao nível de 5% de significância expressos entre colchetes, exceto para o teste CIPS, que não possui distribuição normal padrão e, portanto, reportam-se os valores críticos tabelados para N, T = (26,21) ao nível de 5% de significância. Para o painel de Alta tecnologia, T = (20,21) ao nível de 5% de significância.

Em seguida, realizou-se o teste de Westerlund (2007) para analisar a ocorrência de cointegração entre as variáveis. Os resultados estão dispostos na Tabela 3.4 e mostram que a hipótese nula de ausência de cointegração é rejeitada para os dois grupos de estatísticas, apontando para a cointegração em todos os modelos considerados.

Tabela 3.4: Resultado Teste de Cointegração de Westerlund (2007)

Estatísticas de Westerlund		MODELO			
		Saldo de Alta tecnologia	Saldo de Média Alta tecnologia	Saldo de Média baixa tecnologia	Saldo de Baixa tecnologia
$G_t$	Valor do teste	-2.63	-2.70	-1.95	-2.52
	P-valor	[0.00]	[0.00]	[0.01]	[0.00]
$G_a$	Valor do teste	-2.07	-2.01	-5.80	-6.15
	P-valor	[0.00]	[0.02]	[0.00]	[0.00]
$P_\tau$	Valor do teste	-14.12	-15.10	-15.30	-10.44
	P-valor	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.02]
$P_\alpha$	Valor do teste	-9.36	-17.16	-8.97	-7.37
	P-valor	[0.06]	[0.00]	[0.00]	[0.00]

Fonte: Elaboração própria.

Uma vez verificada a cointegração, empregou-se o teste de Hausman para verificar qual estimador é o mais adequado para estudar as relações de curto e de longo prazos entre as unidades *cross section* do estudo, segundo a SIIT. O estimador MG assume heterogeneidade dos coeficientes entre os estados brasileiros tanto no curto, quanto no longo prazo; enquanto o estimador PMG, impõe a homogeneidade dos coeficientes na relação de longo prazo, mas permite que estes sejam heterogêneos em cada estado, no curto prazo. A hipótese nula do teste de Hausman é a de que os coeficientes dos modelos MG e PMG não diferem sistematicamente. Como é possível ver na tabela 3.5, a hipótese nula de homogeneidade dos coeficientes no longo prazo não pode ser rejeitada em nenhum dos modelos considerados, indicando que o PMG é o estimador mais adequado.

Tabela 3.5: Resultado do Teste de Heterogeneidade de Hausman

Teste de Hausman	Modelo			
	Saldo de Alta tecnologia	Saldo de Média Alta tecnologia	Saldo de Média baixa tecnologia	Saldo de Baixa tecnologia
MG X PMG	0.80 <sup>a</sup> [0.93]	3.08 <sup>a</sup> [0.50]	0.15 <sup>a</sup> [0.98]	0.49 <sup>a</sup> [0.95]

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa. P-valor entre colchetes. <sup>a</sup> PMG é um estimador consistente e mais eficiente que o MG.

Desta forma, para mensurar os impactos assimétricos de curto e de longo prazo da taxa de câmbio real sobre o comércio exterior dos estados brasileiros, segundo o SIIT, empregou-se a abordagem em PNARDL-PMG. A tabela 3.6 sintetiza os resultados.

Tabela 3.6: Resultados dos modelos PNARDL-PMG segundo a Intensidade Tecnológica

Modelo por Setor	Saldo AT	Saldo MAT	Saldo MBT	Saldo BT
<b>I. Coeficientes de Longo prazo</b>				
$Ln(TXCAMB\_POS)$	1.57 [0.00]	3.20 [0.00]	3.25 [0.00]	2.80 [0.00]
$Ln(TXCAMB\_NEG)$	1.83 [0.01]	-0.71 [0.02]	-1.35 [0.00]	1.75 [0.00]
$Ln(RENDEXT)$	1.61 [0.04]	-1.40 [0.13]	3.43 [0.00]	1.67 [0.00]
$Ln(RENDOM)$	1.75 [0.00]	1.68 [0.00]	2.11 [0.00]	0.91 [0.01]
<b>II. Coeficientes de Curto Prazo</b>				
$\Delta ln(TXCAMB\_POS)$	1.18 [0.47]	0.41 [0.67]	1.27 [0.25]	0.10 [0.40]
$\Delta ln(TXCAMB\_NEG)$	-0.90 [0.60]	-2.54 [0.08]	-1.22 [0.22]	-1.80 [0.08]
$ECT_{t-1}$	-0.42 [0.00]	-0.50 [0.00]	-0.45 [0.00]	-0.38 [0.00]
<b>III. Estatísticas e Testes de robustez</b>				
<i>Nº de Observações</i>	380	494	494	494
<i>Número de grupos</i>	20	26	26	26
<i>Número máx. de lags</i>	2	2	2	2
<i>Teste de Wald para assimetria de longo prazo</i>	3.61 [0.04]	31.69 [0.00]	8.06 [0.00]	5.10 [0.02]
<i>Breusch-Pagan</i>	219.13 [0.09]	250.61 [0.25]	258.20 [0.12]	210.71 [0.15]
<i>Pearson Lm-normal</i>	0.46 [0.63]	0.61 [0.25]	9.90 [0.35]	3.61 [0.20]
<i>Pearson CD- normal</i>	1.28 [0.19]	3.61 [0.09]	1.48 [0.20]	1.45 [0.15]
<i>Friedman – Chi-Square</i>	28.37 [0.12]	25.37 [0.18]	27.92 [0.11]	27.82 [0.12]

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa. P-valor entre colchetes. A hipótese nula para ambos os testes de dependência *cross section* é a de independência transversal.

