



UNIVERSIDADE
ESTADUAL DE LONDRINA

EDUARDA MACHOSKI

**VARIAÇÕES CAMBIAIS E BALANÇA COMERCIAL NO
BRASIL: UM EXAME DA CONDIÇÃO DE MARSHALL-
LERNER**

Londrina
2016

EDUARDA MACHOSKI

**VARIAÇÕES CAMBIAIS E BALANÇA COMERCIAL NO
BRASIL: UM EXAME DA CONDIÇÃO DE MARSHALL-
LERNER**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação de Mestrado em Economia Regional (PPE), da Universidade Estadual de Londrina, como exigência parcial para a obtenção do título de Mestre.

Orientador: Prof. Dr. Carlos Eduardo Caldarelli

Londrina
2016

Ficha de identificação da obra elaborada pelo autor, através do Programa de Geração Automática do Sistema de Bibliotecas da UEL

Machoski, Eduarda.

Variações cambiais e balança comercial no Brasil : um exame da condição de Marshall-Lerner / Eduarda Machoski. - Londrina, 2016.
88 f. : il.

Orientador: Carlos Eduardo Caldarelli.

Dissertação (Mestrado em Economia Regional) - Universidade Estadual de Londrina, Centro de Estudos Sociais Aplicados, Programa de Pós-Graduação em Economia Regional, 2016.

Inclui bibliografia.

1. Balança comercial - Tese. 2. Condição de Marshall-Lerner - Tese. 3. Curva-J - Tese. I. Caldarelli, Carlos Eduardo . II. Universidade Estadual de Londrina. Centro de Estudos Sociais Aplicados. Programa de Pós-Graduação em Economia Regional. III. Título.

EDUARDA MACHOSKI

**VARIAÇÕES CAMBIAIS E BALANÇA COMERCIAL NO BRASIL:
UM EXAME DA CONDIÇÃO DE MARSHALL-LERNER**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação de Mestrado em Economia Regional (PPE), da Universidade Estadual de Londrina, como exigência parcial para a obtenção do título de Mestre.

BANCA EXAMINADORA

Orientador: Prof. Dr. Carlos Eduardo Caldarelli
Universidade Estadual de Londrina - UEL

Profa. Dra. Marcia Regina Gabardo da Camara
Universidade Estadual de Londrina - UEL

Prof. Dr. Fernando Motta Correia
Universidade Federal do Paraná - UFPR

Londrina, 18 de fevereiro de 2016.

DEDICO

*À minha mãe, Aglair.
Vivo por ela.*

AGRADECIMENTOS

Ao professor Carlos Eduardo Caldarelli, por todo o conhecimento compartilhado durante nossa convivência, por toda a atenção dispensada durante a concretização deste trabalho, pela disposição e pela paciência. Toda minha admiração e orgulho por ser sua orientanda.

À professora Márcia Regina Gabardo da Camara, por todas as contribuições e por toda sua disponibilidade em ajudar, tanto na orientação de artigos quanto na realização deste trabalho.

A todos os professores do programa de Mestrado em Economia Regional que contribuíram para que este título se fizesse possível, compartilhando seus conhecimentos e me incentivando a trilhar este caminho.

À professora Augusta Pelinski Raiher, inspiração desde a graduação, por todo o apoio de sempre e por toda a fé depositada em mim. Muito obrigada por me ajudar nesta caminhada.

Aos meus amigos do coração, Dhésmon, Renato e Gabriela. Vocês são a definição da palavra amizade. Obrigada pelo companheirismo de sempre.

Aos amigos conquistados durante o mestrado, Fabiany e Magno, companhias que tornaram essa tarefa menos árdua.

À CAPES pelo incentivo por meio da concessão da bolsa para o curso de mestrado.

À minha mãe pela compreensão, paciência e amor de sempre.

*“A ciência é o grande antídoto contra o veneno do entusiasmo e da
superstição.”*

Adam Smith

MACHOSKI, Eduarda. **Variações cambiais e balança comercial no Brasil**: um exame da condição de Marshall-lerner. 2016. 88f. Projeto de dissertação (Pós-Graduação, Mestrado em Economia Regional). Centro de Estudos Sociais Aplicados, Universidade Estadual de Londrina, Londrina, 2016.

RESUMO

Este trabalho tem como objetivo investigar a validade da Condição de Marshall-Lerner (CML) e a existência do fenômeno de Curva-J para a balança comercial brasileira desagregada por categoria de uso, para o período de 2000 a 2013. O recorte temporal contempla oscilação cambial e maior abertura econômica pela via comercial, o que justifica a escolha. Para a presente análise, foi desenvolvido um modelo econométrico para cada categoria de uso, com base na literatura nacional e internacional sobre o assunto. Fez-se uso da Análise de Regressão Vetorial (VAR) e da Análise de Regressão Vetorial Estrutural (SVAR). Ademais, utilizou-se o teste de Cointegração de Johansen, a fim de verificar a existência de relações de longo prazo entre as balanças comerciais e a taxa de câmbio nominal. Para as categorias cointegradas, o Modelo de Correção de Erros (VECM) foi estimado. Quatro categorias de bens foram analisadas: bens de capital, bens de consumo durável, bens de consumo não durável e bens intermediários e matérias primas. Os resultados são expressos a partir de matrizes de relações contemporâneas e das funções impulso-respostas das balanças comerciais em relação a choques contemporâneos no câmbio. Os resultados encontrados reforçam que os choques cambiais são mais efetivos para os segmentos de bens de capital e de bens intermediários e matérias primas, respectivamente. A Condição de Marshall-Lerner foi verificada para três das quatro categorias de uso estudadas, porém, no que se refere à Curva-J, o fenômeno não foi verificado em nenhuma destas.

Palavras-chave: Balança comercial. Categorias de uso. Condição de Marshall-Lerner. Curva-J. Séries temporais.

MACHOSKI, Eduarda. **Changes in foreign exchange and trade balance in Brazil: an examination of the Marshall-Lerner**. 2016. 88p. Dissertation (Graduate, Master of Regional Economy). Centre for Applied Social Studies, State University of Londrina, Londrina, 2016.

ABSTRACT

This paper aims to investigate the validity of the Marshall-Lerner Condition (CML) and the existence of the J-curve phenomenon for the Brazilian trade balance broken down by category of use, from 2000 to 2013. The time frame includes exchange variation and greater economic openness by trade route, which justifies the choice. For this analysis, an econometric model was developed for each category of use, based on national and international literature on the subject. The methodologies Vector Regression Analysis (VAR) and Structural Vector Regression Analysis (SVAR) were used. In addition, we used the Cointegration Johansen test in order to verify the existence of long-term relationships between the trade balances and the nominal exchange rate. For cointegrated categories, Vector and Correction Model (VECM) were estimated. Four categories of goods were analyzed: capital goods, consumer durables, consumer non-durable goods and intermediate goods and raw materials. Results are expressed as arrays of contemporary relationships and impulse-response functions of trade balances in relation to contemporaneous shocks in exchange. The results reinforce that exchange rate shocks are most effective for the segments of capital goods and intermediate goods and raw materials, respectively. The Marshall-Lerner condition was observed for three of the four categories studied, however, in respect to the J-curve, the phenomenon was not observed in any of these.

Keywords: Trade balance. Use categories. Marshall-Lerner condition. J-Curve. Time series.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 –	Abordagem das elasticidades.....	23
Figura 2 –	Evolução da balança comercial brasileira por categoria de uso e da taxa de câmbio nominal – 2000 a 2013.	53
Figura 3 -	Resposta da balança comercial de bens de capital ao choque unitário no câmbio nominal – VAR básico.....	59
Figura 4 -	Respostas acumuladas da balança comercial de bens de capital ao choque unitário no câmbio nominal – SVAR.....	60
Figura 5 –	Respostas acumuladas da balança comercial de bens de capital ao choque unitário no câmbio – VECM.....	61
Figura 6 –	Resposta da balança comercial de bens duráveis ao choque unitário no câmbio – VAR básico.....	62
Figura 7 –	Respostas acumuladas da balança comercial de bens duráveis ao choque unitário no câmbio – SVAR.....	63
Figura 8 –	Respostas acumuladas da balança comercial de bens duráveis ao choque unitário no câmbio – VECM.....	64
Figura 9 –	Resposta da balança comercial de bens não-duráveis ao choque unitário no câmbio – VAR básico.....	65
Figura 10 –	Respostas acumuladas da balança comercial de bens não-duráveis ao choque unitário no câmbio – SVAR.....	66
Figura 11 –	Resposta da balança comercial de bens intermediários e matérias-primas ao choque no câmbio – VAR básico.....	67
Figura 12 –	Respostas acumuladas da balança comercial de bens intermediários e matérias-primas ao choque unitário no câmbio – SVAR.....	68
Figura 13 -	Respostas acumuladas da balança comercial de bens intermediários e matérias-primas ao choque unitário no câmbio – VECM.....	69
Figura 14 -	Gráfico de estabilidade dos resíduos: Balança comercial de bens de capital.....	85
Figura 15 –	Gráfico de estabilidade dos resíduos: Balança comercial de bens duráveis.....	85
Figura 16 –	Gráfico de estabilidade dos resíduos: Balança comercial de bens intermediários e matérias-primas.....	86

