

Elasticidades dinâmicas do comércio exterior brasileiro^a

Dynamic Elasticities of Brazilian Foreign Trade

Antônio Clécio de Brito^b 

Universidade Federal do Ceará, Programa de Pós-Graduação em Economia, Fortaleza (CE), Brasil

Elano Ferreira Arruda^c 

Universidade Federal do Ceará, Programa de Pós-Graduação em Economia, Fortaleza (CE), Brasil

Cristiano da Costa da Silva^d 

Universidade Federal de Pernambuco, Programa de Pós-Graduação em Economia, Recife (PE), Brasil

Resumo: O presente estudo examina 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 tal, utilizam-se dados mensais entre janeiro de 2000 e julho de 2019 e da modelagem de cointegração variante no tempo (VECM-TVC). 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

Editor responsável: Diogo de Prince | DOI: 10.22456/2176-5456.116286

^a Submissão: 28/06/2021 | Aprovação: 26/03/2025 | Publicação: 29/05/2026

^b cleciobritoufc@gmail.com | Concepção, pesquisa de dados e/ou documentos, análise dos dados e/ou documentos, discussão dos resultados e redação e revisão do texto.

^c elano@caen.ufc.br | Concepção, pesquisa de dados e/ou documentos, análise dos dados e/ou documentos, discussão dos resultados e redação e revisão do texto.

^d cristiano.dacostadasilva@hotmail.com | Análise dos dados e/ou documentos, discussão dos resultados e redação e revisão do texto.

O presente trabalho foi realizado com apoio do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), Brasil (processo nº 313617/2021-0). Os autores declaram não haver conflito de interesse. Os conteúdos utilizados na pesquisa encontram-se no manuscrito.



Esta publicação está licenciada sob os termos de
Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional

doméstica também apresentam a direção prevista pela literatura na maior parte da amostra, exceto no modelo para os bens de consumo 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.

Palavras-chave: Balança Comercial. CGCE. VECM-TVC.

Abstract: This study examines the elasticities of Brazilian trade balance in a dynamic perspective, or non-linear, considering the classification by the broad economic categories (BEC); capital goods, consumer durable goods, consumer non-durable goods, intermediate goods and fuels and lubricants. The national and international economic changes that have taken place in recent decades and the shocks to which emerging economies such as Brazil are subject offer a good opportunity for investigations of this nature. We use monthly data between January 2000 and July 2019 and time-varying cointegration vectors modeling (TVC-VECM). The results indicate positive dynamic real exchange rate elasticities in all sectors, except for fuels and lubricants. The evidence for the impacts of foreign and domestic income variables also shows the direction predicted by the literature in most of the sample, except in the model for durable consumer goods, whose elasticities had reverse impacts in much of the period analyzed, making the average negative and positive effects for external and domestic demand, respectively.

Keywords: Trade Balance. BEC. VECM-TVC.

JEL: F10. F31. F41.

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-

Lerner⁵. Para o Brasil⁶, 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 (2001), 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, *impeachment* da Dilma) e externos (crise *subprime*) e a forte recessão brasileira entre 2015 e 2017 fortalecem a suposição de que as relações investigadas nesse estudo devem ser analisadas numa perspectiva dinâmica.

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

⁵ Uma extensa revisão da literatura internacional sobre a Condição de Marshall Lerner pode ser verificada no trabalho de Bahmani, Harvey e Hegerty (2013).

⁶ 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.

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 semiduráveis e 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 semiduráveis e não duráveis, bens intermediários e combustíveis e lubrificantes. Para isso, faz-se uso de informações mensais entre janeiro de 2000 e julho de 2019 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.

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)⁷. 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 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.

⁷ Arruda, Castelar e Martins (2019) realizam a derivação da condição de Marshall-Lerner, sob a ótica das elasticidades, a partir do modelo BRM.

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 limiares 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.

Bahmani-Oskoei e Alse (1994) ampliam o estudo anterior para 19 países desenvolvidos e 22 países em desenvolvimento, incluindo o Brasil. Os autores fazem uso de modelos VECM e uma amostra com frequência trimestral que compreende o período entre 1971.1 e 1990.4. Os efeitos de uma variação cambial no longo prazo confirmam a validade da condição de ML para o Brasil, Cingapura, Costa Rica, Países Baixos e Turquia.

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 Marshall-Lerner 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; 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 avança em relação à literatura empírica que examina o fenômeno da condição de ML aqui exposta, em duas direções: na metodologia, ao examinar as elasticidades numa perspectiva dinâmica, ou variante

no tempo, empregando a técnica proposta por Bierens e Martins (2010), permitindo capturar efeitos não lineares para diferentes conjunturas da economia brasileira; e na realização de exercícios em termos setoriais ou desagregados. 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 semiduráveis e não duráveis, bens intermediários e combustíveis e lubrificantes.

3. Aspectos metodológicos

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 (ou *Broad Economic Categories* – BEC) elaborada pela Secretaria de Comercio 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 ao 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 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 – Classificação por Grandes Categorias Econômicas - CGCE

Bens de capital (BK)
▪ Bens de capital, exceto equipamentos de transporte industrial ▪ Equipamentos de transporte industrial
Bens intermediários (BI)
▪ Alimentos e bebidas básicos, destinados principalmente à indústria ▪ Alimentos e bebidas elaborados, destinados principalmente à indústria ▪ Insumos industriais básicos ▪ Insumos industriais elaborados ▪ Peças e acessórios para bens de capital ▪ Peças para equipamentos de transporte
Bens de consumo (BC)
▪ Bens de consumo duráveis ○ Bens de consumo duráveis – exceto equipamentos de transporte ○ Automóveis para passageiros ○ Equipamentos de transporte não industrial ▪ Bens de consumo semiduráveis e não duráveis ○ Bens de consumo semiduráveis ○ Bens de consumo não duráveis ○ Alimento/bebidas básicos, destinados principalmente ao consumo doméstico ○ Alimento/bebidas elaborados, destinados principalmente ao consumo doméstico
Combustíveis e Lubrificantes
▪ Combustíveis e lubrificantes básicos ▪ Combustíveis e lubrificantes elaborados ○ Gasolinas para automóvel ○ Combustíveis e lubrificantes elaborados exceto gasolinas para automóveis
Bens não especificados anteriormente
▪ Bens não especificados anteriormente

Fonte: elaboração própria com dados do MDIC (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.

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 mensais⁸ entre janeiro de 2000

⁸ O uso de dados mensais se justifica pelo fato da metodologia VECM apresentar boas propriedades estatística para grandes amostras, uma vez que a análise de cointegração tende a ser mais robusta e eficiente com um número maior de observações (Bueno, 2015). Adicionalmente, Bierens e Martins (2010) destacam

e julho de 2019 e da modelagem de vetores de correção de erros variante no tempo (VECM-TVC) proposta por Bierens e Martins (2010). O quadro 2 apresenta uma síntese descritiva das variáveis utilizadas e de suas respectivas fontes⁹.