No geral, as evidências apontam que a relação entre a taxa de câmbio real e a balança comercial dos estados brasileiros, segundo o SIIT<sup>21</sup>, é assimétrica. Ou seja, o efeito de longo prazo entre desvalorizações e valorizações reais da taxa de câmbio impacta de forma distinta e estatisticamente significativa o saldo da balança comercial dos estados brasileiros, considerando todos os modelos classificados por intensidade tecnológica. A assimetria dos efeitos foi confirmada estatisticamente pelo teste de Wald, no qual se rejeitou a hipótese nula de efeito simétrico das oscilações da taxa de câmbio real sobre o saldo comercial dos estados brasileiros. Essa constatação está alinhada com o trabalho de Bahmani-Oskooee e Fariditavana (2016), que advertem que a análise linear dessa relação pode ser restritiva.

Nas estimativas PNARDL-PMG dos coeficientes de longo prazo, o impacto de desvalorizações reais na taxa de câmbio se mostrou positivo e estatisticamente significativo sobre o saldo comercial em todas as categorias de intensidade tecnológica; ou seja, mesmo considerando os efeitos assimétricos, todos os setores caracterizados por intensidade tecnológica parecem se beneficiar da competitividade externa em resposta a variações positivas do câmbio (desvalorização cambial), atestando, à luz da teoria do comércio internacional, a validade da CML, estando em linha com os estudos que validam a condição na perspectiva assimétrica, seja com uso de modelos puramente de séries temporais (BAHMANI-OSKOOEE e KANITPONG, 2017; BAHMANI-OSKOOEE, USMAN, e ULLAH, 2020), seja com os que empregam abordagens com dados de painel (MWITO, MKENDA e LUVANDA, 2021; KEHO, 2022; BARKAT, JARALLAH e ALSAMARA, 2022).

Considerando os resultados de mudanças cambiais positivas sobre os saldos comerciais pela SIIT, as elasticidades de longo prazo em relação a variações positivas da taxa de câmbio indicam que, o aumento de 1% neste indicador, repercute na melhora do saldo comercial dos estados brasileiros em 1,57% no setor de AT, de 3,20% no setor de MAT, 3,25% no setor de MBT e de 2,80% no setor de BT. Isto é, mesmo considerando o contexto de variações cambiais assimétricas e seus efeitos sobre o saldo dos estados brasileiros, os grupos por intensidade tecnológica parecem se beneficiar da competitividade externa, frente a variações positivas do câmbio, independentemente do grupamento tecnológico considerado. As maiores elasticidades concentradas em MAT e MBT parecem refletir uma maior participação e dinâmicas desses

---

<sup>21</sup> Como mencionado anteriormente, o modelo para alta tecnologia é estimado para um painel contendo informações de 20 estados brasileiros. Os estados do Acre, Alagoas, Amapá, Roraima, Rondônia e Tocantins não foram considerados no procedimento de estimação via PNARDL-PMG.

setores nas interações entre exportações e importações, conforme descrito na tabela 2 e nos *heatmaps*.

Em condições semelhantes, o impacto de valorizações cambiais na balança comercial dos estados brasileiros também se mostrou estatisticamente significativo em todos os modelos pela SIIT. Os resultados indicam que as apreciações nesse indicador deterioram o saldo comercial dos setores MAT e MBT. Nos setores de AT e BT, os efeitos de valorizações reais no câmbio também se mostram positivos, porém, considerando AT, as valorizações se mostram mais importantes do que as desvalorizações para melhorar o saldo comercial, e o contrário ocorre no setor de BT.

Essa evidência parece indicar a ocorrência de um *trade-off* na definição das estratégias setoriais de inserção no comércio internacional entre os setores de AT e BT; ou seja, maiores desvalorizações beneficiam ambos os setores, mas valorizações cambiais se mostram estrategicamente mais relevante para promover o setor de AT. Além disso, esse resultado parece ir de encontro à hipótese de doença holandesa, uma vez que as desvalorizações cambiais se mostram benéficas para quaisquer níveis de tecnologia, apesar do setor de AT ser mais beneficiado, em termos de elasticidade, por uma valorização real do câmbio.

Resultados semelhantes foram observados por Ribeiro, Vasconcelos e da Silva (2021) em estudo sobre as exportações bilaterais do Brasil-EUA considerando setores desagregados da indústria por intensidade tecnológica, destacando a fraqueza contínua do setor exportador brasileiro em relação às flutuações cambiais e a importância das decisões de políticas na manutenção dos interesses dos grandes e pequenos fabricantes, além dos setores de baixo teor tecnológico.

Em termos de elasticidade, valorizações reais no câmbio da ordem de 1% melhoram os saldos comerciais de AT e BT em 1,83% e 1,75%, respectivamente, e pioram as exportações líquidas de MAT e MBT em 0,71% e 1,35%, respectivamente. Os efeitos negativos sobre os setores de MAT e MBT parecem alinhados com a teoria do comércio internacional, que assevera que normalmente valorizações cambiais tendem a deteriorar as exportações e baratear as importações, afetando negativamente o saldo comercial. O efeito positivo observado no setor de AT pode estar associado ao fato de que os estados brasileiros, em geral, são importadores de insumos de AT, e que esse setor se mostrou majoritariamente deficitário ao longo de toda a amostra, conforme os *heatmaps* analisados e a tabela 2. Portanto, nessas condições, uma

valorização cambial tende a melhorar as condições do saldo comercial desse setor, considerando o barateamento das importações. Por fim, o efeito positivo sobre o setor de BT pode estar associado ao patamar elevado alcançado pela taxa de câmbio no Brasil que, mesmo diante de valorizações na taxa de câmbio real, o setor de BT permanece com desempenho positivo, ainda que menor do que o observado no caso de desvalorização.