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 -	Denominação das variáveis utilizadas.	51
Tabela 2 –	Resultados dos testes de raiz unitária Augmented Dickey-Fuller, Phillips-Perron e Elliott-Rothenberg-Stock para as séries (em nível) utilizadas no modelo.	55
Tabela 3 -	Resultados dos testes de raiz unitária de Augmented Dickey-Fuller, Phillips-Perron e Elliott-Rothenberg-Stock para as séries (em primeira diferença) utilizadas no modelo.	55
Tabela 4 –	Coefficientes estimados para as equações cointegradoras.	56
Tabela 5 –	Estimativa da matriz de relações contemporâneas (BCBK).	60
Tabela 6 –	Estimativa da matriz de relações contemporâneas (BCBD).	63
Tabela 7 –	Estimativa da matriz de relações contemporâneas (BCBND).	66
Tabela 8 –	Estimativa da matriz de relações contemporâneas (BCBIMP).	68
Tabela 9 -	Matriz de correlação: Variáveis em nível	80
Tabela 10 -	Matriz de correlação: Variáveis 1ª diferença	80
Tabela 11 -	Crítérios para a seleção do número de defasagens.....	81
Tabela 12 –	Determinação do número de vetores de cointegração: Balança comercial de bens de capital	82
Tabela 13 -	Determinação do número de vetores de cointegração: Balança Comercial de bens duráveis	82
Tabela 14 -	Determinação do número de vetores de cointegração: Balança Comercial de bens não-duráveis	82
Tabela 15 -	Determinação do número de vetores de cointegração: Balança Comercial de bens intermediários e matérias-primas	82
Tabela 16 –	Testes de autocorrelação dos resíduos: Balança comercial de bens de capital.....	83
Tabela 17 –	Testes de autocorrelação dos resíduos: Balança comercial de bens duráveis.....	83
Tabela 18 –	Testes de autocorrelação dos resíduos: Balança comercial de bens intermediários e matérias-primas.....	83
Tabela 19 –	Resultados do teste de Jarque-Bera para os resíduos das regressões.....	84
Tabela 20 –	Principais produtos por Categorias de Uso.....	88

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	12
2	REVISÃO DE LITERATURA	15
2.1	Taxa de câmbio e balança comercial	15
2.2	Taxas de câmbio	16
2.3	Política cambial.....	19
2.3.1	Abordagem das elasticidades	21
2.3.2	Curva-J e a hipótese de histerese	27
3	METODOLOGIA	41
3.1	Tendência e raízes unitárias	41
3.2	Análise de Autoregressão Vetorial – VAR.....	45
3.4	Método de Cointegração de Johansen.....	48
3.5	Funções de resposta a impulso.....	49
3.6	Fontes e tratamentos de dados	51
4	RESULTADOS E DISCUSSÃO	53
4.1	Análise qualitativa das séries	53
4.2	Testes de raiz unitária	54
4.3	Análise de cointegração	55
4.4	Análise das funções impulso-resposta	58
4.4.1	Balança comercial de bens de capital	59
4.4.2	Balança comercial de bens duráveis	62
4.4.3	Balança comercial de bens não-duráveis	65
4.4.4	Balança comercial de bens intermediários e matérias-primas	67
	CONCLUSÕES	71
	REFERÊNCIAS	74
	APÊNDICES	79
	Apêndice A - Matrizes de correlação	80

APÊNDICE B – Escolha ótima do número de defasagens	81
APÊNDICE C – Testes de cointegração	82
APÊNDICE D - Testes de autocorrelação dos resíduos.....	83
APÊNDICE E – Testes de normalidade dos resíduos.....	84
APÊNDICE F – Testes de estabilidade dos VAR's.....	85
ANEXOS	87
ANEXO A – Principais produtos por Categorias de Uso	88

1 INTRODUÇÃO

Do ponto de vista das políticas econômicas e comerciais, sobretudo a cambial, a relação entre a taxa de câmbio e o saldo da balança comercial é de suma importância. Nesse sentido, esta relação recebe relevante destaque na literatura técnica, principalmente nos anos recentes.

Os trabalhos pioneiros de Marshall (1923) e Lerner (1944) buscaram estabelecer uma relação de longo prazo entre o saldo da balança comercial e as depreciações cambiais. Aceitas algumas suposições teóricas, os autores apontam que uma depreciação cambial implica em saldos positivos para a balança comercial, fenômeno conhecido como Condição de Marshall-Lerner – CML –. A explicação deriva do fato de que a depreciação cambial torna o produto doméstico mais barato e o produto estrangeiro relativamente mais caro, isto é, a depreciação cambial incentiva às exportações mundiais e desestimula as importações do país. Desde então, é grande o esforço de muitos autores no sentido de verificar a existência de tal condição e quantificar as elasticidades de transmissão entre câmbio e balança comercial.

No curto prazo, por sua vez, oscilações na taxa de câmbio podem apresentar efeitos diferenciados sobre o saldo da balança comercial. Conforme Magee (1973) e Baldwin e Krugman (1989), no curto prazo, o efeito de uma depreciação cambial pode ser a deterioração momentânea do saldo da balança. Esse fenômeno ficou conhecido como Curva-J e é atribuído à rigidez de preços, histerese e defasagem na tomada de decisão dos agentes, entre outros fatores. Utilizando uma abordagem de ciclos reais internacionais, Backus, Kehoe e Kydland (1994) encontraram grande influência de choques nos resultados da balança comercial. Conforme esse resultado, a balança comercial pode ser considerada contra cíclica e, na maioria dos casos, negativamente correlacionada com movimentos presentes e futuros dos termos de troca. Porém, a balança comercial é positivamente correlacionada com movimentos passados nos termos de troca. Tal fenômeno foi denominado pelos autores de Curva-S.

Posto isso, a literatura recente tem pautado a sua discussão em investigar se determinados países satisfazem ou não a Condição de Marshall-Lerner (CML) ou se o fenômeno de Curva-J é verificado para suas economias, com vistas à investigação acerca da eficiência da política cambial. Porém, esse tipo de análise é geralmente bastante limitado, visto que na maioria dos casos é feita para a balança comercial como um todo (agregada), em que é sabido que bens de diferentes naturezas sofrem impactos diferenciados em termos da variação cambial.

A literatura empírica brasileira sobre o assunto ainda carece de maiores contribuições, sendo que alguns avanços na compreensão desta questão podem ser observados nos estudos de Moura e Silva (2005), Sonaglio, Scalco e Campos (2010) e Scalco, Carvalho e Campos (2012).

Fazendo uso do teste de cointegração de Johansen e de um modelo VAR com Markov-Switch (MS-VAR), para dados mensais do período de 1990 a 2003, Moura e Silva (2005) encontraram evidências para a condição de Marshall-Lerner no longo prazo, porém nenhuma evidência de Curva-J foi encontrada no curto-prazo para a balança comercial brasileira. A utilização do MS-VAR é justificada pelo fato de que os autores consideram um período de ajuste macroeconômico na economia brasileira, o qual provocou uma quebra estrutural nas séries, principalmente sobre a taxa de câmbio real.

Sonaglio, Scalco e Campos (2010) também fazendo uso do teste de cointegração de Johansen e estimando um modelo VEC para os setores manufaturados, para dados trimestrais do período de 1994 a 2007, encontraram respostas positivas à depreciação cambial da balança comercial em 6 setores analisados, no longo prazo. Além disso, os resultados encontrados pelos autores apontam a existência de Curva-J em 2 dos 21 setores estudados.

Por fim, com metodologia semelhante ao trabalho anteriormente citado e abrangendo o mesmo período, o estudo de Scalco, Carvalho e Campos (2012) encontrou resultados consistentes com a condição de Marshall-Lerner para o setor agropecuário, no longo prazo. Entretanto, no curto prazo, rejeitou-se a hipótese de Curva-J.

Desde o final de 1999, momento em que a taxa de câmbio da economia brasileira passou de fixa para flutuante, a mesma é caracterizada por uma alta volatilidade, uma vez que apresenta comportamentos bastante distintos. Até o ano de 2003, o câmbio nominal apresentou um movimento de depreciação doméstica, seguido de uma apreciação que perdurou até 2008. Nos dois anos seguintes (2009 e 2010), a taxa de câmbio oscilou positiva e negativamente. A partir de 2011, a taxa de câmbio nominal passou a apresentar uma nova tendência de apreciação, que perdura até o final do período de análise deste trabalho. No que se refere às balanças comerciais, houve uma redução dos saldos das balanças comerciais de bens de capital e bens duráveis a partir de 2008, sendo que no final de 2013 as mesmas apresentavam déficit. De outro lado, neste período houve o crescimento do saldo das balanças comerciais de bens não duráveis e bens intermediários e matérias-primas, com destaque para o crescimento bastante significativo desta última categoria.

Neste sentido, o presente trabalho questiona como a natureza dos bens interfere nos efeitos que as balanças comerciais desses apresentam frente a oscilações cambiais. Mais

precisamente, o objetivo geral deste trabalho é analisar, empiricamente, como se dá a relação entre a taxa de câmbio nominal e a balança comercial brasileira, tanto no curto como no longo prazo, em nível desagregado, isto é, os efeitos de depreciações cambiais serão analisados considerando a balança comercial brasileira por categoria de uso, a saber: bens de capital, bens de consumo durável, bens de consumo não durável e bens intermediários e matérias-primas.

Ao empreender esforços para a compreensão do problema em análise, além do objetivo geral apresentado, tem-se como objetivos específicos para este estudo:

- Analisar a evolução do câmbio e balança comercial para o período em análise;
- Definir e estimar as funções para cada categoria de uso da balança comercial;
- Verificar a interação/relação de curto e longo prazo entre as variáveis selecionadas, e;
- Descrever o comportamento e relação entre as balanças comerciais e choques no câmbio nominal.

Para tanto, utilizam-se ferramentas metodológicas de econometria de séries temporais, a saber, cointegração, modelos de Autorregressão Vetorial (VAR), Autorregressão Vetorial Estrutural (SVAR) e Modelo de Autorregressão Vetorial com Correção de erros (VEC). Os dados, de periodicidade mensal, compreendem o período de 2000 a 2013.

Este estudo está estruturado em 4 capítulos além desta Introdução. No capítulo 2, discute-se sobre a relação entre taxa de câmbio e balança comercial, apresentando uma revisão de literatura sobre os principais trabalhos relacionados. No capítulo 3, a metodologia utilizada na pesquisa é descrita, bem como as variáveis utilizadas e as fontes dos dados. Os resultados obtidos são expressos no capítulo seguinte e, por fim, apresentam-se as considerações finais.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Neste capítulo, uma revisão acerca da literatura existente sobre a relação entre a taxa de câmbio e o saldo da balança comercial será feita. Inicialmente, abordar-se-ão as teorias que tratam da Condição de Marshall-Lerner e da Curva J, as quais serviram de arcabouço teórico para a realização deste trabalho. Em seguida, serão apresentados alguns resultados empíricos de trabalhos já realizados, com vistas a testar a validade dessas teorias.