O indicador do saldo comercial é dado pelo logaritmo da razão entre as exportações e importações brasileiras¹⁰. Essa variável será construída a partir de dados das exportações e importações da CGCE, extraídos junto à Secretaria de Comercio 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-Oskoei; Alse, 1994); ii) representa as exportações líquidas em termos reais ou nominais (Bahmani-Oskoei; Kantiapong, 2001); iii) após o seu registro é possível extrair sua taxa de crescimento a partir da primeira diferença, se estiver em logaritmo (Brada; Kutun; Zhou, 1997).

A *proxy* para a atividade econômica brasileira, ou renda doméstica utilizada é o PIB mensal disponibilizado pelo BACEN¹¹, 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 *International Financial Statistics* (IFS) publicado pelo

que o uso dos polinômios de Chebyshev no VECM são robustos para modelar a variabilidade temporal em séries de alta frequência, como dados mensais, permitindo aproximar funções temporais deste tipo com precisão. Portanto, a abordagem aplicada para dados mensais é especialmente útil para explorar dinâmicas de ajustamento nas séries econômicas, como taxas de câmbio e balanças comerciais, elementos centrais na análise da condição de Marshall-Lerner.

⁹ Os dados gerais para exportações e importações da CGCE estão disponíveis no site <https://comexstat.mdic.gov.br/pt/geral>; os dados para o câmbio real e a *proxy* da renda doméstica estão disponíveis no BCB-SGS:

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

Por fim, a *proxy* para renda externa foi obtida junto as estatísticas financeiras do FMI: <https://data.imf.org>.

¹⁰ Autores como Bahmani-Oskoei e Kantiapong (2001), Moura e Da Silva (2005), Sonaglio, Scalco e Campos (2010) e Arruda e Martins (2020), entre outros, fazem uso desse indicador.

¹¹ Cabe ressaltar que o PIB mensal disponibilizado pelo BACEN se trata de uma estimativa e deve ter seus resultados analisados com cautela.

Fundo Monetário Internacional (FMI)¹². Os valores foram deflacionados pelo índice de preços das importações mundiais totais, que também se encontra disponível no IFS-FMI.

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 transacionáveis¹³.

Quadro 2 – Síntese das variáveis utilizadas

Variável	Proxy utilizada	Período da série	Fonte dos dados
Câmbio Real	Logaritmo natural da taxa de câmbio real efetiva	01/2000–07/2019	BCB-SGS
Renda Doméstica	Logaritmo natural do PIB mensal do Brasil	01/2000–07/2019	BCB-SGS
Renda Externa	Logaritmo natural das importações mundiais	01/2000–07/2019	IFS-FMI
Saldo comercial de Bens de capital	Logaritmo natural do saldo de bens de capital	01/2000–07/2019	MDIC/SECEX
Saldo comercial de Bens Intermediários	Logaritmo natural do saldo de bens intermediários	01/2000–07/2019	MDIC/SECEX
Saldo comercial de Bens Duráveis	Logaritmo natural do saldo de bens duráveis	01/2000–07/2019	MDIC/SECEX
Saldo comercial de Bens Semiduráveis e Não Duráveis	Logaritmo natural do saldo de bens semiduráveis e não duráveis	01/2000–07/2019	MDIC/SECEX
Saldo comercial de Combustível e Lubrificantes	Logaritmo natural do saldo de Combustível e Lubrificantes	01/2000–07/2019	MDIC/SECEX

Fonte: elaboração própria.

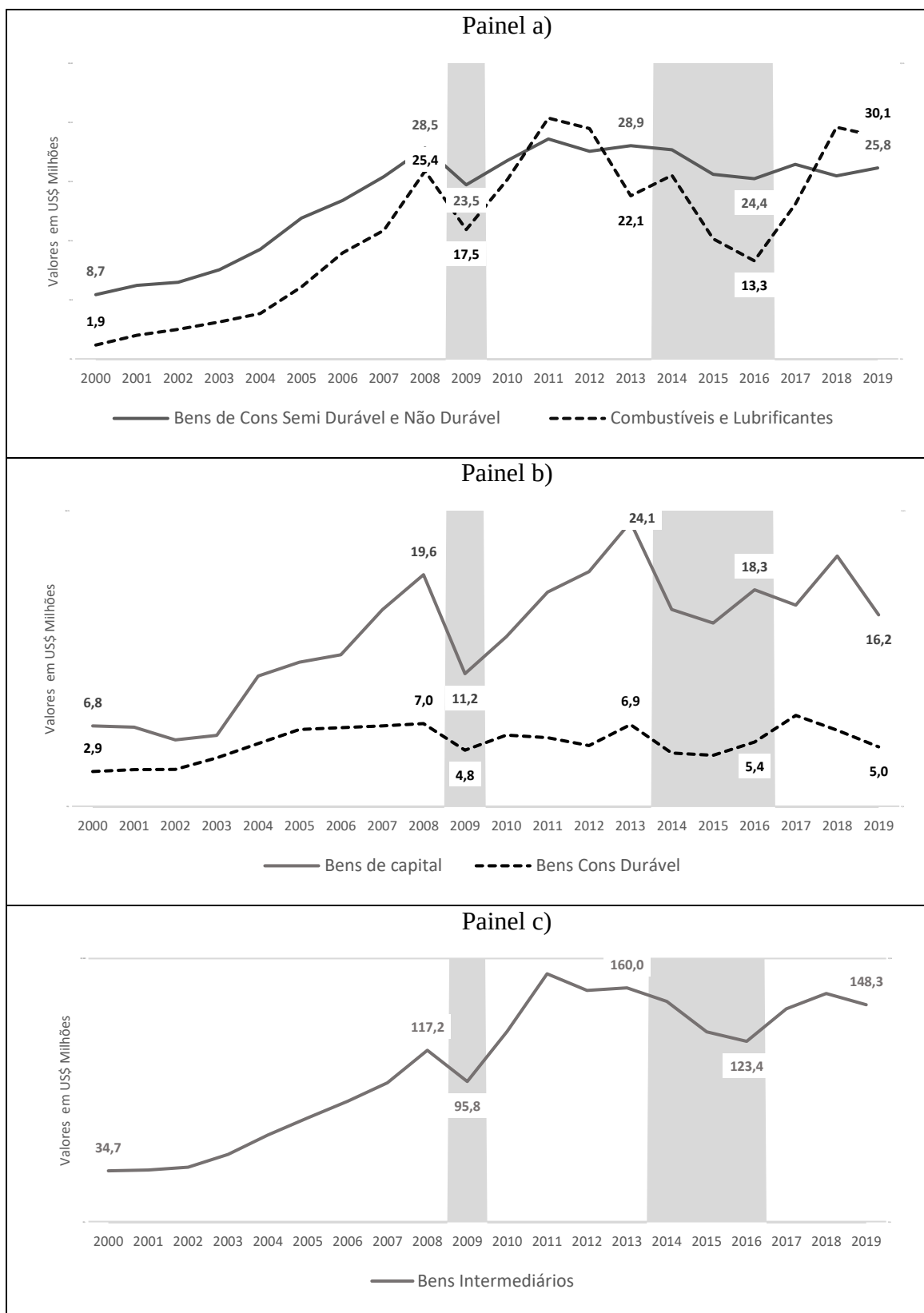
¹² Além de sua relevância para capturar efeitos da elasticidade-renda em modelos sobre o comércio exterior no contexto da investigação do fenômeno da Condição de ML para o Brasil (por exemplo, Moura e da Silva, 2005; Scalco, Carvalho e Campos 2012 e Arruda e Martins, 2020), esta variável foi usada como proxy por fornecer informações mais detalhadas e frequentemente atualizadas a nível mensal que outros indicadores, como o PIB dos parceiros comerciais, que, geralmente, são empregadas em análises bilaterais e podem sofrer variações em suas métricas, assim como na disponibilidade de informações a nível mensal.