Ainda no longo prazo, considerando o indicador de renda externa, nota-se que o aumento de 1% neste indicador impacta de forma positiva na melhora da balança comercial dos estados brasileiros na maioria dos grupos do SIIT, com respostas na ordem de 1,61% (setor de AT); 3,43% (setor de MBT) e 1,67% (setor de BT). O setor de MAT reportou resultados estatisticamente insignificantes para essa variável. Em relação à renda doméstica, os impactos de longo prazo foram positivos, significantes e elásticos em três setores, MBT (2,11%), AT (1,75%) e MAT (1,68%). O setor de BT reportou elasticidade da ordem de 0,91%.

Considerando os impactos de curto prazo, os resultados mostram que as respostas a variações positivas na taxa de câmbio real se mostraram estatisticamente iguais a zero em todos os modelos. Contudo, quando estes resultados são combinados às evidências de longo prazo, o fenômeno da curva J é consistente; ou seja, o impacto de uma desvalorização real na taxa de câmbio, em curto prazo, teria o efeito negativo ou estatisticamente insignificante, antes de confirmar sua trajetória prevista de longo prazo, validando a CML em todos os setores (ROSE e YELLEN, 1989; BAHMANI-OSKOOEE e FARIDITAVANA, 2016, NUSAIR, 2017).

Quanto aos termos de correção de erros, os resultados revelaram-se negativos e estatisticamente significativos, denotando a estabilidade na relação de cointegração entre as variáveis empregadas. Seus valores em cada modelo por intensidade tecnológica indicam que, cerca de 42% (Saldo de AT), 50% (Saldo de MAT), 45% (Saldo de MBT) e 38% (Saldo de BT) das flutuações dos equilíbrios de longo são ajustados dentro do período de 1 ano. Em adição, os testes de dependência *cross section* realizados nos resíduos das estimações em PNARDL-PMG parecem não apontar maiores problemas nas especificações, mostrando que a especificação é adequada para aprofundar o estudo dos impactos assimétricos da taxa de câmbio sobre a resposta comercial dos estados brasileiros pela SIIT.

### 3.5 Considerações Finais

O presente estudo investigou possíveis repercussões assimétricas da taxa de câmbio real sobre a balança comercial dos estados brasileiros considerando as classificações segundo a intensidade tecnológica (SIIT); ou seja, alta tecnologia, média alta tecnologia, média baixa tecnologia e baixa tecnologia, com especial enfoque nos fenômenos da curva J e da validade da Condição de Marshall Lerner. Para isso, empregou-se o estimador de média de grupo agrupada para um arcabouço em painel autoregressivo com defasagem distribuída não linear (PNARDL-PMG) e informações anuais para os estados brasileiros, entre 2000 e 2020.

Em termos gerais, os resultados revelam que o impacto das variações da taxa de câmbio real na balança comercial dos estados brasileiros pela SIIT é assimétrico no longo prazo. Mais especificamente, os resultados indicam que, as depreciações reais da taxa de câmbio beneficiam significativamente a balança comercial dos estados brasileiros, independentemente do grupamento por intensidade tecnológica analisado. Estes resultados são consistentes com a Condição de Marshall Lerner e estão em linha com a literatura que investiga o fenômeno na perspectiva assimétrica (BAHMANI-OSKOOEE e KANITPONG, 2017; BAHMANI-OSKOOEE, USMAN, e ULLAH, 2020; MWITO, MKENDA e LUVANDA, 2021; KEHO, 2021; BARKAT, JARALLAH e ALSAMARA, 2022).

Em condições semelhantes, o impacto de valorizações cambiais na balança comercial indica que as apreciações nesse indicador deterioram o saldo comercial dos setores de média alta tecnologia e de média baixa tecnologia. Nos setores de alta e baixa tecnologia, os efeitos de valorizações reais no câmbio também se mostram positivos, porém, considerando o setor de alta tecnologia, as valorizações se mostram mais importantes do que as desvalorizações para melhorar o saldo comercial, e o contrário ocorre no setor de baixa tecnologia.

Na análise de curto prazo, os resultados mostram que respostas a mudanças positivas na taxa de câmbio real se mostraram estatisticamente iguais a zero, em todos os modelos. Contudo, a hipótese da curva J é confirmada pela trajetória de longo prazo, consistente com a CML.

Em suma, as evidências parecem indicar a ocorrência de um *trade-off* na definição das estratégias setoriais de inserção no comércio internacional entre os setores de alta tecnologia e baixa tecnologia; ou seja, maiores desvalorizações beneficiam ambos os setores, mas valorizações cambiais se mostram estrategicamente mais relevante para promover o setor de

AT. Além disso, esse resultado parece ir de encontro à hipótese de doença holandesa, uma vez que as desvalorizações cambiais se mostram benéficas para quaisquer níveis de tecnologia, apesar do setor de AT ser mais beneficiado em termos de elasticidade por uma valorização real do câmbio.