2.1 Taxa de câmbio e balança comercial

A relação existente entre a taxa de câmbio e o desempenho comercial de uma economia é uma questão bastante explorada na literatura econômica. Há relatos de estudos do século XIV, rudimentares ainda, que abordam o ajuste da taxa de câmbio em resposta aos desequilíbrios no balanço de pagamentos do comércio internacional (MOURA, 2005).

Já no século XVII, a influência da taxa de câmbio sobre a balança comercial doméstica se tornou uma questão mais recorrente nos círculos políticos da Inglaterra e Itália, porquanto essas economias passavam por grandes dificuldades devido à saída de divisas decorrente da maior abertura comercial, conforme relata Suprinyak (2009).

Desde meados do século XX, o desenvolvimento da análise econômica e a evolução da economia mundial, que se torna cada vez mais integrada, modificaram a percepção dos estudiosos econômicos acerca da relação entre taxa de câmbio e balança comercial. Com isso, conforme destaca Moura (2005), a análise desta relação ganhou ainda mais importância, uma vez que orienta políticas públicas que visam o equilíbrio interno e externo de uma economia doméstica.

Teoricamente, no que tange a esta relação, espera-se que uma depreciação (ou apreciação) nominal altere a taxa de câmbio real, resultando em um efeito direto na balança comercial. Assim, tal como aduz Bahmani-Oskooee (2001), uma economia pode provocar uma depreciação ou permitir que esta ocorra a fim de aumentar sua competitividade internacional e melhorar sua balança comercial.

Tendo em vista que o objetivo deste trabalho é examinar os efeitos de alterações no nível da taxa de câmbio sobre os fluxos de comércio do país, o foco mais adequado para este propósito é o que analisa o comportamento do balanço de pagamentos, assumindo a taxa de câmbio como variável exógena. Conforme argumenta Carneiro (2013, p. 17), mesmo que tal enfoque seja mais adequado em análises restritas a um cenário de câmbio fixo, parece

plausível argumentar que, “diante de uma hipotética política de depreciação deliberada da taxa de câmbio, considerar esta como a variável endógena que irá se ajustar para equilibrar o balanço de pagamentos não é um procedimento adequado”. Desta forma, dar-se-á preferência ao enfoque da determinação do balanço de pagamentos, em detrimento da determinação de taxas de câmbio plenamente flexíveis.

2.2 Taxas de câmbio

No que se refere às taxas de câmbio, um ponto importante a ser tratado é a distinção entre taxa de câmbio nominal e real. O câmbio nominal refere-se ao preço de uma moeda em termos de outra, ou seja, quantas unidades de uma determinada moeda são necessárias para realizar a troca por uma unidade de outra. Deste modo, um aumento na taxa de câmbio nominal resulta em uma depreciação doméstica, ao passo que uma redução na taxa implica em apreciação doméstica. (CARNEIRO, 2013).

A definição de taxa real de câmbio é mais complexa. Define-se como taxa de câmbio real a medida do poder de compra de uma moeda comparada a outra. A forma mais comum para a obtenção desta taxa é o ajuste da taxa de câmbio nominal considerando os níveis de preços doméstico e estrangeiro. De forma análoga, ao comparar os dois níveis de preço, expressos em uma mesma moeda e com o auxílio de uma taxa nominal, obtém-se:

$$R = \frac{EP^*}{P} \quad (1)$$

em que R e E são as taxas de câmbio real e nominal e P e P^* são os níveis de preços doméstico e estrangeiro, respectivamente.

Conforme a equação (1), um aumento de R significa uma depreciação real. Tal fato pode ocorrer em consequência, *coeteris paribus*, de uma depreciação nominal (um aumento em E), de um aumento no nível de preços externos (aumento de P^*) ou, ainda, de uma redução no nível de preços domésticos (redução em P) (BLANCHARD, 2011).

Para compreender o significado econômico de uma apreciação ou depreciação real, é de suma importância compreender a taxa real de câmbio como uma medida de preço relativo, pois é o fato desta taxa ser um preço relativo que faz com que o câmbio real afete variáveis reais, tais como os fluxos comerciais.

Conforme a formulação expressa na equação (1) é possível identificar que a taxa real de câmbio mede a relação do poder de compra entre as diferentes moedas, não somente o valor nominal entre as mesmas. Neste sentido, a taxa real de câmbio é comumente apontada

como uma medida de competitividade de uma economia frente a seus concorrentes estrangeiros. Precisamente, “ela mede o preço da cesta de bens utilizada para medir o nível de preços estrangeiro frente à cesta de bens representativa do nível doméstico (supondo implicitamente homogeneidade dos bens e serviços que a compõe)”. (CARNEIRO, 2013, p. 19).

De forma simples, a taxa real de câmbio expressa o quão mais barato ou caro é um produto doméstico frente ao seu concorrente estrangeiro. Portanto, uma depreciação real – redução dos preços relativos domésticos em comparação com os estrangeiros – representa um aumento da competitividade doméstica, resultando em preços mais vantajosos. Do mesmo modo, uma apreciação real representa uma perda de competitividade doméstica, indicando um aumento dos preços relativos domésticos em termos de bens estrangeiros (BLANCHARD, 2011).

Conforme Dornbusch, Fischer e Startz (2013), esta definição de taxa real de câmbio, conhecida como Taxa de Câmbio Real de Paridade do Poder de Compra (PPC), argumenta que os movimentos da taxa de câmbio refletem, principalmente, as diferenças nas taxas de inflação entre as economias. Implicitamente, ela assume que todos os bens são comercializáveis¹, ou que o preço dos bens comercializáveis e não comercializáveis se movem conjuntamente.

O equivalente teórico da taxa de câmbio real de PPC, em um modelo que não assuma as hipóteses acima citadas – considera a transação de bens não comercializáveis –, é o Preço Relativo Externo dos Bens não comercializáveis. Neste caso, conforme indica Blanchard (2011), a taxa real de câmbio é obtida multiplicando-se o nível de preço estrangeiro (P_t^*) pela taxa nominal de câmbio (E) e, então, dividindo pelo nível de preço doméstico (P_t):

$$R = \frac{EP_t^*}{P_t} \quad (2)$$

Neste caso, ao assumir que a PPC (também conhecida como Lei do Preço Único) é válida, estabelece-se que o preço de duas mercadorias iguais em economias diferentes é o mesmo e o valor de R será sempre igual a uma unidade (DORNBUSCH, FISCHER e STARTZ, 2013)

Além desta interpretação (chamada externa) que considera a taxa real de câmbio como preço relativo, há outra (interna) que destaca o preço relativo doméstico dos bens

¹ A existência de bens de consumo não comercializáveis nas cestas relevantes para o cálculo dos níveis de preço tornaria inviável a comparação do mesmo entre os países.

comercializáveis, em que o preço mundial dos bens comercializáveis, *vis-à-vis* os não comercializáveis domésticos, dado por:

$$R = \frac{EP_t^*}{P_{nt}} = \frac{P_t}{P_{nt}} \quad (3)$$

Em um cenário com uma economia pequena e aberta, onde o país é incapaz de afetar significativamente o preço internacional dos bens estrangeiros, esta interpretação da taxa real de câmbio sinaliza a medida dos incentivos à produção e ao consumo de bens dos dois setores. Portanto, uma depreciação real indica que os agentes devem aumentar a produção ao mesmo tempo em que reduzem o consumo deste bem (CARNEIRO, 2013).

As interpretações anteriormente demonstradas são de suma importância, a depender do modelo adotado, para a análise do efeito dos preços relativos sobre a oferta e demanda de bens e, conseqüentemente, sobre os fluxos de comércio exterior.

Considere a formulação tradicional da taxa de câmbio real apresentada na equação (1). Supondo que os índices de preço são uma média geométrica de bens comercializáveis e não comercializáveis, com pesos α e α^* , tem-se que:

$$P = P_{NT}^\alpha \cdot P_T^{(1-\alpha)} \quad (4)$$

$$P^* = P_{NT}^{\alpha^*} \cdot P_T^{(1-\alpha^*)} \quad (5)$$

Substituindo as expressões para P e P* em (1), tem-se:

$$R = \frac{EP_{NT}^{\alpha^*} P_T^{(1-\alpha^*)}}{P_{NT}^\alpha P_T^{(1-\alpha)}} \quad (6)$$

Rearranjando:

$$R = \frac{EP_T^*}{P_t} \cdot \frac{\left(\frac{P_T}{P_{NT}}\right)^\alpha}{\left(\frac{P_T^*}{P_{NT}^*}\right)^{(1-\alpha)}} \quad (7)$$

Desta forma, conforme indica Blanchard (2011), é possível observar que a taxa de câmbio real é obtida pela interação entre o preço relativo externo de bens comercializáveis e o preço relativo doméstico (nacional e estrangeiro) entre comercializáveis e não comercializáveis.

Por fim, faz-se necessário conceituar a taxa efetiva de câmbio, fundamental para a estimação adequada da taxa de câmbio real no que se refere a estimações econométricas. Dado que a taxa de câmbio real compara o nível de preços doméstico com o externo, é importante definir, de forma precisa, a mensuração dos preços externos.

Uma solução é utilizar a taxa de câmbio efetiva, a qual pondera as taxas de câmbio bilaterais e os níveis de preços dos n parceiros comerciais mais importantes da economia – em

geral adotando como peso a participação de cada parceiro no comércio da economia em questão (BLANCHARD, 2011).

Formalmente, as taxas de câmbio nominal e real efetivas são respectivamente:

$$NEER = E_1^{w_1} \cdot E_2^{w_2} \cdot \dots \cdot E_n^{w_n} \quad (8)$$

Por sua vez, a taxa de câmbio real efetiva (REER) é dada por:

$$REER = \frac{[(E_1 P_1)^{w_1} \cdot (E_2 P_2)^{w_2} \cdot \dots \cdot (E_n P_n)^{w_n}]}{P} \quad (9)$$

em que E_i é a taxa nominal de câmbio entre a economia em análise e o parceiro i , P_i é a medida do nível de preços vigente no parceiro i , P é o nível de preços doméstico e w_i é a participação do parceiro i no comércio da economia.