¹³ Optou-se por utilizar a taxa de câmbio efetiva real agregada tendo em vista que não foram encontradas informações para as taxas de câmbio setoriais a nível da CGCE. Embora a série única do BACEN seja útil para análises mais agregadas, como a CGCE, estudos futuros podem utilizar as taxas efetivas reais de câmbio desagregadas por categoria de produtos, disponibilizadas pelo IPEA, trazendo insights importantes para formulação de políticas econômicas na análise das dinâmicas de impacto cambial em setores específicos.

As figuras 1 a 3 apresentam a evolução das exportações, das importações e do saldo da balança comercial brasileira considerando os produtos classificados por grandes categorias econômicas, respectivamente. As áreas sombreadas representam os períodos de recessão apontados pelo Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE-FGV/IBRE)¹⁴ para a economia Brasileira. Na figura 1, os setores que apresentaram maior e menor volume de exportações foram o de bens intermediários e de bens de consumo, 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 forte recessão e crise política que culminaram no impeachment da presidente Dilma Rousseff, respectivamente.

¹⁴ O CODACE é um comitê criado em 2004 pela Fundação Getúlio Vargas com a finalidade de determinar uma cronologia de referência para os ciclos econômicos brasileiros, estabelecida pela alternância entre datas de picos e vales no nível da atividade econômica. A fase cíclica marcada pelo declínio na atividade econômica de forma disseminada entre diferentes setores econômicos com reflexos no mercado de trabalho é denominada recessão. A fase entre um vale e um pico do ciclo é chamada expansão (CODACE,2023).

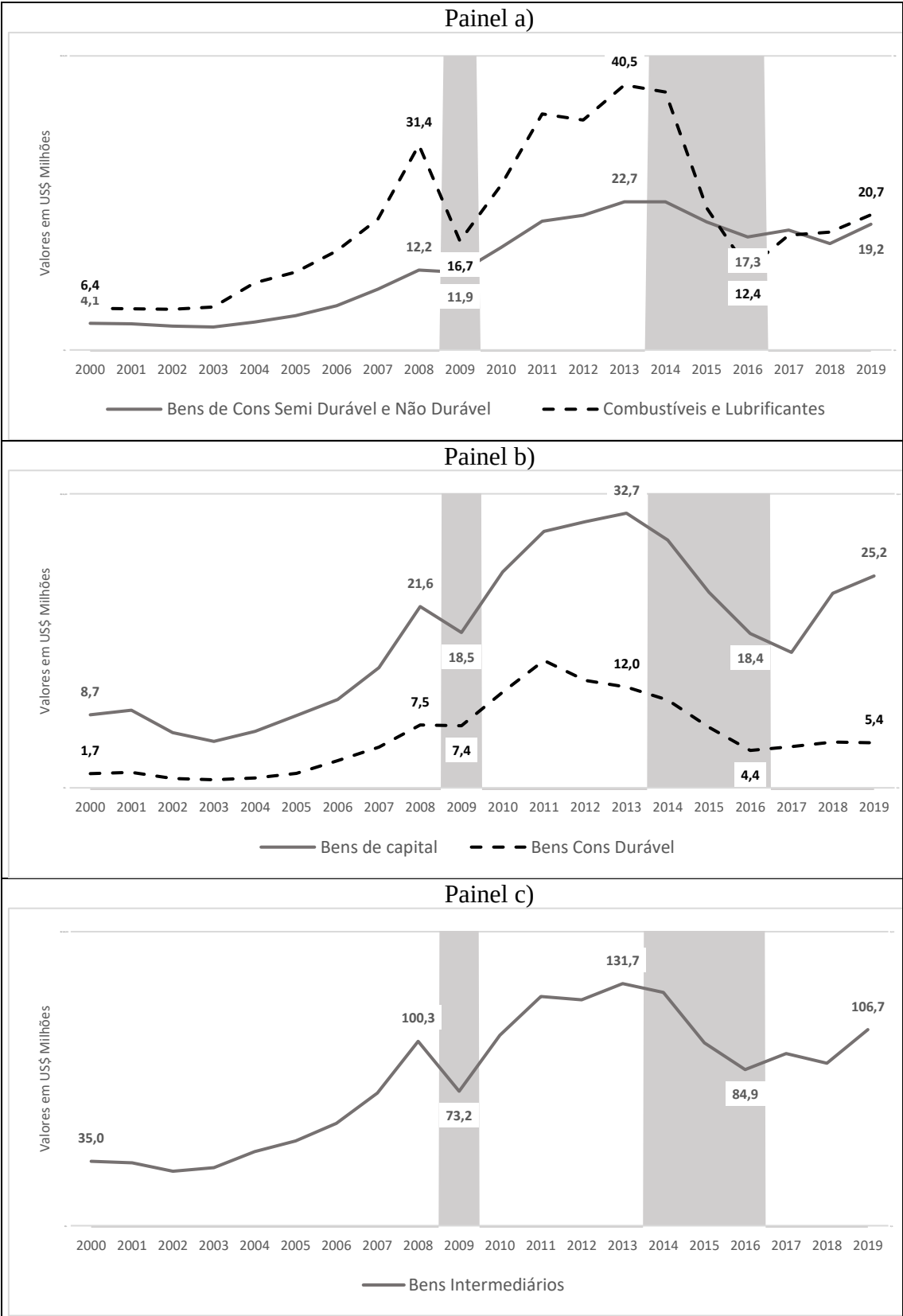
Figura 1 – Evolução das Exportações FOB (Milhões US\$)



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

A figura 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.