## CONCLUSÃO

A presente tese buscou aprofundar a análise dos impactos das oscilações da taxa de câmbio real sobre o comércio exterior brasileiro, levando em consideração elasticidades dinâmicas e exercícios regionais e setoriais. No primeiro capítulo, examinaram-se as elasticidades das exportações líquidas brasileiras dentro de uma perspectiva dinâmica, ou não linear, considerando a classificação por grandes categorias econômicas (CGCE); ou seja, bens de capital, bens de consumo duráveis, bens de consumo semiduráveis e não duráveis, bens intermediários e combustíveis e lubrificantes entre janeiro de 2000 e julho de 2019 e a análise de cointegração variante no tempo, proposta por Bierens e Martins (2010).

Em termos gerais, considerando os impactos da taxa de câmbio real, as elasticidades dinâmicas estimadas indicaram a validade da condição de Marshall-Lerner na maioria dos períodos e modelos analisados, com exceção dos combustíveis e lubrificantes. Dessa forma, desvalorizações reais na taxa de câmbio apresentaram, em média, impactos positivos sobre o saldo da balança comercial, considerando a CGCE, alinhando-se às principais evidências encontradas para a economia brasileira.

Os resultados para as variáveis de renda externa e de renda doméstica também mostraram a direção prevista pela literatura na maior parte da amostra, com exceção do modelo para os bens de consumo semiduráveis e não duráveis. Nesta linha, a metodologia empregada permitiu investigar diferentes padrões de relacionamento entre o saldo da balança comercial do CGCE e seus principais determinantes, capturando possíveis assimetrias setoriais, as quais economias emergentes como a do Brasil estão sujeitas, mostrando-se uma ferramenta importante para analisar a relação entre as variáveis no contexto de cointegração não linear.

Ampliando a análise dos impactos cambiais para a perspectiva regional, o segundo capítulo investigou as repercussões de curto prazo e de longo prazo de desvalorizações reais da taxa de câmbio sobre o saldo da balança comercial dos estados brasileiros segundo a CGCE, com vistas a inferir sobre o fenômeno da curva J e testar a validade da CML. Para isso, empregaram-se dados de painel para 26 estados brasileiros entre 2000 e 2020 e estimções a partir do modelo Autorregressivo com Defasagens Distribuídas em Painel (PARDL-DFE), robusto a formas gerais de dependência transversal, conforme proposto por Driscoll e Kraay (1998).

Os resultados de curto prazo indicaram que a resposta na balança comercial dos estados brasileiros frente a uma desvalorização real no câmbio é negativa e elástica, revelando que a fase de deterioração inicial do saldo comercial se faz presente em todos os setores da CGCE. O impacto se deu em maior magnitude para o modelo de combustíveis e lubrificantes, o de bens de capital e do modelo com os setores empilhados, seguidos dos bens de consumo e dos bens intermediários.

Ao combinar estes resultados à validade da CML, permitiu-se inferir que, o fenômeno da curva J completo é consistente na maioria dos setores, à exceção dos combustíveis e lubrificantes, onde se verifica apenas o indício de sua fase inicial. As evidências encontradas reforçaram e destacaram, ainda, a importância de avaliar a presença da dependência *cross section* em dados desta natureza.

Ainda no contexto regional e setorial, o terceiro capítulo do estudo se propôs a investigar possíveis efeitos assimétricos ou não lineares, na relação da taxa de câmbio e o saldo da balança comercial dos estados brasileiros, considerando os setores da indústria de transformação classificados segundo a intensidade tecnológica (SIIT); ou seja, alta tecnologia, média alta tecnologia, média baixa tecnologia e baixa tecnologia e o estimador de média de grupo agrupado para um arcabouço autorregressivo com defasagens distribuída em painel não linear (PNARDL-PMG), contendo informações anuais para os estados brasileiros, entre 2000 e 2020.

Os resultados encontrados revelaram que a resposta de longo prazo da balança comercial dos estados pela SIIT é assimétrica e estatisticamente significativa entre valorizações cambiais e desvalorizações cambiais em longo prazo. Além disso, enquanto o impacto de desvalorizações reais na taxa de câmbio beneficia o saldo comercial dos estados brasileiros, independentemente da classificação por intensidade tecnológica considerada, o impacto de valorizações reais da taxa de câmbio beneficiou apenas os setores de alta e de baixa intensidade tecnológica. Os setores de média alta e de média baixa reportaram resultados tradicionalmente observados na literatura, ou seja, desvalorizações cambiais impactando positivamente os saldos comerciais e valorizações afetando negativamente essas variáveis.

Em suma, as estratégias econométricas adotadas neste estudo possibilitaram investigar os três aspectos associados às lacunas encontradas na literatura nacional que envolvem o exame

de elasticidades dinâmicas e os exercícios regionais e setoriais que abordam a dependência *cross-section* e, ainda, a possível ocorrência de assimetrias nessas relações.

Á guisa de conclusão, as evidências extraídas da presente tese permitiram destacar a importância de se considerar as conjunturas internas e externas na avaliação das elasticidades do comércio exterior brasileiro; reforçam a necessidade de se avaliar a presença de dependência *cross section* em estudos regionais, setoriais e destacam a relevância de abordar possíveis efeitos assimétricos nessas relações.