Estabelecidos os conceitos de taxa de câmbio nominal e real e discutido o papel da segunda como um preço relativo que afeta as decisões de oferta e demanda de uma economia, faz-se possível analisar algumas das principais abordagens teóricas que modelam o comportamento da taxa de câmbio e sua interação com o balanço de pagamentos e os fluxos comerciais de uma economia.

2.3 Política cambial

Como já apresentado, a taxa de câmbio é uma variável muito relevante para uma economia aberta, porquanto afeta diretamente investimentos e decisões econômicas. A área de estudo que trata das taxas de câmbio ganhou destaque principalmente com o sistema Bretton Woods, pós-1944, quando o regime de taxa de câmbio flutuante foi adotado e, conseqüentemente, as taxas de câmbio se tornaram altamente voláteis.

Conforme Moura (2005), a formulação do sistema indagava a respeito de se utilizar uma depreciação cambial com o intuito de corrigir problemas, sobretudo déficits no balanço de pagamentos e, particularmente, na balança comercial. A relação entre taxa de câmbio e balança comercial é, desde então, um dos campos mais estudados pelos macroeconomistas – política cambial.

A circunstância sob a qual uma depreciação cambial pode resultar em melhoras na balança comercial é conhecida como Condição de Marshall-Lerner. Em um modelo de dois países², onde o país estrangeiro é considerado o resto do mundo, a balança comercial é dada por:

² Moura (2005) destaca que o fenômeno da Curva-J pode ocorrer em um modelo de dois países mesmo que a condição de Marshall-Lerner seja válida, uma vez que o aumento do saldo da balança comercial postulado por

$$BC = PX(Y^*, R) - EP^*Q(Y, R) \quad (10)$$

em que P é o nível de preços da economia local; $X(.)$ é a demanda por exportações; $Q(.)$ é a demanda por importações; Y^* é a renda do resto do mundo; R é a taxa de câmbio real $R=EP^*/P$; E é a taxa de câmbio nominal; P^* é o nível de preços do resto do mundo e, por fim, Y é a renda local.

Conforme Scalco, Carvalho e Campos (2012), a considerar essa formulação teórica, os efeitos de uma depreciação real sobre a balança comercial são incertos, uma vez que esta pode ocasionar três processos distintos:

(i) **Aumento das exportações:** a depreciação cambial torna os bens domésticos mais baratos para a demanda estrangeira. Com o nível de preços constante, a receita em moeda local das exportações também aumenta, o que resulta em uma melhora do saldo da balança comercial;

(ii) **Redução do volume importado:** a depreciação cambial causa o aumento do preço doméstico das importações, diminuindo o saldo da balança comercial. Com tudo mais constante, esse resultado também melhora o saldo da balança comercial, e;

(iii) **Deterioração da balança comercial:** a depreciação faz com que o país local tenha que pagar mais caro por cada unidade importada remanescente, o que causa a piora da balança comercial.

Os processos (i) e (ii), anteriormente citados, são conhecidos como efeitos volume, ao passo que o processo (iii) é chamado de efeito preço. Combinados os três efeitos, a depreciação cambial não melhora a balança comercial em todas as situações. A implicação final desta depreciação dependerá de qual processo predominará, sendo que a melhora da balança comercial ocorrerá quando (i) e (ii) prevalecerem a (iii). Portanto, segundo Scalco, Carvalho e Campos (2012), deve-se destacar que os efeitos das variações cambiais sobre o balanço de pagamentos de um determinado país está ligado à composição da sua pauta de exportações/importações.

Dado o exposto, exsurge a questão sobre a efetividade da política cambial e o comportamento dos diferentes componentes do Balanço de Pagamentos, sobretudo da balança comercial. Os argumentos apresentados por Backus, Kehoe e Kydland (1994) evidenciam distintos comportamentos da Balança Comercial frente a alterações de política cambial, destarte mostram que os segmentos respondem de maneira diferente a modificações no câmbio.

esta só irá se manifestar em um novo equilíbrio no longo prazo, visto que ela é derivada de uma análise de estática comparativa.

Tal como salienta Blanchard (2011), para que a balança comercial melhore após uma depreciação, as exportações devem aumentar o suficiente e as importações devem diminuir o suficiente para compensar o aumento do preço das importações ou, de forma equivalente, é necessário que a derivada de (10) em relação a E seja positiva. Algebricamente:

$$P \frac{\delta X}{\delta E} - EP * \frac{\delta Q}{\delta E} - p * Q > 0 \quad (11)$$

A equação (11) representa a Condição de Marshall-Lerner. Segundo esta, uma depreciação cambial levará a uma melhora do saldo da balança comercial, se e somente se, o volume das demandas por exportações e importações for elástico com relação à taxa de câmbio nominal. Ou seja, a soma das duas elasticidades deve ser, em termos absolutos, maior que uma unidade. Deste modo, é esperado que as depreciações nominais no câmbio causem a melhora no saldo da balança comercial derivado do aumento das exportações e, assim, a competitividade das economias no mercado mundial é ampliada. Porém, conforme salienta Moura (2005), nada impede que ao longo do processo de ajustamento a balança comercial deteriore graças ao efeito volume ou preço, por exemplo.

Backus, Kehoe e Kydland (1994) defendem que a condição de Marshall-Lerner é a ligação mais comum entre a teoria de comércio e a macroeconomia aberta. Na teoria de comércio, esta condição de elasticidades sobre as funções de demanda e oferta de importações e exportações orienta muitos exercícios de estática comparativa e serve como condição de estabilidade para o modelo. Na macroeconomia aberta, a mesma estabelece uma associação positiva entre a balança comercial e os termos de troca ou a taxa de câmbio real.

2.3.1 Abordagem das elasticidades

Desde os estudos pioneiros de Bickerdike (1920), Marshall (1923) e Lerner (1944), que investigam a relação entre taxas de câmbio e balança comercial, a abordagem das elasticidades tem sido largamente utilizada no sentido de mensurar a magnitude dos referidos impactos de variações cambiais. Considerando o ambiente econômico pós II Guerra Mundial, onde predominavam as taxas de câmbio fixas e os volumes de fluxos internacionais de capitais eram pequenos frente ao valor do comércio internacional, a maioria dos modelos de taxa de câmbio e balanço de pagamentos tratavam como única variável endógena a conta corrente – em particular, a balança comercial. A taxa de câmbio, por sua vez, era tida como exógena, uma vez que esta era um parâmetro ajustado pelo governo (fixo). Nesta situação, as expectativas ainda não exerciam papel na modelagem econômica (CARNEIRO (2013).

Entre as contribuições mais importantes para o desenvolvimento da abordagem das elasticidades está o trabalho de Bickerdike (1920), sendo este posteriormente desenvolvido por Robinson (1947) e Metzler (1948) – de onde se originou o modelo Bickerdike- Robinson-Metzler (BRM).

A principal questão colocada para fins analíticos estuda o efeito de uma depreciação na taxa de câmbio sobre a balança comercial em termos de mercados separados para bens (comercializáveis) nacionais e estrangeiros, abstraindo a existência de bens não comercializáveis. Nos dois mercados, a oferta de exportações e a demanda por importações dependem somente dos preços nominais, expressos em unidades monetárias do país exportador ou importador.

A equação para a demanda doméstica por importações é dada por:

$$M^{d*} = M^d(P_m) \quad (12)$$

Note que $P_m = EP_m^*$, em que E é a taxa de câmbio nominal, expressa em unidades de moeda local por uma unidade de moeda estrangeira e P^* é o nível de preços das importações domésticas no estrangeiro.

De forma equivalente, a equação para a demanda estrangeira por exportações domésticas é dada por:

$$M^d = M^d(P_x^*) \quad (13)$$

onde M^d é quantidade de importações estrangeiras e P_x^* é o nível de preços das exportações domésticas em moeda estrangeira. Tal como definido acima, tem-se que $P_x^* = \frac{P_x}{E}$; em que P_x é o nível de preço das exportações domésticas em moeda local.

Assume-se que a Paridade do Poder de Compra (PPC) é válida e, desta forma, tal como indica Dornbusch, Fischer e Startz (2013), os preços de cada bem em moedas diferentes podem ser relacionados pela taxa de câmbio nominal.

Analogamente, as funções de oferta de exportações também podem ser definidas de forma a depender somente dos preços nominais:

$$X^s = X^s(P_x) \quad (14)$$

$$X^{s*} = X^{s*}(P_m^*) \quad (15)$$

em que X^s e X^{s*} são as quantidades ofertadas de exportações pelo país local e pelo país estrangeiro, respectivamente.

Logo, as condições de equilíbrio para os mercados de importáveis e exportáveis são:

$$M^d = X^s \quad (16)$$

$$M^{d*} = X^{s*} \quad (17)$$

Dadas as equações (12), (13), (14) e (15), a balança comercial nacional (em moeda doméstica) é definida como:

$$B = P_x X^s - P_m M^d \quad (18)$$

Conforme Moura (2005), dois pontos importantes sobre a taxa de câmbio devem ser destacados neste modelo. Primeiramente, como não há bens não transacionáveis, a taxa de câmbio real é medida em termos de troca. Além disso, qualquer depreciação nominal se torna depreciação real. A explicação para o fato é a hipótese implícita de que os níveis de preços nacionais e estrangeiros são exógenos. Kenen (1985) destaca que tal fato torna este modelo keynesiano, uma vez que o mercado de bens não é equilibrado por alterações no preço, mas sim por mudanças no produto.