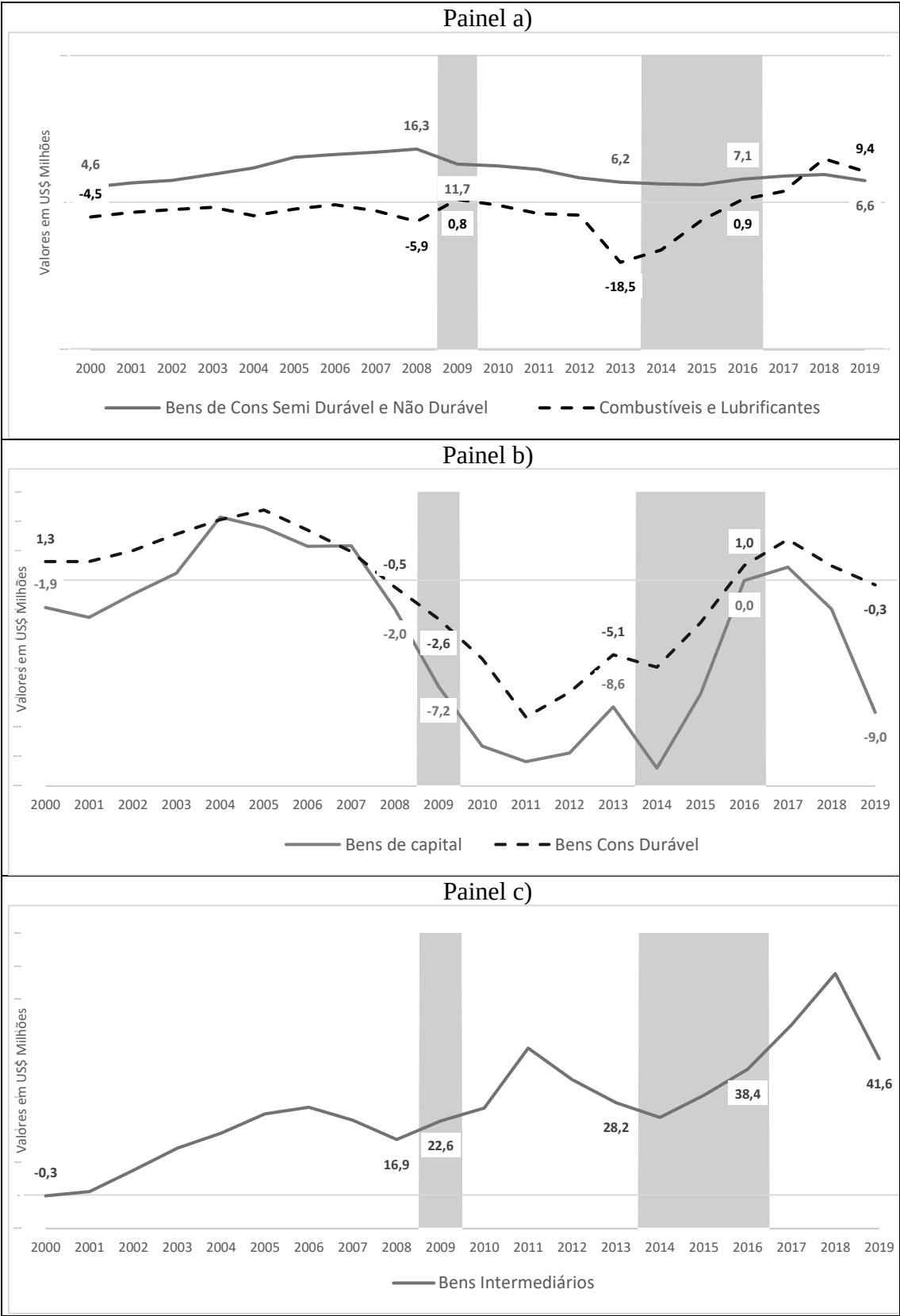
Figura 2 – Evolução das importações FOB (milhões US\$)



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

A figura 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.

Figura 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 apresenta uma síntese das participações de cada setor na composição das exportações e importações do Brasil. 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 63,57%, 13,97% e 9,61%, respectivamente. Em condições semelhantes, os bens intermediários, combustíveis e lubrificantes e os bens de capital se destacaram com participações de 59,67%, 14,17% e 13,33%, 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.

Tabela 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
Média	9.15	13.33	63.57	59.67	3.71	3.91	13.97	8.93	9.63	14.17
Δ%	-42.22	-11.67	4.71	-3.78	-58.05	19.60	-29.10	49.72	293.82	4.82

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

Analisando a evolução desse indicador nas exportações brasileiras, observa-se que apenas os setores de combustíveis e lubrificantes (293,82%) e bens intermediários (4,71%) apresentaram crescimento da sua participação no período analisado. Os bens de consumo duráveis (-58,05%), os semiduráveis e não duráveis (-29,10%) e os bens de capital (-42,22%) sofreram retração em suas participações. Uma avaliação semelhante das importações revela que os bens de consumo apresentaram maior crescimento no período (semiduráveis e não duráveis, 49,72%, duráveis, 19,60%), enquanto o setor de Bens de capital sofreu maior queda de participação (-11,67%), seguido do setor de intermediários (-3.78%).

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:

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

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; α reflete o intercepto do modelo; $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ são as elasticidades a serem estimadas e ε_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 μ é o vetor de interceptos, fixo ao longo do tempo; Y_t é um vetor de observações para cada série no instante t ; Γ_j , $j = 1, \dots, p$ são vetores de coeficientes de ΔY_{t-j} ; enquanto a dinâmica de longo prazo é representada pela matriz Π'_t , variante ao longo do tempo; e ε_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 α e β 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 α é fixo, mas os β'_t 's são matrizes $k \times r$ variantes no tempo com posto constante r .

Os autores propõem o uso dos polinômios temporais de Chebyshev (CTP) para modelar as matrizes β_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 β_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 β_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 χ_{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 .

Contudo, a análise de cointegração prescinde de uma avaliação preliminar a respeito da ordem de integração das séries relacionadas em estudo, para evitar relações espúrias de longo prazo. Portanto, inicialmente, serão realizados os testes usuais de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), cuja hipótese nula é a presença de raiz unitária; e o teste de *Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin* (KPSS), que tem a estacionariedade como hipótese nula. Adicionalmente, para identificar possíveis quebras estruturais nas séries, que poderiam comprometer o

poder dos testes usuais, empregou-se o teste de raiz unitária com quebra estrutural endógena, como proposto por Lee e Strazicich (2003), cuja hipótese nula é a de raiz unitária na presença de quebras estruturais. A vantagem deste teste, frente a outros, como o de Zivot e Andrews (1992), é permitir examinar explicitamente a existência de raiz unitária na presença de até duas quebras estruturais nos níveis e/ou inclinações, sendo robusto a mudanças estruturais nos dados, como mudanças políticas, crises econômicas etc., coerente com as hipóteses adotadas no presente estudo.

Em suma, pode-se resumir a estratégia econométrica empregada da seguinte forma: inicialmente, segue-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.

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, cuja hipótese nula é de que a série é estacionária. Empregou-se também o teste de Lee e Strazicich (2003), O teste LM, cuja hipótese nula é de raiz unitária na presença de quebra estrutural. A hipótese alternativa do teste é a de que a série é estacionária, mas com uma tendência em torno da quebra estrutural. Os resultados estão dispostos na tabela 2 e indicaram 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, $I(1)$, mesmo para o teste LM, com a presença de quebras estruturais.