## REFERÊNCIAS

- ABILLE, A.B. AND MEÇIK, O. "The exchange rate, income, trade openness and the trade balance: longitudinal panel analysis for selected SSA countries", **International Trade, Politics and Development**, v. 7, n. 2, pp. 138-153, 2023.
- ARELLANO, M. Computing robust standard errors for within-groups estimators. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**. v.49, pp. 431-434, 1987.
- ARIZE, A.C., MALINDRETOS, J., IGWE, E.U. Do exchange rate changes improve the trade balance: An asymmetric nonlinear cointegration approach. **Int. Rev. Econ. Finance** v.49, pp. 313–326, 2017.
- ARORA, S; BAHMANI-OSKOOEE, M; GOSWAMI, G. Bilateral J-curve between India and her trading partners, **Applied Economics**, v. 35, n.9, p.1037-1041, 2003.
- 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**, 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**, 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**. v.30, n.1, p.111-142, 2020.
- ARRUDA, E. F; BRITO, A. C.; CASTELAR, P. U. C. Exchange Rate and Trade Balances in Brazil: A Disaggregated Analysis by Major Economic Categories. **International journal of economics and finance**, v. 14, p. 62-76, 2022.
- BABA, A.K., YAZICI, M. The J-Curve Hypothesis: An Investigation of Bilateral Trade between Nigeria and European Union, **Journal of International and Global Economic Studies**, v. 9, n. 1, p. 46 – 74, 2016.
- BAHMANI-OSKOOEE, M., HARVEY, H., HEGERTY, S.W. Empirical tests of the Marshall-Lerner condition: a literature review, **Journal of Economic Studies**, Vol. 40, n. 3, p. 411-443, 2013.
- BAHMANI-OSKOOEE, M., KARAMELIKLI, H. Is there J-curve effect in the U.S. service trade? **Evidence from asymmetric analysis. Int. J. Finance Econ.** (forthcoming). 2022.
- BAHMANI-OSKOOEE, M., RATHA, A. The J-curve: A literature review. **Appl. Econ.** v. 36, pp. 1377–1398, 2004.
- BAHMANI-OSKOOEE, M.; FARIDITAVANA, H. Nonlinear ARDL approach and the J-curve phenomenon. **Open Economies Review**, v. 27, n. 1, p. 51-70, 2016.

- BAHMANI-OSKOOEE, M.; FARIDITAVANA, H. Nonlinear ARDL approach, asymmetric effects and the J-curve. **Journal of Economic Studies**, v. 42, n. 3, p. 519-530, 2015.
- BAHMANI-OSKOOEE, M., & NASIR, M. A. Asymmetric J-curve: evidence from industry trade between U.S. and U.K. **Applied Economics**, v. 52, n.25, p.2679-2693, 2020.
- BAHMANI-OSKOOEE, M.; T. KANTIAPONG. Bilateral J-curve between Thailand and her trading partners. **Journal of Economic Development**, v. 26, n. 2, p. 107-117, 2001.
- BAHMANI-OSKOOEE, M; ALSE, J. Short-run versus long-run effects of devaluation: error-correction modeling and cointegration, **Eastern Economic Journal**, v. 20, n. 4, p. 453-64, 1994.
- BAHMANI-OSKOOEE, M; BROOKS, T. J. Bilateral J-curve between US and her trading partners. **Weltwirtschaftliches Archiv**, v. 135, n. 1, p. 156-165, 1999.
- BAHMANI-OSKOOEE, M; MALIXI, M. More evidence on the J-curve from LDCs. **Journal of Policy Modeling**, v. 14, n.5, p. 641—53, out. 1992.
- BAHMANI-OSKOOEE , M; USMAN, A; ULLAH, S. "Asymmetric J-curve in the commodity trade between Pakistan and United States: evidence from 41 industries," **Eurasian Economic Review**, Springer; Eurasia Business and Economics Society, vol. 10(2), pages 163-188, June. 2020.
- BAI, J., AND S. NG. A PANIC attack on unit roots and cointegration. **Econometrica**. v. 72, pp.1127–1177. 2004
- BAI, J., C. KAO, AND S. NG. Panel cointegration with global stochastic trends. **Journal of Econometrics**. v. 149, pp. 82–99, 2009.
- BALDWIN, R. Hysteresis in Trade. In: Franz W (ed) Hysteresis Effects in Economic Models, Studies in Empirical Economics, Physica-Verlag HD pp.19-34, 1990.
- BARKAT, K. JARALLAH, S; ALSAMARA, M. Do Exchange Rate Changes Improve the Trade Balance in GCC Countries: Evidence from Nonlinear Panel Cointegration, **The International Trade Journal**, 2022.
- BICKERDIKE, C.F. The Instability of Foreign Exchanges. **The Economic Journal**, vol.30, n. 117, p. 118-122, 1920.
- BIERENS, H. J., L. MARTINS. Time Varying Cointegration. **Econometric Theory**, n. 26, p. 1453–1490, 2010.
- BLACKBURNE, E. F., III; M. W. FRANK. Estimation of nonstationary heterogeneous panels. **Stata Journal** 7: 197–208. 2007.
- BRADA, J.C.; KUTAN, A. M.; ZHOU, S. The exchange rate and the balance of trade: the Turkish experience. **Journal of Development Studies**, v. 33, n° 5, p. 675-692, 1997.

BRANCO, Y. T. C; ARRUDA, E.; BRITO, A. C. Elasticities of Brazilian Agricultural Trade: An Analysis Based on DOLS Models. **The empirical economics letters**, v. 21, p. 1-12, 2022.