Conforme apresentado, a abordagem das elasticidades foi inicialmente desenvolvida para estudar os efeitos de uma depreciação cambial sobre a balança comercial. Para tanto, conforme fundamentado em Isard (1995), as equações contidas neste modelo podem ser ilustradas fazendo uso da estática comparativa. Considere que há dois mercados separados para a demanda doméstica por importações e oferta de exportações. Supondo que existe o equilíbrio, $B=0$, a Figura 1 apresenta graficamente o efeito de uma depreciação cambial nos dois mercados, separadamente:

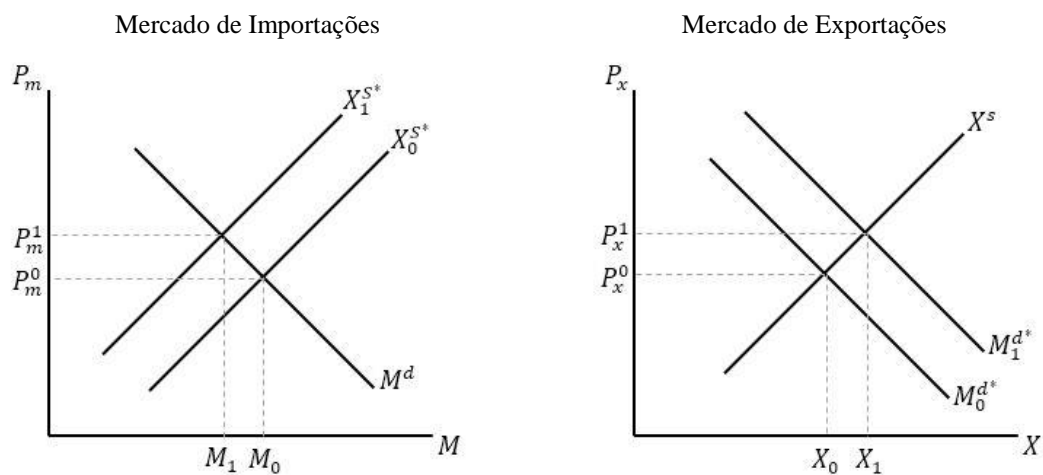


Figura 1 – Abordagem das elasticidades.

Fonte: Isard (1995)

Em equilíbrio, as importações são M_0 , as exportações domésticas são X_0 e seus preços P_m^0 e P_x^0 , respectivamente. No caso de uma depreciação da taxa de câmbio, a demanda interna por importações e a oferta doméstica de exportações não se alteram, visto que estas dependem apenas dos preços locais (representados nos eixos verticais), conforme as equações (12) e (14). O que ocorre é apenas um movimento ao longo das curvas M^d e X^s , indicando

uma redução das importações e um aumento da oferta de exportações. Já as curvas de oferta e demanda estrangeiras se deslocam para cima. Com isso os preços em moeda estrangeira não são alterados, mas os preços em moeda doméstica sobem a mesma proporção do aumento da taxa de câmbio, conforme as equações dos níveis de preço (ISARD, 1995).

O novo equilíbrio, obtido quando os dois mercados igualam oferta e demanda, caracteriza-se por preços mais altos, P_m^1 e P_x^1 . Ou seja, a depreciação cambial aumenta os preços de equilíbrio em moeda local em ambos os mercados, reduzindo o volume de importações do país local M_1 e aumentando o volume de exportações domésticas X_1 .

Conforme indica Moura (2005), o que acontece nesta situação é uma substituição no consumo de bens domésticos e estrangeiros, induzida pela alteração na taxa de câmbio. Assim, o efeito da depreciação sobre a balança comercial é ambíguo. O valor das exportações domésticas $P_x X^s$ certamente aumenta, porém o valor das importações $P_m M^d$ pode aumentar ou reduzir, dependendo da elasticidade-preço da demanda interna por importações.

Uma condição suficiente para que uma depreciação cambial melhore a balança comercial é conhecida como “Condição BRM”. Sendo o valor absoluto das elasticidades de demanda por importações e exportações como η e η^* e de oferta de exportações e importações como \mathcal{E} e \mathcal{E}^* , respectivamente, tem-se:

$$\eta = \frac{\delta M^d / M^d}{\partial X^s / X^s} \quad (19)$$

$$\eta^* = \frac{\delta M^{d^*} / M^{d^*}}{\partial P_x^* / P_x^*} \quad (20)$$

$$\mathcal{E} = \frac{\delta X^s / X^s}{\partial P_x / P_x} \quad (21)$$

$$\mathcal{E}^* = \frac{\delta X^{s^*} / X^{s^*}}{\partial P_m^* / P_m^*} \quad (22)$$

Duas hipóteses estão implícitas na derivação das elasticidades demanda, η e η^* . A primeira refere-se ao fato de as rendas nominais do país local e do estrangeiro serem mantidas constantes. A segunda é o fato do nível geral de preços do país local também ser constante. Dornbusch (1973) conclui, para a primeira hipótese, que as elasticidades são, então, elasticidades compensadas. Além destas, Kemp (1970) ressaltou que há outra hipótese subentendida neste modelo, visto que o mesmo assume implicitamente que as elasticidades-preço cruzadas (entre importação e exportação) são zero.

Derivando a equação (18) e utilizando as definições de elasticidades apresentadas anteriormente, obtém-se a seguinte condição:

$$\frac{\delta B}{\delta E} = P_x X^s \left[\frac{(1+\varepsilon)\eta^*}{\varepsilon+\eta^*} \right] - P_m M^d \left[\frac{(1-\eta)\varepsilon^*}{\varepsilon^*+\eta} \right] \quad (23)$$

Logo, é possível mostrar que, partindo de uma situação de balança comercial equilibrada ($B = 0$), então $\frac{\partial B}{\partial E} > 0$, se e somente se:

$$\frac{\eta\eta^*(1+\varepsilon+\varepsilon^*)-\varepsilon\varepsilon^*(1-\eta-\eta^*)}{(\varepsilon+\eta^*)(\varepsilon^*+\eta)} > 0 \quad (24)$$

A condição acima, conhecida como Condição Bickerdike-Robinson-Metzler, garante que, caso as elasticidades de demanda e oferta internas e estrangeiras satisfaçam à equação (24), o saldo da balança comercial responderá de forma positiva a uma depreciação cambial. Segundo Carneiro (2013, p.25), é importante notar que o fato de as elasticidades apresentarem os sinais usuais, com curvas de oferta ascendentes e curvas de demanda descendentes, não é suficiente. Caso as magnitudes das elasticidades não respeitem a condição BRM, a depreciação não será capaz de melhorar o saldo comercial.

Quando $\eta^* = \varepsilon^* = \infty$, a demanda por importações e a oferta interna de exportações são perfeitamente elásticas. Neste caso, o país em questão não afeta os preços internacionais e, por isso, torna-se tomador de preço tanto no mercado de exportação quanto no mercado de importação. Zini (1995) destaca que esse é o caso de países pequenos. Conforme o aludido autor, nesta situação, uma depreciação local não afeta os preços internacionais em moeda externa dos bens exportados e importados. Ou seja, apenas mudanças no volume afetam a balança comercial em moeda externa. Com a depreciação cambial, os exportadores recebem mais unidades de moeda local por suas exportações. É de se esperar, então, que a resposta dos agentes seja aumentar a quantidade ofertada a um dado preço em moeda externa. Por outro lado, os importadores se defrontam com preços mais altos para suas importações em moeda local, o que resulta na diminuição do volume importado. Portanto, o aumento do volume exportado e a redução do volume importado a preços de moeda externa fixos, causa a melhora do saldo balança comercial. Assim, em casos de países pequenos, uma depreciação cambial deve resultar na melhora da balança comercial em moeda externa.

Porém, se a balança comercial é medida em moeda local, o cenário pode ser outro. A razão para isto, segundo Moura (2005, p.16), “é que o aumento no valor das exportações domésticas pode ser menor que a redução no valor das importações domésticas, ou seja, o

efeito final sobre a balança comercial depende das elasticidades-preço domésticas”. Em moeda local, a depreciação doméstica deve melhorar a balança comercial apenas se $\varepsilon > |\eta|$.³

Outro caso particular da condição BRM bastante invocado é o que supõe que a oferta de exportações (tanto internas quanto externas) seja perfeitamente inelástica, $\varepsilon = \varepsilon^* = \infty$. Neste caso, a Equação (24) se reduz a:

$$\eta + \eta^* - 1 > 0 \quad (25)$$

Esta versão simplificada da Condição BRM é a chamada de Condição de Marshall-Lerner e estabelece que para que uma depreciação cambial melhore o saldo da balança comercial é necessário e suficiente que a soma das elasticidades de demanda (interna e externa) seja maior que uma unidade. De acordo com Carneiro (2013), fica evidente nesta formulação que não é suficiente que as elasticidades apresentem os sinais corretos. Se a magnitude das mesmas for suficientemente baixa, o efeito desejado de melhora no saldo comercial pode não surtir com a depreciação.

A abordagem das elasticidades, porém, possui muitas limitações⁴. Em primeiro lugar, as funções de demanda por importações e oferta de exportações dependem apenas dos valores dos preços nominais dos bens, e não dos preços relativos dos bens e de outras variáveis importantes, tais como renda real ou capacidade produtiva. Em segundo lugar, as mudanças na balança comercial correspondem a alterações idênticas nas contas nacionais, especificamente na diferença entre produção e absorção interna. Entretanto, nenhuma destas variáveis está explicitamente incluída no modelo. Em terceiro lugar, a noção de desequilíbrio comercial ou déficit implica a existência de algum tipo de ativo com o qual os bens são pagos, e que não é incorporado de forma explícita na análise. Tal como destaca Carneiro (2013), os três problemas têm sua origem no fato de o modelo BRM tentar analisar os efeitos das alterações na taxa de câmbio sobre o balanço de pagamentos, por meio de um arcabouço de equilíbrio parcial.

Dornbusch (1973), por sua vez, demonstra que a falta de propriedades do equilíbrio geral do modelo BRM pode ser encarado apenas como aparente, decorrente da não explicação de uma série de hipóteses bastante restritivas. Estas podem ser resumidas como segue: i) a existência de bens não comercializáveis, cujo preço nominal é mantido constante em cada país por meio de política fiscal; ii) a propensão marginal a gastar no bem não comercializável igual à unidade; e iii) a ausência de bens efeitos-substituição entre os bens comercializáveis.