Após essa constatação, 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 (bens de capital, bens intermediários, bens de consumo duráveis, bens de consumo semiduráveis e não duráveis e combustíveis e lubrificantes). Os resultados estão dispostos na tabela 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 2 – Resultado para os testes de raiz unitária

Variável	Teste	ADF	KPSS	Teste LM	Ordem de Integração
$\ln(\text{Taxa de câmbio real}_t)$	Nível	-1.75 [-2.87]	1.17 [0.46]	-2.43 [-3.56]	I(1)
	Primeira Diferença	-12.10 [-2.87]	0.08 [0.46]	-11.44 [-3.56]	
$\ln(\text{Renda Externa}_t)$	Nível	-1.86 [-2.87]	1.85 [0.46]	-3.06 [-3.56]	I(1)
	Primeira Diferença	-3.52 [-2.87]	0.28 [0.46]	-4.76 [-3.56]	
$\ln(\text{Renda Doméstica}_t)$	Nível	-1.62 [-2.87]	0.71 [0.46]	-2.31 [-3.56]	I(1)
	Primeira Diferença	-2.99 [-2.87]	0.20 [0.46]	-3.96 [-3.56]	
$\ln(\text{Saldo Bens de Capital}_t)$	Nível	-1.72 [-2.87]	0.51 [0.46]	-2.99 [-3.56]	I(1)
	Primeira Diferença	-11.65 [-2.87]	0.14 [0.46]	-4.57 [-3.56]	
$\ln(\text{Saldo Intermediários}_t)$	Nível	-2.83 [-2.87]	0.85 [0.46]	-3.76 [-3.56]	I(1)
	Primeira Diferença	-16.18 [-2.87]	0.11 [0.46]	-4.39 [-3.56]	
$\ln(\text{Saldo Duráveis}_t)$	Nível	-1.13 [-2.87]	1.04 [0.46]	-1.67 [-3.56]	I(1)
	Primeira Diferença	-16.45 [-2.87]	0.13 [0.46]	-3.70 [-3.56]	
$\ln(\text{Saldo semi e não Duráveis})$	Nível	-0.65 [-2.87]	1.63 [0.46]	-2.04 [-3.56]	I(1)
	Primeira Diferença	-13.44 [-2.87]	0.21 [0.46]	-4.47 [-3.56]	
$\ln(\text{Saldo Combustíveis}_t)$	Nível	-2.36 [-2.87]	0.93 [0.46]	-3.41 [-3.56]	I(1)
	Primeira Diferença	-6.54 [-2.87]	0.21 [0.46]	-7.96 [-3.56]	

Fonte: elaboração própria a partir dos resultados obtidos. Valor crítico dos testes ao nível de significância 5% expressos entre colchetes. Para o teste LM, especificou-se, automaticamente, o número máximo de lags, com um intervalo mínimo para quebras de 0.1. Os valores críticos para o teste estão disponíveis em Lee e Strazicich (2003).

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 que culminara no *impeachment* da presidente Dilma Rousseff. Esses aspectos podem ser investigados a partir da estimação dessas relações numa perspectiva dinâmica, ou variante no tempo.

Tabela 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-Quinn¹ para a seleção da ordem de defasagem p do VECM(p). O critério para a seleção da ordem 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 4.

Tabela 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	19.37 [0.01]	$m = 2$
Saldo intermediários	62.05 [0.00]	$m = 5$
Saldo bens durável	95.07 [0.00]	$m = 6$
Saldo semidurável e não durável	26.58 [0.00]	$m = 2$
Saldo combustível e Lubrificantes	22.03 [0.00]	$m = 2$

Fonte: elaboração própria.

Os resultados do teste indicam a rejeição da hipótese nula de invariância do vetor de cointegração para todos os modelos considerados². 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

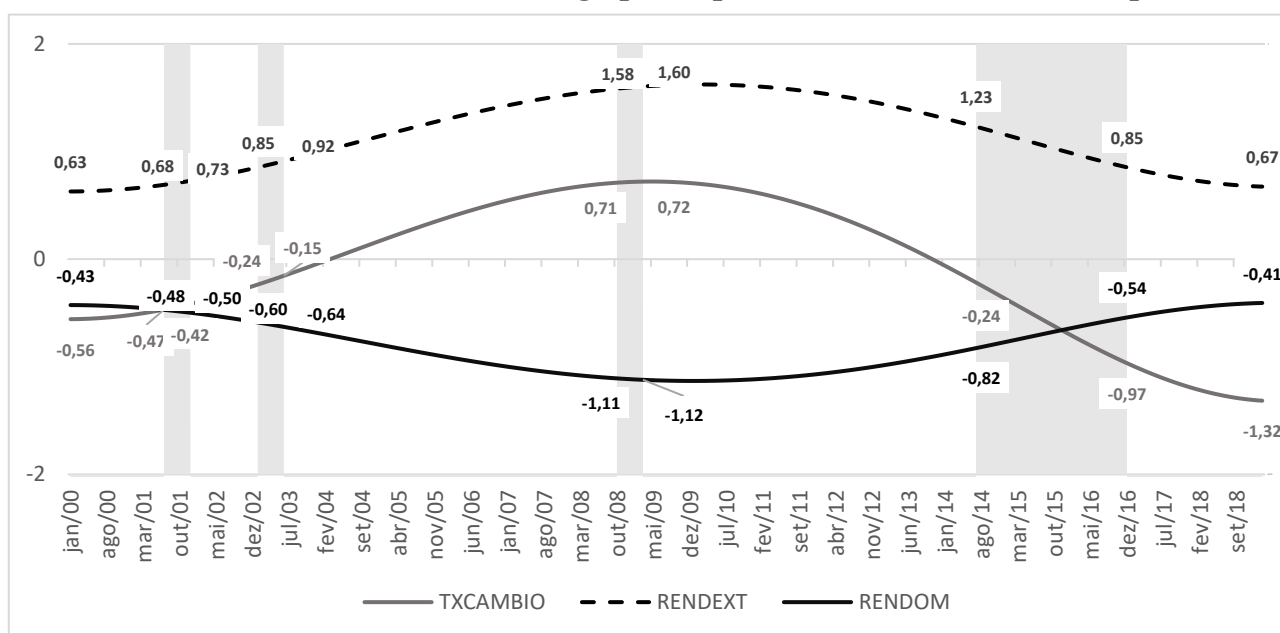
¹ A escolha dos critérios de informação Hannan-Quinn ou Schwarz são válidos para o processo de um VAR não estacionário, VECM (p). Bierens e Martins (2010) sugerem que estes critérios de informação quando selecionados produzem estimativas assintoticamente corretas da ordem p do VAR, se p é finito.

² Apesar da metodologia não fornecer intervalos de confiança, os modelos lineares VECM tradicional foram estimados e seus coeficientes se mostraram estatisticamente significantes e com os sinais esperados. Os resultados estão disponíveis sob requisição, dada a limitação de tamanho dos artigos utilizada pela revista. Além disso, o método de cointegração variante no tempo proposto por Bierens e Martins indicou a significância das não linearidades, apontando que a análise através de coeficientes variantes ao longo do tempo se mostra mais adequada. O teste de Cointegração não linear foi implementado no presente estudo através do software EasyReg International de Herman J. Bierens e da Pennsylvania State University.

cada setor considerando a seguinte ordem: bens de capital, bens intermediários, bens duráveis, bens semiduráveis e não duráveis e combustíveis e lubrificantes³.

O gráfico 1 sintetiza graficamente a evolução das elasticidades dinâmicas das exportações líquidas dos bens de capital e a tabela 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 o sinal previsto pela teoria durante todo o período considerado. Em termos médios, um aumento de 10% na renda doméstica promove uma retração de 7,8% 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 11,5%.

Gráfico 1 – 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 abril de 2004 e dezembro de 2013 e resultados negativos do início da amostra até março de 2003 e a partir de 2014. 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

³ Foram consideradas todas as recessões apontadas pelo CODACE (FGV/Ibre).

negativos do começo da amostra podem ser explicados pela recente mudança no regime cambial e as incertezas das eleições de 2002. A partir de 2014 a forte recessão econômica causada pela crise fiscal pode ser um fator explicativo. Na média, uma desvalorização real no câmbio de 10% melhora em 2,5% 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.