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio. Classificação da Secretaria de Comércio Exterior: classificação por intensidade tecnológica. 2016a. Disponível em: <[http://www.mdic.gov.br/balanca/metodologia/Nota\\_ISIC.pdf](http://www.mdic.gov.br/balanca/metodologia/Nota_ISIC.pdf)>

BRESSER-PEREIRA, L. C. The Dutch disease and its neutralization: a Ricardian approach. **Revista de Economia Política**, v. 28, n. 1, p. 47-71, jan./mar. 2008.

CALVO, G. A; REINHART, C. M. Fear of floating. **The Quarterly journal of economics**. v. 117, pp. 379- 408, 2002.

CARNEIRO, F.L."A Influência da Taxa de Câmbio Sobre os Fluxos de Comércio Exterior," Discussion Papers 1967, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA. 2014

Choi, I. Unit Root Tests for Panel Data. **Journal of International Money and Finance**, 20, 249-272, 2001.

CHUDI, ALEXANDER, AND M. HASHEM PESARAN. "Common Correlated Effects Estimation of Heterogeneous Dynamic Panel Data Models with Weakly Exogenous Regressors." **Journal of Econometrics**. v.188, n.2, pp. 393–420, 2015.

DASH, A.K.; Bilateral j-curve between India and her trading partners: a quantitative perspective. **Econ. Anal. Pol.** v.43 n.3, 2013.

DITZEN, JAN. "Estimating Dynamic Common-Correlated Effects in Stata." **The Stata Journal** 18(3): 585–617. 2018.

DIXIT, A. Hysteresis, import penetration, and exchange rate pass-through. **Quarterly Journal of Economics**. n. 94, 205-228, 1989.

DONG, F. Testing the Marshall-Lerner condition between the U.S. and other G7 member countries. **The North American Journal of Economics and Finance**, vol. 40. p. 30-40. 2017.

DRISCOLL, J.C.; KRAAY, A, C. Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data. **Review of Economics and Statistics**, v. 80, n. 4, p. 549-560,1998.

EBADI, E. Comparison of the Marshall-Lerner condition in OECD and Asian countries: new evidence from pooled mean group estimation, **Economics Bulletin**, v. 40, n.2, p. 1332-1348, 2020.

EBERHARDT, M. Estimating panel time-series models with heterogeneous slopes. **Stata Journal** 12: 61–71. 2012.

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

- FURTADO, A. T.; CARVALHO, R. Q. Padrões de Intensidade Tecnológica da Indústria Brasileira: um estudo comparativo com os países centrais. **São Paulo em Perspectiva**, v. 19, n. 1, p. 70-84, 2005.
- GOMES, F. A. R.; PAZ, L. S. Can real exchange rate devaluation improve the trade balance? The 1990-1998 Brazilian case. **Applied Economics Letters**, v. 12, n. 9, p. 525-528, 2005.
- GÖZEN, M. Ç; BOSTANCI, F. C. Validity of J-Curve for Turkey and Its Main External Trade Partners: An Application of a Panel Data Approach. **Sosyoekonomi**, v.29, n.50, 149-168, 2021.
- GRANGER, C.W.J. Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 48, 213-218, 1987.
- GRANGER, C.W.J., G. YOON. Hidden Cointegration. Working Paper, **Department of Economics**, UCSD, 2001.
- HARRIS, D., B. MCCABE.; S. LEYBOURNE, Stochastic Cointegration: Estimation and Inference. **Journal of Econometrics**. n.111, 363-384, 2002.
- HATEMI-J, A. & IRANDOUST, M. "Bilateral Trade Elasticities: Sweden Versus Her Major Trading Partners", **American Review of Political Economy**, v.3, n.2. 2005.
- HAUSMAN, J. A. Specification tests in econometrics. **Econometrica**, 46: 1251-1271. 1978.
- HOECHLE, D. Robust standard errors for panel regressions with cross-sectional dependence. **Stata Journal**, 7(3), 281-312, 2007.
- IM, K. S.; PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. **Journal of Econometrics**, Washington, v. 115, n. 1, p. 53-74, 2003.
- IRANDOUST, M., EKBLAD, K. AND PARMLER, J. Bilateral trade flows and exchange rate sensitivity: Evidence from likelihood-based panel cointegration. **Economic Systems**, v. 30, n. 2, p.170-183, 2006.
- IQBAL, J; NOSHEEN, M; SALAHUDDIN, G. R. P. "Asymmetric cointegration, Non-linear ARDL, and the J-curve: A bilateral analysis of Pakistan and its trading partners," **International Journal of Finance & Economics**, John Wiley & Sons, Ltd., vol. 26(2), pages 2263-2278, 2021.
- JANUARIO, M. R. C; FERREIRA, M. **Global Shocks and Trade Response of a Commodity Exporter Small Open Economy: Terms of Trade, J-Curve and the Marshall-Lerner Condition**. N. 635, Textos para Discussão Cedeplar-UFMG, Cedeplar, Universidade Federal de Minas Gerais. 2021.
- JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, vol. 12, n. 2-3, p. 231-254, 1988.
- JONG, R.M. Nonlinear Estimation Using Estimated Cointegrating Relations. **Journal of Econometrics**. n.101, p. 109-122, 2001.

JUHL, T., Z. XIAO, Testing for Cointegration using Partially Linear Models. **Journal of Econometric**. n. 124, 363-394, 2005.

KAYA, A.I. Real Exchange Rate and Trade Balance in Turkey: Evidence from Heterogeneous Panel Data. **Panoeconomicus**, pp. 1-23, 2020.