³ Por hipótese, não existem barreiras comerciais qualitativas nem quantitativas.

⁴ Ver Krueger (1983) e Isard (1995).

2.3.2 Curva-J e a hipótese de histerese

Após o colapso do sistema de Bretton Woods e as mudanças ocorridas nas taxas de câmbio (particularmente, a depreciação sofrida pelo dólar americano), o interesse no perfil temporal que as variações cambiais causam nos preços e quantidades dos bens transacionáveis aumentou (MOURA, 2005). Nessa época, o uso do conceito de Curva J passou a ser comum entre os estudiosos da área econômica. Este assunto, de caráter empírico, explora que o efeito de uma depreciação cambial pode ser diferente ao longo do tempo. No curto prazo, há uma piora na balança comercial, seguida de uma reversão nesta tendência.

Scalco, Carvalho e Campos (2012) ressaltam que a ideia neste conceito é que o processo de ajuste nas quantidades demandadas e ofertadas frente às mudanças nos preços relativos é lento. Assim, no curto prazo, o preço em moeda local das importações aumenta mais rapidamente que o preço das exportações, indicando importações mais caras e exportações mais baratas e fazendo com que o saldo da balança comercial piore. Após certo período, os consumidores domésticos compram menos produtos importados, visto que estes estão mais caros, ao passo que o volume das exportações aumenta por causa dos preços mais baixos para compradores estrangeiros, o que resulta em uma melhora da balança comercial.

A explicação pioneira para tal comportamento é de Magee (1973). Em uma estrutura que utiliza a abordagem das elasticidades, abstraindo o efeito renda e adotando a hipótese de que tanto a demanda quanto a oferta de importações e exportações dependem somente dos preços relativos, o autor identificou três momentos distintos que sucedem uma depreciação cambial. Estes períodos são definidos de acordo com os diferentes fatores que afetam a balança comercial, a saber, o período de contrato de moedas, o período de *pass-through* e o período de ajuste nas quantidades.

O período de contrato de moedas ocorre logo após a depreciação cambial e é caracterizado por um cenário no qual os contratos fechados antes da mudança no câmbio ainda estão em vigência. Neste período, tanto os preços quanto as quantidades estão fixadas, de modo que uma depreciação pode aumentar ou diminuir o saldo da balança comercial. O resultado, conforme o aludido autor, depende da proporção dos contratos estipulados em moeda local e estrangeira. Visto que em sua grande maioria os contratos de importação e exportação são fixados em moeda estrangeira, a depreciação causa (ou aumenta) o déficit da balança comercial neste período (MOURA, 2005).

O período de *pass-through* é o período após a depreciação no qual os preços começam a variar devido à mudança cambial, porém os volumes permanecem fixos, isso

devido a inúmeras restrições que atingem tanto a demanda por importações quanto a oferta de exportações. Assim, o preço das importações aumenta devido à depreciação cambial, mas a quantidade importada permanece constante, aumentando o valor das importações totais. Por outro lado, o preço das exportações reduz à mesma proporção da depreciação (assumindo que os exportadores ajustam o preço em moeda estrangeira de acordo com a depreciação), mas a demanda não se altera, resultando em uma menor receita em moeda estrangeira e em uma receita em moeda local constante. Desta forma, a balança comercial medida em moeda local se deteriora, seguindo um padrão semelhante a uma letra J.

Por sua vez, o período de ajuste nas quantidades é definido como o período em que tanto preços quanto quantidades se ajustam livremente e, sendo a condição de Marshall-Lerner válida, a balança comercial certamente apresenta uma melhora. Entretanto, tal como Moura (2005) ressalta, isto é verdade somente para uma análise em estática comparativa. De acordo com o referido autor, esta análise feita em um cenário dinâmico “mostra que na transição do equilíbrio antigo para o novo, uma menor velocidade de ajustamento para volume em relação aos preços é suficiente para causar o efeito curva J na balança comercial”. (MOURA, 2005, p. 22).

Porém, estas explicações tradicionais para a Curva J são bastante criticadas por autores como Gerlach (1989) e Mansoorian (1998). O argumento usado é de que a maior velocidade no ajustamento dos preços em relações às quantidades não é o único motivo para que se tenha a deterioração na balança comercial após uma depreciação cambial.

O argumento mais comumente aceito está centrado no fato de que grande parte do comércio exterior é realizada via contratos de duração relativamente longa, de modo que quando a depreciação ocorre as transações já contratadas e os bens em trânsito dominam o comportamento da balança comercial no curto prazo⁵. Deste modo, a balança comercial pode se deteriorar em um primeiro momento, visto que a receita gerada pelas exportações (denominadas em moeda doméstica) se mantém inalterada, ao passo que as importações se tornam mais caras após a depreciação. Assim, o impacto inicial da depreciação pode ser o aumento dos gastos com importações não acompanhado do aumento da receita com exportações, gerando ou agravando o déficit. Apenas após ajustes (novos contratos, aumento das exportações, substituição de importações, entre outros), a melhora no saldo comercial preconizada pela teoria pode ocorrer.

⁵ Uma abordagem aprofundada sobre o assunto é encontrada em Magee (1973) e Krueger (1983).

Defendida por autores como Baldwin e Krugman (1989), Dixit (1994) e Kannebley Junior, Prince e Scarpelli (2011), a teoria da histerese é outra explicação conhecida para os efeitos de curto prazo na balança comercial. Introduzido pelo físico James Alfred Ewing (em 1895), o termo histerese é utilizado em diversas áreas do conhecimento para indicar a ocorrência de efeitos permanentes, causados por estímulos exógenos temporários.

No que se refere ao comércio internacional, a histerese acontece quando variações temporárias na taxa de câmbio provocam efeitos permanentes sobre os preços e quantidades dos produtos importados e exportados. Como consequência, a estrutura de comércio da economia em questão também é alterada (DORNBUSCH, FISCHER e STARTZ, 2013). Neste caso, a ideia de histerese está relacionada à decisão de participar do mercado externo como uma decisão de investimento. De forma análoga, a decisão de deixar o mercado é comparada a uma reversão de investimento.

Conforme Kannebley Junior, Prince e Scarpelli (2011, p. 399), a hipótese essencial da teoria “é fundamentada no argumento microeconômico de que a firma não exportadora – ao decidir participar do mercado – e a firma exportadora – ao decidir sair do mercado – enfrentarão custos integralmente, ou parcialmente, irre recuperáveis”.

Segundo a mesma, como as operações de importação e exportações geram custos irre recuperáveis, os agentes econômicos valorizam a oportunidade de esperar e ver se a variação cambial é passageira. De fato, apenas quando a expectativa de acréscimo de rendimentos superar os custos irre recuperáveis, há o incentivo para que novos negócios sejam iniciados. Similarmente, a firma não sairá do mercado enquanto sua permanência não gerar expectativa de rendimentos menores que os custos irre recuperáveis, relacionados à sua saída (KANNEBLEY JUNIOR, PRINCE e SCARPELLI, 2011). Nesta situação, conforme salienta Teles (2005), as defasagens de ajustamento são definidas em termos de um cenário econômico representado pela distância entre a taxa de câmbio vigente e a que faz os agentes reagirem, e não com relação ao tempo.

Backus, Kehoe e Kydland (1994), por outro lado, e sem recorrer a argumentos de rigidez de preços, utilizam um modelo de ciclos reais de negócios com duas economias, a fim de explicar que as variações nos termos de troca destas duas economias são causadas por choques assimétricos de produtividade. Neste modelo, um choque positivo de produtividade gera, num primeiro momento, um aumento da importação de bens de investimento (impedindo uma depreciação imediata do câmbio e o aumento das exportações), causando um déficit na balança comercial. Mas, em um segundo instante, o estoque de capital se torna condizente com o novo nível de produtividade, o “boom” de importações é dissipado e a

situação se reverte, apresentando uma balança comercial superavitária. O padrão da função impulso resposta para a economia teórica mostra um efeito negativo para a correlação entre os termos de troca e a balança comercial, que tende a aumentar com o tempo, gerando uma correlação cruzada similar a um S deitado (Curva S), configurando um comportamento bastante semelhante ao da curva J.

A evidência empírica disponível sobre a sensibilidade da balança comercial a variações cambiais – condição de Marshall-Lerner e evidências da curva J - é tão extensa quanto contraditória. O Quadro 1, a seguir, permite ter uma visão resumida dos principais trabalhos empíricos realizados sobre o tema. A apresentação do Quadro 1 nesta dissertação busca, por meio de uma revisão de estudos empíricos, mostrar as principais ferramentas metodológicas empregadas na estimação da relação entre balança comercial e câmbio, assim como destacar as variáveis utilizadas para tal, tanto em estudos para a realidade brasileira quanto para outros países/regiões.

Autor(es)	Escopo/período	Modelo/Método	Variáveis	Resultado
(1985) BAHMANI- OSKOOEE	Grécia, Índia, Coréia e Tailândia 1973 a 1980	Modelo de defasagens distribuídas de Almon $TB_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_t + \alpha_2 YW_t + \alpha_3 M_t + \alpha_4 MW_t + \sum_{i=0}^n \beta_1 (E/P)_{t-1} + \mu_t$	TB_t = Exportações líquidas; Y_t = Produto Nacional Bruto (1975=100); YW_t = Renda real do resto do mundo (mensurada como $\sum \alpha_{ji} = 1$), onde α_{ji} é o peso do mercado exportador i no mercado do exportador j); MW = nível de dinheiro “high-power” (1975=100); E = Índice de taxa de câmbio efetiva ponderada pelas exportações (1975=100); P = Nível de preços no atacado (1975=100).	Todos os países estudados demonstraram resultados consistentes com o fenômeno da Curva-J, com exceção da Tailândia. A única diferença está na duração da deterioração e, em seguida, da melhoria da balança comercial. Por exemplo, enquanto a balança comercial da Grécia leva 2 trimestres para deteriorar-se após a depreciação, a da Coréia leva 3 e da Índia 4 trimestres. Além disso, há que se destacar que o efeito da depreciação no longo prazo é o mesmo que no curto prazo, ou seja, a balança comercial da Grécia, Índia e Coréia não se deteriora apenas no curto mas também no longo prazo. O oposto foi verdadeiro para a Tailândia.
(1994) BACKUS, KEHOE e KYDLAND	Alemanha, Austrália, Áustria, Canadá, Finlândia, França, Itália, Japão, Suíça, Reino Unido e Estados Unidos I.1950 a II.1990, dependendo do país em questão.	Defasagens cointegradas	<i>Produto Real</i> : Produto a preços de ano-base, PIB ou PNB, dependendo do país em questão; <i>Exportações líquidas a preços correntes</i> : exportações menos importações a preços correntes; <i>Termos de troca</i> : a razão entre o preços implícitos das importações e das exportações, ambos deflacionados pela razão entre os preços correntes das importações e exportações ao ano base de preços das mesmas.	Os resultados encontrados demonstram que a balança comercial dos países é contra-cíclica e, na maioria das vezes, negativamente correlacionada com os movimentos presentes e futuros dos termos de troca. Apesar disso, é positivamente correlacionada com movimentos passados nos termos de troca, o que gera a conhecida ‘Curva-S’.