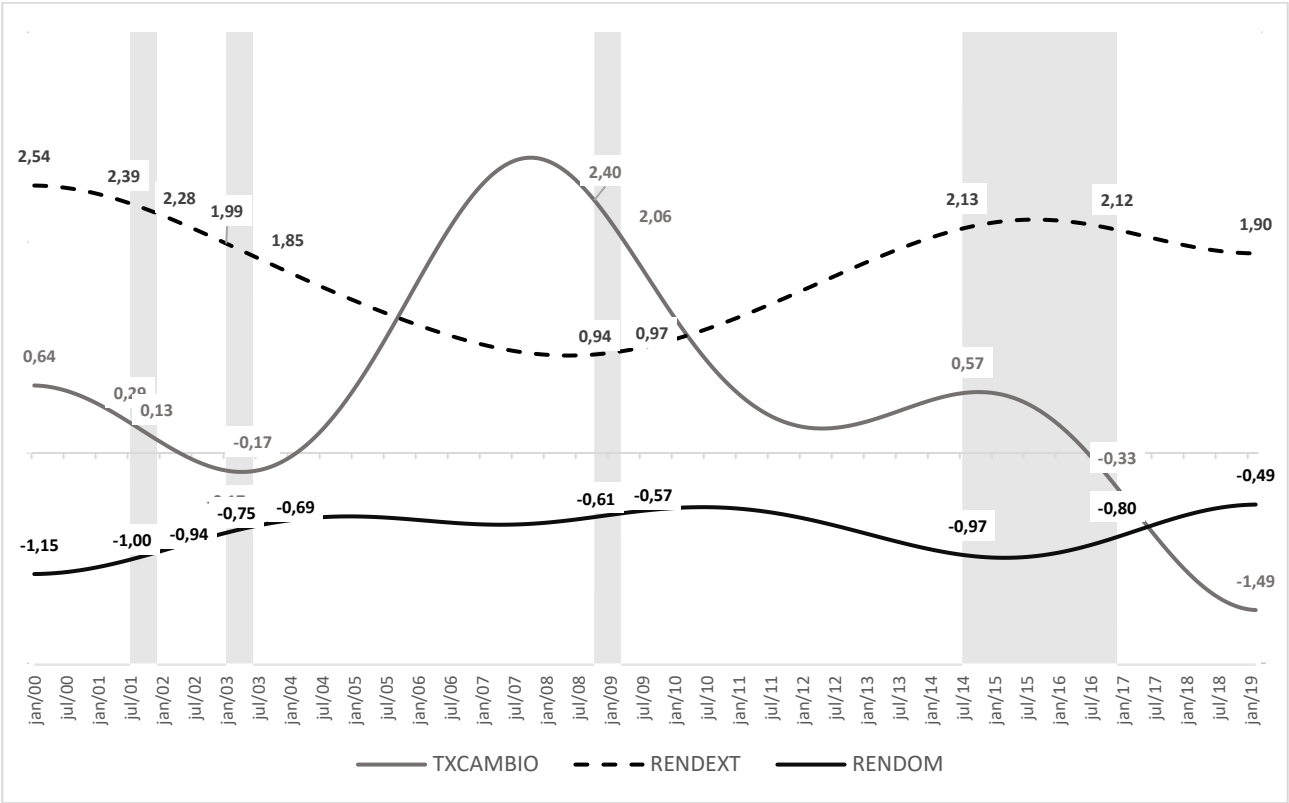
Tabela 5 – Estatísticas descritivas das elasticidades dinâmicas do saldo de bens de capital

Variáveis	Média	Desvio Padrão	Amplitude	
			Máximo	Mínimo
Taxa de Câmbio Real	0.25	0.06	0.72	-1.32
Renda Externa	1.15	0.35	1.62	0.62
Renda Doméstica	-0.78	0.25	-0.40	-1.13

Fonte: elaboração própria.

Em seguida, procedeu-se análise similar em relação aos bens intermediários. Os resultados constam do gráfico 2 e da tabela 6. As elasticidades das exportações líquidas dos bens intermediários em relação às demandas interna e externa apresentaram a direção condizente com a teoria durante toda a amostra. A análise descritiva revela que um incremento de 10% na renda doméstica e na renda externa impactam o saldo comercial dos intermediários em -7,3% e 17,1%, respectivamente.

Gráfico 2 – Elasticidades de longo prazo para o modelo de bens intermediários



Fonte: elaboração própria.

A condição de Marshall-Lerner foi confirmada em praticamente todo o período analisado, com exceção dos períodos entre 2003 e 2004 e a partir de 2017. Os fatores destacados no modelo anterior também podem ter contribuído para esse resultado. Na média, uma desvalorização real no câmbio de 10%, aumenta o saldo comercial dos bens intermediários em 6,1%.

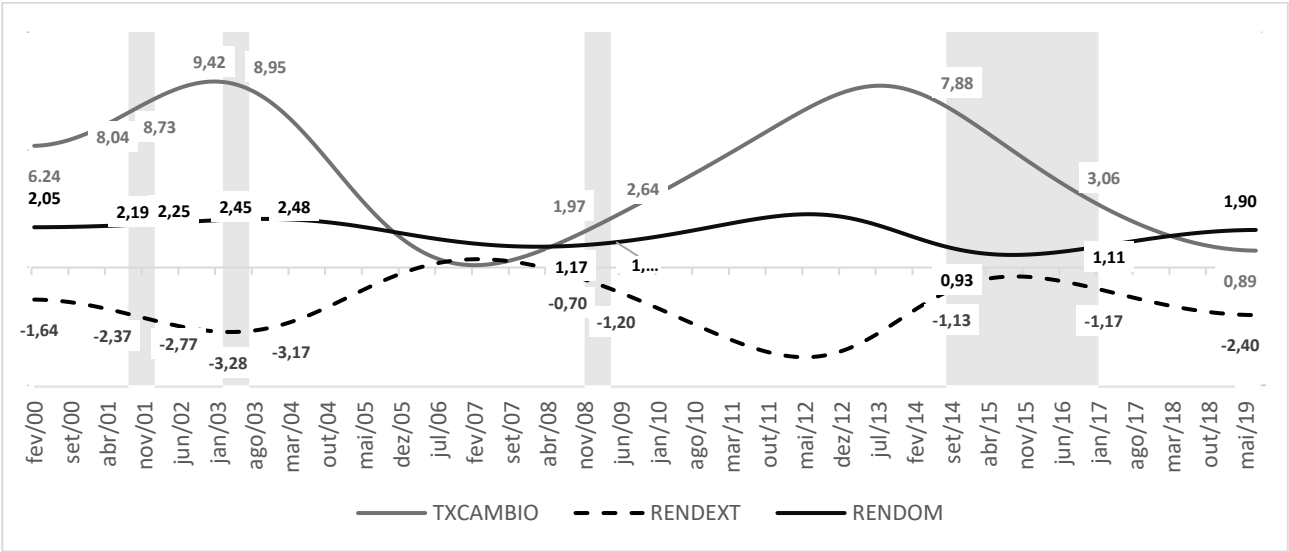
Tabela 6 – Estatísticas descritivas das elasticidades dinâmicas do saldo de bens intermediários

Variáveis	Média	Desvio Padrão	Amplitude	
			Máximo	Mínimo
Taxa de Câmbio Real	0.61	1.04	2.80	-1.49
Renda Externa	1.71	0.49	2.54	-1.32
Renda Doméstica	-0.73	0.18	-0.49	-1.32

Fonte: elaboração própria.