KEHO, Y. "Real Exchange Rate Dynamics and Trade Balance in WAEMU Countries: Evidence from Panel Nonlinear ARDL Approach," **Journal of Economics and Financial Analysis**, Tripal Publishing House, vol. 5(2), pages 1-22. 2021.

KRUGMAN, P. "The Case for Stabilizing Exchange Rates," **Oxford Review of Economic Policy**, Oxford University Press, vol. 5, n. 3, pages 61-72, Autumn. 198.

LERNER, A. P. **The Economics of Control: Principles of Welfare Economics**. New York: The Macmillan Company, 1944.

LEVIN, A.; LIN, C. F.; CHU, C. S. J. Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite sample properties. **Journal of Econometrics**, Washington, v. 108, n. 1, p. 1-24, 2002.

LOURENÇO, L. S; VASCONCELOS, C. R. F. Impacts of exchange rate non-linearity on Brazilian foreign trade. **International Economics and Economic Policy** .16:679-699. 2019.

LUCAS, R. E. On the mechanics of economic development. **Journal of monetary economics**, Elsevier, v. 22, n. 1, p. 3–42, 1988.

Maddala, G.S. and Wu, S. Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 61, 631-652, 1999.

MARSHALL, A. **Money, Credit and Commerce**. London: Macmillan, 1923.

MARTINS, L. F., GABRIEL, V. J. Time-varying cointegration, identification, and cointegration spaces. **Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics**, v. 17, n.2, p. 199–209, 2013.

MHAKA, S; NCWADI. R; PHIRI; A. "Industry-Level Evidence of J-Curve Effects in the SACU Region." **Managing Global Transitions**. V. 21, N.1. 2023.

METZLER, L. **A Survey of Contemporary Economics**, vol. I. Homewood, Illinois: Richard Irwin, 1948.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR (MDIC). **Classificação da Secretaria de Comércio Exterior por Grandes Categorias Econômicas – CGCE**. Nota Metodológica DEAEX/SECEX/CGET nº 001, 2016. Disponível em: [www.mdic.gov.br/balanca/metodologia/Nota\\_CGCE.pdf](http://www.mdic.gov.br/balanca/metodologia/Nota_CGCE.pdf)

MORAES, B. M.; TRISTÃO, P. A.; DIALLO, I.; BENDER FILHO, R. Evidências da curva J para a balança comercial do estado do Rio Grande do Sul (1999-2014). **Revista de Economia**, v. 41, n. 2, p. 123-150, 2015.



MORTATTI, C. M.; DE MIRANDA, S. H. G.; BACCHI, M. R. P. Determinantes do comércio Brasil-China de *commodities* e produtos industriais: uma aplicação VECM. **Economia Aplicada**, v. 15, n. 2, p. 311-335, abr./jun. 2011.

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

MWITO, M. M., MKENDA, B. K., LUVANDA, E. The asymmetric J-curve phenomenon: Kenya versus her trading partners. **Central Bank Review**, v.21, n.1, pp. 25–34, 2021.

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**, v. 49, n. 3, p. 909-928, 2015.

NEWKEY, W. AND WEST, K. A simple positive semi-definite, heteroscedasticity an autocorrelation consistent covariance matrix, **Econometrica**, v. 50, p. 703-708, 1987.

NUSAIR, S. A. The J-Curve phenomenon in European transition economies: A nonlinear ARDL approach. **International Review of Applied Economics**, v.31, n.1, p. 1-27, 2017.

ONGAN, O.; OZDEMIR, D; ISIK, C.T. The J-Curve Hypothesis for the USA: Applications of the Nonlinear and linear ARDL Models. **South-Eastern Europe Journal of Economics, Association of Economic Universities of South and Eastern Europe and the Black Sea Region**, vol. 16, n. 1, pages 21-34. 2018.

OCDE – Organization Economic for Cooperation and Development. Science, technology and industry score board 2001 – toward a knowledge – based economy, 2013. Disponível em: <<http://www.oecd.org.br>>.

OECD - The Organisation for Economic Co-operation and Development. **Oslo Manual Guidelines for Collecting and Interpreting Innovation Data**. 3. Ed., 2005. Disponível em: [http://www.oecd-ilibrary.org/science-and-technology/oslo-manual\\_9789264013100.pdf](http://www.oecd-ilibrary.org/science-and-technology/oslo-manual_9789264013100.pdf).

PANUCCI-FILHO, L; TOMELIN, J; HEIN, N. Technology intensity and export volume: an analysis of the brazilian exporting companies. **Revista Capital Científico - Eletrônica**. 15, 2017.

PARK, J.Y., S.B. HAHN. Cointegrating Regressions with Time Varying Coefficients. **Econometric Theory**, n. 15, p. 664 -703, 1999.

PEDRONI, P. Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 61, n. S1, p. 653-670, nov. 1999.

PEDRONI, P. **Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels and the case of purchasing power parity**. Department of Economics, Indiana University, 1997. (Mimeo.)

PEDRONI, P. Panel cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series with an application to the PPP hypothesis. **Econometric Theory**, v. 20, n. 3, p. 579-625, jun. 2004.

PESARAN, H. AND SMITH, R. Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. **Journal of Econometrics**. v. 68, pp.79–113, 1995.

PESARAN, H., SHIN, Y. AND SMITH, R. Pooled Mean Group estimation and dynamic heterogeneous panels. **Journal of the American Statistical Association**, v. 94, pp.621–634, 1999.

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

PESARAN, M. H A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. **Journal of Applied Econometrics**. v.22, pp. 265–312, 2007.