Quadro 1 - Inventário dos principais estudos empíricos acerca da existência da CML e do fenômeno de Curva-J.

Fonte: Elaboração própria.

Autor(es)	Escopo/período	Modelo/Método	Variáveis	Resultado
(2005) BAHMANI-OSKOOEE, GOSWAMI e TALUKDAR	Austrália I.1973 a III.2001	Abordagem de cointegração multivariada de Johansen (VEC) $\Delta \text{Log}TB_t = \alpha + \sum_{k=1}^n \omega_k \Delta \text{Log}TB_{t-k} + \sum_{k=0}^n \beta_k \Delta \text{Log}Y_{a,t-k} + \sum_{k=0}^n \gamma_k \Delta \text{Log}Y_{i,t-k} + \sum_{k=0}^n \lambda_k \Delta \text{Log}REX_{t-k} + \delta_1 \text{Log}TB_{t-1} + \delta_2 \text{Log}Y_{a,t-1} + \delta_3 \text{Log}Y_{i,t-1} + \delta_4 \text{Log}REX_{t-1} + \mu_t$	<i>TB</i> : Balança comercial da Austrália com seu parceiro comercial (definida como a razão entre as importações nominais de seu parceiro comercial sobre suas exportações nominais para o mesmo parceiro comercial); <i>Y</i> : Índice de produção industrial (<i>proxy</i> para renda real doméstica); <i>REX</i> : Taxa de câmbio real bilateral entre Austrália e seu parceiro comercial.	Os resultados encontrados não oferecem suporte significativo para a existência da Curva-J, uma vez que o fenômeno foi validado em apenas 3 dos 23 parceiros comerciais analisados.
(2005) MOURA e SILVA	Brasil 01/1990 a 12/2003	Abordagem de cointegração multivariada de Johansen (VECM) $TD = \alpha_0 + \beta_1 RER + \beta_2 RGDP + \beta_3 WI + u_t$	<i>TD</i> : Balança comercial (X/M); <i>RER</i> : Taxa real de câmbio; <i>RGDP</i> : Produto Interno Bruto (deflacionado pelo Índice nacional de preços ao Consumidor); <i>WI</i> : Importações mundiais (<i>proxy</i> para a renda mundial, deflacionadas pelo índice de preços das importações mundiais).	Evidências para a condição de Marshall-Lerner foram encontradas, porém nenhuma evidência de Curva-J foi encontrada no curto-prazo.

Quadro 1 - Inventário dos principais estudos empíricos acerca da existência da CML e do fenômeno de Curva-J. (continuação)

Fonte: Elaboração própria.

Autor(es)	Escopo/período	Modelo/Método	Variáveis	Resultado
(2006) YAZICI	Turquia (I.1986 a III.1998)	Modelo de defasagens distribuídas de Almon $TB_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_t + \alpha_2 YW_t + \alpha_3 M_t + \alpha_4 MW_t + \sum_{i=0}^n \beta_1 \left(\frac{E}{P}\right)_{t-1} + \mu_t$	TB_t = Balança comercial agrícola turca, definida como a razão entre exportações e importações reais; Y_t = Renda real doméstica (Produto Interno Bruto turco); YW_t = Renda real do resto do mundo (mensurada como a média dos PIB's reais indexados dos parceiros, sendo utilizado como o peso a quota de cada país no comércio total com a Turquia); MW = nível de dinheiro "high-power"; E = Taxa nominal de câmbio (definida como a razão entre a moeda turca e o dólar); P = Nível de preços domésticos.	Os resultados encontrados demonstraram que a balança comercial inicialmente melhora com a depreciação cambial. Em seguida piora e, então, volta a melhorar. Ou seja, o padrão percebido implica que a o fenômeno da Curva-J não é verificado para a setor agrícola turco. Um achado importante do trabalho é que a depreciação piora a balança comercial do setor no longo prazo.
(2007) BAHMANI-OSKOOEE e RATHA	Suécia I.1980 a IV.2005	Abordagem de cointegração multivariada de Johansen (VEC) $\Delta \text{Log} TB_{i,t} = \alpha + \sum_{k=1}^n \omega_k \Delta \text{Log} TB_{i,t-k} + \sum_{k=0}^n \beta_k \Delta \text{Log} Y_{S,t-k} + \sum_{k=0}^n \gamma_k \Delta \text{Log} Y_{i,t-k} + \sum_{k=0}^n \lambda_k \Delta \text{Log} REX_{i,t-k} + \delta_1 \text{Log} TB_{i,t-1} + \delta_2 \text{Log} Y_{S,t-1} + \delta_3 \text{Log} Y_{i,t-1} + \delta_4 \text{Log} REX_{i,t-1} + \mu_{i,t}$	TB_i : Balança comercial sueca com seu parceiro comercial i (definida como a razão entre as exportações suecas para seu parceiro comercial i sobre suas importações provenientes de i); Y_S : PIB real sueco; Y_i : PIB real do país i ; REX_i : Taxa de câmbio real bilateral entre Suécia e seu parceiro comercial i .	Os resultados revelam que a depreciação da moeda sueca tem efeitos de curto prazo sobre a balança comercial entre o país e 14 de seus 17 parceiros comerciais estudados. Porém, apenas em 5 deles os efeitos condizem com a hipótese de Curva-J. No longo prazo, os efeitos não foram percebidos.

Quadro 1 - Inventário dos principais estudos empíricos acerca da existência da CML e do fenômeno de Curva-J. (continuação)

Fonte: Elaboração própria.

Autor(es)	Escopo/período	Modelo/Método	Variáveis	Resultado
(2007) MENDES e PIZA	Brasil e Estados Unidos 01.1990 a 01.2007	Vetor Autorregressivo - VAR $BC = \alpha + bY_{tBRA} + cY_{tUSA} + dE_t + \varepsilon_t$	BC : Balança comercial brasileira (definida como a razão entre as exportações sobre as importações brasileiras); Y_{tBRA} : PIB brasileiro (deflacionado pelo Índice de Preços ao Consumidor); Y_{tUSA} : Renda pessoal americana (<i>proxy</i> para o PIB do país); E_t : Taxa de câmbio real bilateral.	Os resultados obtidos sustentam a Condição de Marshall-Lerner, porém, no curto prazo, não houve alteração significativa que possa indicar a existência da curva-J.
(2009) BUSTAMANTE e MORALES	Peru I.1991 a III.2008	Autorregressão Vetorial com Correção de Erros – VEC $BC_t = \beta_0 + \beta_1 R_t + \beta_2 Y_t + \beta_3 Y_t^f + \beta_4 t + \varepsilon_t$	BC : Balança comercial peruana (definida como a razão entre as exportações sobre as importações do país); R_t : Taxa de câmbio real bilateral entre o Peru e o resto do mundo; Y_t : PIB real peruano; Y_t^f : Importações mundiais (<i>proxy</i> para renda real estrangeira); t : tendência.	A condição de Marshall-Lerner foi satisfeita, porém a existência do fenômeno da Curva-J foi rejeitada para a economia peruana.
(2010) SONAGLIO, SALCO e CAMPOS	Brasil 07.1994 a 12.2007	Abordagem de cointegração multivariada de Johansen (VECM) $\ln \left(\frac{X_i}{M_i} \right) = \beta_0 + \beta_1 \ln PIB + \beta_2 \ln GDP + \beta_3 \ln RER_i + \varepsilon_i$	$\left(\frac{X_i}{M_i} \right)$: Balança comercial para cada setor de manufaturados; PIB : Renda doméstica real; GDP : Renda estrangeira; RER_i : Taxa de câmbio real efetiva do setor i .	Encontrou-se resposta positiva a choques de depreciação cambial em 6 setores, no longo prazo. Os resultados apontam também a existência de Curva-J em 2 dos 21 setores estudados.

Quadro 1 - Inventário dos principais estudos empíricos acerca da existência da CML e do fenômeno de Curva-J. (continuação)

Fonte: Elaboração própria.