O gráfico 3 e a tabela 7 apresentam uma descrição semelhante para bens duráveis. Contrariando a previsão teórica, as elasticidades do saldo comercial dos bens 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 17,5% e -18,5%, respectivamente, para incrementos de 10% nas demandas doméstica e externa.

Gráfico 3 – Elasticidades de longo prazo para o modelo de bens duráveis



Fonte: elaboração própria.

As elasticidades em relação à taxa de câmbio real se mostraram positivas em todo o período considerado, confirmando a validade da condição de Marshall-Lerner em toda a amostra. Um aumento de 10% na taxa de câmbio real, em média, melhora em 50% as exportações líquidas dos bens duráveis. A persistência desses valores positivos, mesmo diante dos choques observados pode ser justificada por contratos de câmbio mais extensos em produtos dessa natureza.

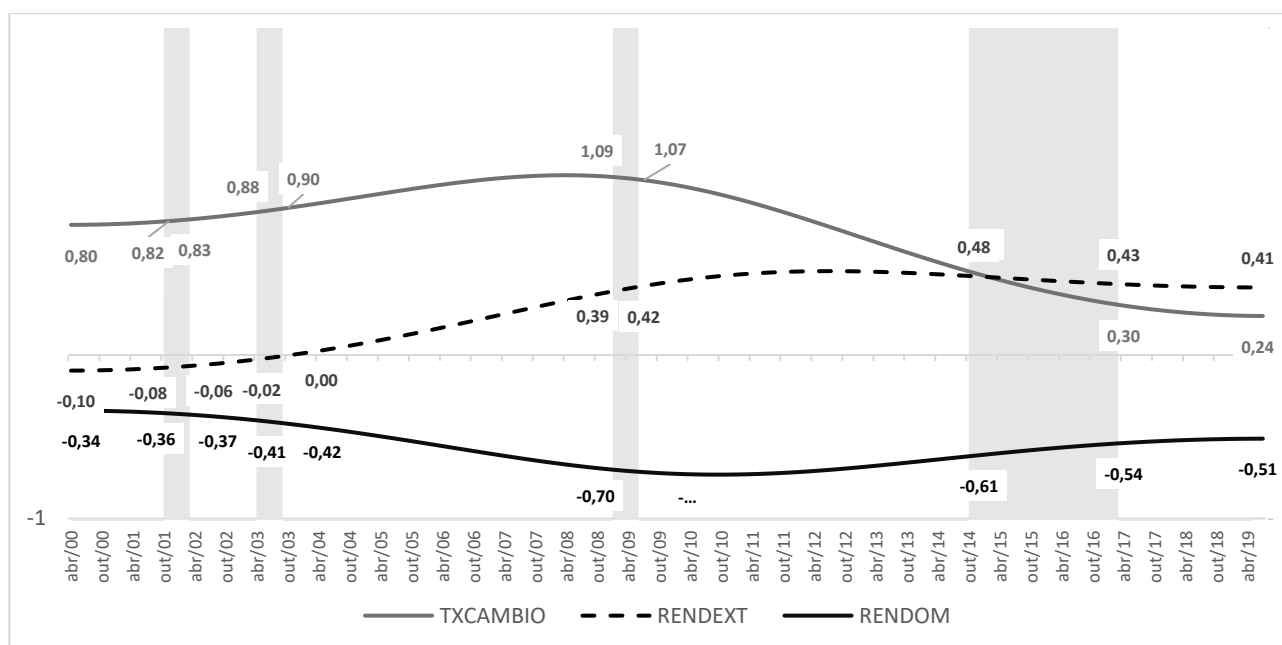
Tabela 7 – Estatísticas descritivas das elasticidades dinâmicas do saldo de bens duráveis

Variáveis	Média	Desvio Padrão	Amplitude	
			Máximo	Mínimo
Taxa de Câmbio Real	5.02	3.10	9.47	0.12
Renda Externa	-1.89	1.35	0.42	-4.56
Renda Doméstica	1.75	0.59	2.71	-0.64

Fonte: elaboração própria.

O gráfico 4 e a tabela 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 em toda a amostra; ou seja, a elasticidade do saldo comercial desses bens em relação à taxa de câmbio se mostrou positiva. Na média, as exportações líquidas o setor de bens semiduráveis e não duráveis melhoram 7,6% em resposta a uma desvalorização real no câmbio de 10%. Essas evidências parecem indicar que os bens de consumo parecem ter elasticidades associadas ao câmbio real mais consistentes.

Gráfico 4 – Elasticidades de longo prazo para o modelo de bens semiduráveis e não duráveis



Fonte: elaboração própria.

A elasticidades do saldo comercial desse setor em relação à renda doméstica se mostrou negativo durante todo o período analisado, confirmando a previsão teórica. Considerando a renda externa, observam-se impactos positivos na maior parte da amostra considerada, com efeitos negativos apenas entre 2000 e 2002. Na média, impactos de 2,9% e -5,6% nas exportações líquidas dos bens semiduráveis e não duráveis são observados para incrementos de 10% nas rendas externa e doméstica, respectivamente.

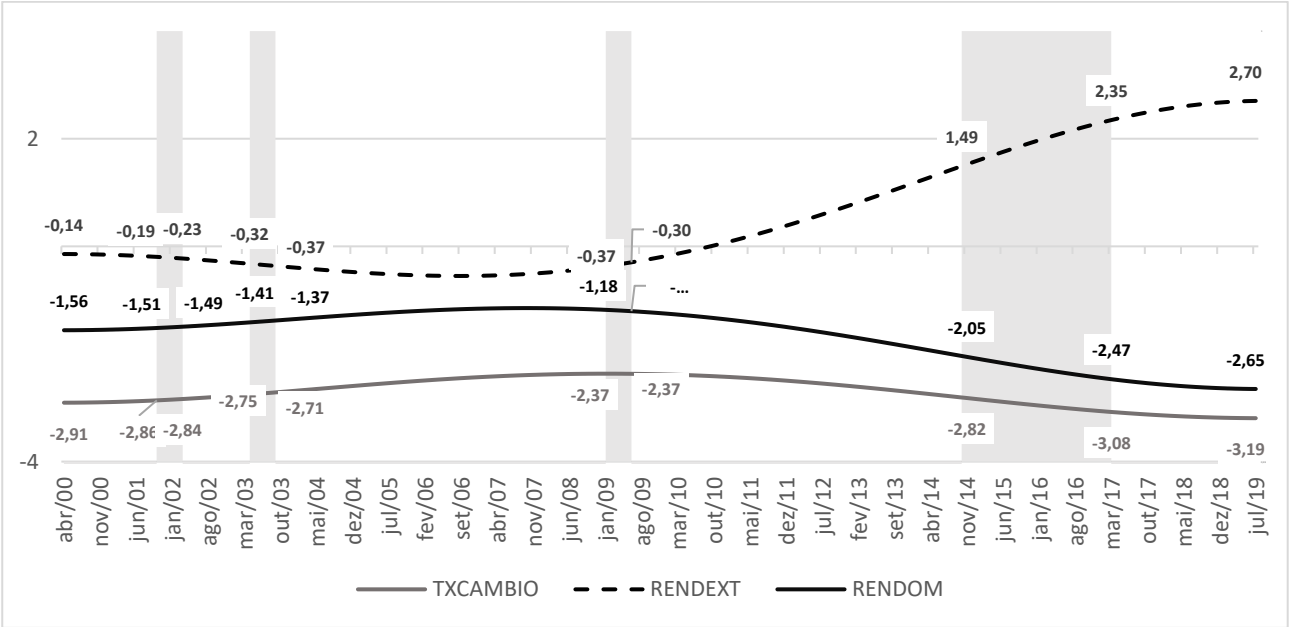
Tabela 8 – Estatísticas descritivas das elasticidades dinâmicas do saldo de bens semidurável e não durável