PESARAN, M. H. Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure. **Econometrica** 74: 967–1012. 2006.

PESARAN, M. H. “Testing Weak Cross-Sectional Dependence in Large Panels.” **Econometric Reviews** 34:1089–117, 2015.

PESARAN, M.H. AND SHIN, Y. An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. In Strom, S. (ed.) *Econometrics and Economic Theory in the 20<sup>th</sup> Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Cambridge University Press, 1999.

PESARAN, M.H., SHIN, Y. AND SMITH, R.J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. **Journal of Applied Econometrics**. v.16, pp.289–326. 2001.

RAMOS FILHO, H. S.; FERREIRA, M. E. P. A taxa de câmbio e os ajustes no saldo da balança comercial brasileira: uma análise setorial da Curva J. **Nova Economia**, v.26, n.3, p.887-907, 2016.

RIBEIRO, M. P.; VASCONCELOS, C. R. F.; SILVA, C. E. S. F. Exchange variation and non-linear effect on exports: a sectoral analysis by technological intensity. In: **XIX Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, 2021, Online. XIX Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos, 2021.

RICKMAN, D. S. Modern macroeconomics and regional economic modeling. **Journal of Regional Science**, v. 50, n. 1, p. 23-41, 2010.

ROBINSON, J. **Essays in the Theory of Employment**. London: Basil Blackwell, 1947.

ROCHA, F.J. S; MAGALHAES, M. R. V.; BRILHANTE, Á. A. A BVAR Analysis on Channels of Monetary Policy Transmission in Brazil. **International journal of economics and finance**, v. 14, p. 19-32, 2022.

ROMER, P. M. Endogenous technological change. **Journal of Political Economy**, v. 98, n. 5, p. 2, 1990

ROMER, P. M. Increasing returns and long-run growth. **Journal of political economy**, The University of Chicago Press, v. 94, n. 5, p. 1002–1037, 1986.

SALISU, A.A., ISAH, K.O., Revisiting the oil price and stock market nexus: A nonlinear panel ARDL approach. **Economic Modelling**, 66, 258-271. 2017.

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**, vol. 54, no. 3, p. 595-610, 2012.

SHAHZAD, A. A., NAFEES, B., & FARID, N. Marshall-Lerner condition for South Asia: A panel study analysis. **Pakistan Journal of Commerce and Social Sciences**, v.11, n.2, 559–575, 2017.

SEIBERT, C. E; CARRARA, A.F; FARO, K .C; VASCONCELOS, C. R. F; RIBEIRO, M. P. **Revista de economia e agronegócio**, v. 21, p. 1-20, 2023.

SHIN, Y.; YU, B. C.; GREENWOOD-NIMMO, M. Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework. Festschrift in Honor of Peter Schmidt: **Econometric Methods and Applications**, eds. by R. Sickels and W. Horrace: Springer, p. 281-314, 2014.

SONAGLIO, C. M.; SCALCO, P. R.; CAMPOS, A. C. Taxa de câmbio e a balança comercial brasileira de manufaturados: evidências da J-curve. **Economia**, v. 11, n. 3, p. 711-734, set./dez. 2010.

SOUZA, B. G. **Estudo do fenômeno da curva j na balança comercial nordestina**. 2022. Monografia (Graduação em Ciências Econômicas) – Faculdade de Economia, Administração, e Contabilidade, Universidade Federal de Alagoas, Maceió, 2022.

TAYLOR, A. M. "A Century of Purchasing Power Parity." **Review of Economics and Statistics**, v. 84, p. 139-150, 2002.

TOMOIAGA, E; SILASHI, M.I. "Testing the Marshall-Lerner condition for Romania". **Theoretical and Applied Economics**, Asociatia Generala a Economistilor din Romania - AGER, vol. 29, n.1, p. 39-48, 2022.

THOMBS, R. P. (2022). A Guide to Analyzing Large N, Large T Panel Data. **Socius**, 8, 2022.

VASCONCELOS, C. R. F. Dinâmica de curto e longo prazo da balança comercial brasileira: **a validade da hipótese da curva J**. Texto para discussão n. 007/2010. FE/UFJF - Programa de Pós-graduação em Economia

VERHEYEN, F. Bilateral exports from euro zone countries to the US—Does exchange rate variability play a role? **International Review of Economics & Finance** 24:97-108. 2012.

VERHEYEN, F. Exchange rate nonlinearities in EMU exports to the US. **Economic Modelling**. 32:66-76. 2013.

VERÍSSIMO, M. P.; DA SILVA, C. G. Taxa de Câmbio, Preços de *Commodities* e Exportações de Produtos Básicos nas Regiões Brasileiras. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 44, nº 3, p. 777-794, jul-set, 2013.

JIANG, W; LIU, G. The asymmetric impact of exchange rate changes on bilateral trade balance: evidence from China and its trade partners, **Economic Research-Ekonomska Istraživanja**, v.36, n.2, 2023.

WESTERLUND, J. Testing for Error Correction in Panel Data. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 69, n. 6, p. 709-748, 2007.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. Cambridge, MA: MIT Press. 2002.

YAZGAN, M. E; OZTURK, S.S. Real Exchange Rates and the Balance of Trade: Does the J-curve Effect Really Hold? **Open Economies Review**, v.30, n.2, p. 343-373, 2019.

YOUNG, A. Learning by doing and the dynamic effects of international trade. **The quarterly journal of economics**, MIT Press, v. 106, n. 2, p. 369–405, 1991.