Variáveis	Média	Desvio Padrão	Amplitude	
			Máximo	Mínimo
Taxa de Câmbio Real	0.76	0.28	1.09	0.23
Renda Externa	0.29	0.21	0.51	-0.09
Renda Doméstica	-0.56	0.12	-0.33	-0.73

Fonte: elaboração própria.

Finalmente, o gráfico 5 e a tabela 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 totalmente a condição de Marshall-Lerner. Em média, uma desvalorização real no câmbio de 10% deteriora o saldo comercial desse setor em 27,5%. 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 5 – 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. Incrementos de 10% nessa variável pioram as exportações líquidas de combustíveis e lubrificantes em 16,6%. Os efeitos da renda externa se mostraram negativos até dezembro de 2010, tornando positivos a partir daí. Fatores como a incerteza do início da era Lula, o *boom* dos preços das *commodities* no mercado internacional e a crise de 2008 podem ter contribuído para esses impactos negativos iniciais. Apesar disso, na média, o saldo comercial dos combustíveis e lubrificantes melhora 5,2% em resposta a incremento de 10% na demanda externa.

Tabela 9 – Estatísticas descritivas das elasticidades dinâmicas do saldo lubrificantes

Variáveis	Média	Desvio Padrão	Amplitude	
			Máximo	Mínimo
Taxa de Câmbio Real	- 2.75	0.26	-2.33	-3.19
Renda Externa	0.52	1.12	2.70	-0.55
Renda Doméstica	-1.66	0.49	-1.14	-2.65

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.

Os resultados deste estudo reforçam as principais evidências em termos de sinais e magnitudes das elasticidades identificadas para a economia brasileira, conforme apontado em pesquisas anteriores (Moura; Da Silva, 2005; Vasconcelos, 2010; Sonaglio; Scalco; Campos, 2010; Scalco; Carvalho; Campos, 2012; Ramos Filho; Ferreira, 2016; Arruda; Martins, 2020). Importante ressaltar que esses trabalhos utilizam modelos de cointegração linear, os quais fornecem estimativas pontuais em sua análise. Em contrapartida, o presente estudo inova ao empregar polinômios temporais aplicados em modelos VECM, permitindo captar o comportamento dinâmico das elasticidades ao longo do tempo. Essa abordagem diferenciada, evidenciada nos gráficos e tabelas apresentados, contribui

significativamente para o avanço da literatura, especialmente sob a ótica setorial analisada pela CGCE.

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 ao início da era Lula, *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.

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 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 durável 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) 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.

Portanto, a análise das exportações líquidas de uma economia e seus principais determinantes constitui importante aspecto a ser levado em consideração na elaboração de políticas públicas como, por exemplo, a desregulamentação dos mercados, a ampliação da abertura comercial e a melhoria do ambiente de negócios. Nesse sentido, incentivar setores exportadores é uma das formas de estimular o crescimento econômico, contribuindo para a geração de emprego e renda.

Por fim, destaca-se a importância de uma maior inserção do Brasil no comércio internacional, uma vez que a economia brasileira 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.

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 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 apresentam, em média, impactos positivos sobre o saldo da balança comercial considerando a CGCE. Esse resultado corrobora 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 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.

Referências

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.; MARTINS, G.; CASTELAR, P. U. C. The J-curve and the Marshall-Lerner condition: evidence for net exports in the southern region of Brazil. *Planejamento e Políticas Públicas*, n. 52, p. 17-48, 2019.

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.

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. 453-464, 1994.

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

BAHMANI-OSKOOEE, M.; HARVEY, H.; HEGERTY, S. W. Empirical tests of the Marshall-Lerner condition: a literature review. *Journal of Economic Studies*, v. 40, n. 3, p. 411-443, 2013.

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

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.

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

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

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

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

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE). Rio de Janeiro: FGV IBRE, 2023. Disponível em: https://portalibre.fgv.br/sites/default/files/2023-02/comunicado-do-comite-de-datacao-de-ciclos-economicos-31_01_2023_minuta.pdf.

- 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.
- 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.
- GRANGER, C. W. J. Developments in the study of cointegrated economic variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 48, p. 213-218, 1986.
- GRANGER, C. W. J.; YOON, G. Hidden cointegration. San Diego: Department of Economics, University of California San Diego, 2001. (Working Paper).
- HARRIS, D.; MCCABE, B.; LEYBOURNE, S. Stochastic cointegration: estimation and inference. *Journal of Econometrics*, v. 111, p. 363-384, 2002.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, 1988.
- JONG, R. M. Nonlinear estimation using estimated cointegrating relations. *Journal of Econometrics*, v. 101, p. 109-122, 2001.
- JUHL, T.; XIAO, Z. Testing for cointegration using partially linear models. *Journal of Econometrics*, v. 124, p. 363-394, 2005.
- KEHO, Y. Real exchange rate and trade balance dynamics in Côte d'Ivoire. *International Journal of Economics and Financial Issues*, v. 11, n. 1, p. 61-70, 2021.
- LEE, J.; STRAZICICH, M. C. Minimum LM unit root test with two structural breaks. *Review of Economics and Statistics*, v. 85, n. 4, p. 1082-1089, 2003.
- LERNER, A. P. *The economics of control: principles of welfare economics*. New York: The Macmillan Company, 1944.
- 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.
- METZLER, L. *A survey of contemporary economics*. v. 1. Homewood: Richard D. 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 n. 001, 2016. Disponível em: http://www.mdic.gov.br/balanca/metodologia/Nota_CGCE.pdf.

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

PARK, J. Y.; HAHN, S. B. Cointegrating regressions with time varying coefficients. *Econometric Theory*, v. 15, p. 664-703, 1999.

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.

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

SCALCO, P. R.; CARVALHO, H. D.; CAMPOS, A. C. Choques na taxa de câmbio real e o saldo da balança comercial agropecuária brasileira: evidências da Curva J entre 1994 e 2007. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 54, n. 3, p. 595-610, 2016.

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, 2010.

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. Juiz de Fora: Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, Faculdade de Economia, Universidade Federal de Juiz de Fora, 2010.

ZIVOT, E.; ANDREWS, D. Further evidence on the great crash, the oil-price shock and the unit root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 10, p. 251-270, 1992.