Autor(es)	Escopo/período	Modelo/Método	Variáveis	Resultado
(2010) VASCONCELOS	Brasil, Estados Unidos, Mercosul, União Europeia e Resto do Mundo I.1990 a III.2009	Abordagem de cointegração via modelo autorregressivo de defasagem distribuída - ARDL e modelo de correções de erros – MCE como proposto em Pesaran <i>et al.</i> (2001) $\Delta \ln SB_{jt} = \alpha_0 + \phi_1 \ln SB_{t-1} + \phi_2 \ln PIB_{BR,t-1} + \phi_3 \ln PIB_{j,t-1} + \phi_4 \ln CR_{t-1} + \sum_{i=0}^n \beta_1 \Delta \ln SB_{t-1} + \sum_{i=0}^n \delta_1 \Delta \ln PIB_{BR,t-1} + \sum_{i=0}^n \varepsilon_1 \Delta \ln PIB_{j,t-1} + \sum_{i=0}^n \gamma_1 \Delta \ln CR_{t-1} + \mu_t$	SB_{jt} : Balança comercial do Brasil com relação ao parceiro j (definida como a razão entre as exportações sobre importações); PIB_{BR} : Índice de variação do PIB real trimestral brasileiro; PIB_j : Mercosul - variação real do PIB Argentino, Estados Unidos – variação real do PIB norte-americano, União Europeia e resto do mundo: PIB real trimestral dos países do G7 ponderado pelo seu peso nas exportações brasileiras (todos como <i>proxy</i> para a renda externa); CR : Taxa de câmbio real efetiva entre o Brasil e seu parceiro.	No curto prazo o fenômeno da Curva J não foi verificado para os fluxos de comércio brasileiro com o Mercosul e com os Estados Unidos (para os fluxos comerciais com a União Europeia e Resto do Mundo não foram realizadas as análises de curto e longo prazos, pois as variáveis saldo do balanço de pagamento, câmbio real e renda interna e externa não cointegraram). Com relação ao efeito de longo prazo, ou seja, a validade da condição de Marshall-Lerner, constatou-se a validade da mesma para o período de tempo em análise. Nestes dois casos, no longo prazo observou-se que a balança comercial brasileira responde de maneira elástica as variações no câmbio real.
(2012) BAHMANI-OSKOOEE e HARVEY	Singapura I.1973 a IV.2009	Abordagem de cointegração multivariada de Johansen (VEC) $\Delta \ln TB_{j,t} = \alpha + \sum_{i=1}^n \sigma_i i \Delta \ln TB_{j,t} + \sum_{i=0}^n \psi_i \Delta \ln Y_{SG,t=1} + \sum_{i=0}^n \psi_i \Delta \ln Y_{j,t=1} + \sum_{i=0}^n \xi_i \Delta \ln REX_{j,t=1} + \lambda_1 \ln TB_{j,t=1} + \lambda_2 \ln Y_{SG,t=1} + \lambda_3 \ln Y_{j,t=1} + \lambda_4 \ln REX_{j,t=1} + \mu_t$	TB_j : Balança comercial de Singapura com seus j parceiros comerciais (definida como a razão entre as exportações de Singapura para o país j sobre suas importações provenientes do país j); Y_{SG} : PIB real singapuriano; Y_j : PIB Real do parceiro comercial j ; REX_j : Taxa de câmbio real bilateral entre Singapura e seu parceiro comercial j .	Dos 13 parceiros estudados, validou-se a hipótese de Curva-J (deterioração de curto prazo combinada com melhora no longo prazo na balança comercial) para 4: Canadá, Filipinas, Arábia Saudita e Estados Unidos.

Quadro 1 - Inventário dos principais estudos empíricos acerca da existência da CML e do fenômeno de Curva-J. (continuação)

Fonte: Elaboração própria.

Autor(es)	Escopo/período	Modelo/Método	Variáveis	Resultado
(2012) BAHMANI- OSKOOEE e XU	Estados Unidos e Hong Kong 1978 a 2006	<p>Abordagem de cointegração multivariada de Johansen (VEC)</p> $\Delta \ln \left(\frac{M_i}{X_i} \right) = \alpha + \sum_{k=1}^n \beta_{t-k} \Delta \ln \left(\frac{M_i}{X_i} \right)_{t-k} + \sum_{k=0}^n \delta_{t-k} \Delta \ln_{t-k}^{US} + \sum_{k=0}^n \gamma_{t-k} \Delta \ln Y_{t-k}^{HK} + \sum_{k=0}^n \pi_{t-k} \Delta \ln \left(\frac{P_{USE}}{P_{HK}} \right)_{t-k} + \lambda_1 \ln \left(\frac{M_i}{X_i} \right)_{t-1} + \lambda_2 \ln Y_{t-1}^{US} + \lambda_3 \ln Y_{t-1}^{HK} + \lambda_4 \ln \left(\frac{P_{USE}}{P_{HK}} \right)_{t-1} + \mu_t$	<p>M_i: Importações norte-americanas da commodity i oriundas de Hong Kong; X_i: Exportações norte-americanas da commodity i para Hong Kong; Y_{US}: Índice de renda nacional dos EUA (<i>proxy</i> para renda real doméstica); Y_{HK}: PIB real de Hong Kong; E: Taxa de câmbio nominal bilateral; P_{US}: Índice nacional de preços ao consumidor dos EUA; P_{HK}: Índice nacional de preços ao consumidor de Hong Kong.</p>	<p>No curto prazo, efeitos negativos foram encontrados na maioria das indústrias estudadas. No longo prazo, das 108 indústrias consideradas, o estudo foi capaz de encontrar evidências que validam a existência de Curva-J em 48.</p>
(2012) JAMILOV	Azerbaijão 01.2006 a 12.2009	<p>Abordagem de cointegração multivariada de Johansen (VECM)</p> $\ln(X_t) = \alpha_0 + \beta_x (RFX_t) + \beta_{eur} (\ln(Y_{eur})) + \varepsilon_t$ $\ln(IM_t) = \alpha_0 + \beta_{im} (RFX_t) + \beta_{az} (\ln(Y_{az})) + \varepsilon_t$ <p>onde B_x e B_{im} são as elasticidades das exportações e importações, respectivamente.</p>	<p>X_t: Exportações não-petrolíferas; M_t: Importações não-petrolíferas; RFX: Taxa de câmbio real bilateral; Y_{eur}: Índice de produção industrial da Zona do Euro; Y_{az}: Produto Interno Bruto;</p>	<p>Os resultados demonstram a validade da condição de Marshall-Lerner no longo prazo, indicando também a existência do fenômeno de Curva-J no curto prazo.</p>

Quadro 1 - Inventário dos principais estudos empíricos acerca da existência da CML e do fenômeno de Curva-J. (continuação)

Fonte: Elaboração própria.

Autor(es)	Escopo/período	Modelo/Método	Variáveis	Resultado
(2012) SCALCO, CARVALHO e CAMPOS	Brasil 07.1994 a 12.2007	Abordagem de cointegração multivariada de Johansen (VEC) $\Delta BP = \sum_{j=1}^k (\alpha_{1j} \Delta BP_{t-j} + \beta_{1j} \Delta Y_{t-j} + \phi_{1j} \Delta Y^*_{t-j} + \gamma_{1j} \Delta REER_{t-j} + \lambda_{11} (\tilde{\varepsilon}_{1t-1}) + \lambda_{12} (\tilde{\varepsilon}_{2t-1}) + \varepsilon_{1t})$ <p>onde $\tilde{\varepsilon}_{1t-1} = BP_{t-1} + \phi_1 Y^*_{t-1} + \delta_1 REER_{t-1} - \pi_1$ e $\tilde{\varepsilon}_{2t-1} = Y_{t-1} + \phi_2 Y^*_{t-1} + \delta_2 REER_{t-1} - \pi_2$.</p>	(X/M) : Balança comercial do setor agropecuário; <i>PIB</i> : Produto Interno Bruto (<i>proxy</i> para a renda nacional); <i>Y*</i> : Importações mundiais (<i>proxy</i> para a renda estrangeira); <i>REER</i> : Taxa de câmbio real efetiva.	Resultados consistentes com a condição de Marshall-Lerner, no longo prazo. Verificou-se que, no longo prazo, um aumento de 1% da taxa de câmbio e na renda externa leva à expansão de 2,04% e 1,95%, respectivamente, no saldo da balança comercial. Entretanto, no curto prazo, rejeitou-se a hipótese de Curva-J.
(2014) BAHMANI- OSKOOEE e ZHANG	Coreia 1971 a 2011	Abordagem de cointegração multivariada de Johansen (VEC) $\Delta \ln \left(\frac{M_i}{X_i} \right) = \alpha + \sum_{k=1}^n \beta_{t-k} \Delta \ln \left(\frac{M_i}{X_i} \right)_{t-k} + \sum_{k=0}^n \delta_{t-k} \Delta \ln Y_{t-k}^{COR} + \sum_{k=0}^n \gamma_{t-k} \Delta \ln Y_{t-k}^{WOR} + \sum_{k=0}^n \pi_{t-k} \Delta \ln REER_{t-k} + \lambda_1 \ln \left(\frac{M_i}{X_i} \right)_{t-1} + \lambda_2 \ln Y_{t-1}^{COR} + \lambda_3 \ln Y_{t-1}^{WOR} + \lambda_4 \ln REER_{t-1} + \mu_t$	<i>M_i</i> : Importações coreanas da mercadoria <i>i</i> oriunda do resto do mundo, em US\$; <i>X_i</i> : Exportações coreanas da mercadoria <i>i</i> para o resto do mundo, em US\$; <i>Y_{cor}</i> : PIB real coreano; <i>Y_{wor}</i> : Índice de produção industrial em economias desenvolvidas; <i>REER</i> : Taxa de câmbio real efetiva coreana.	No curto prazo, foram encontradas evidências de Curva-J em 58 setores industriais. No longo prazo, porém, apenas 26 setores (em sua maioria pequenos) apresentaram evidências favoráveis derivadas de depreciações cambiais.

Quadro 1 - Inventário dos principais estudos empíricos acerca da existência do fenômeno de Curva-J. (continuação)

Fonte: Elaboração própria.

Autor(es)	Escopo/período	Modelo/Método	Variáveis	Resultado
(2014) MARTINS e ARRUDA	Ceará 01.1999 a 11.2013	<p>Abordagem de cointegração multivariada de Johansen (VEC)</p> $\ln\left(\frac{XT_t}{MT_t}\right) = \beta_0 + \beta_1 \ln(TXCER_t) + \beta_2 \ln(Y_t) + \beta_3 \ln(Y^*_t) + \varepsilon_t$ $\ln\left(\frac{XB_t}{MB_t}\right) = \beta_0 + \beta_1 \ln(TXCER_t) + \beta_2 \ln(Y_t) + \beta_3 \ln(Y^*_t) + \varepsilon_t$ $\ln\left(\frac{XI_t}{MI_t}\right) = \beta_0 + \beta_1 \ln(TXCER_t) + \beta_2 \ln(Y_t) + \beta_3 \ln(Y^*_t) + \varepsilon_t$	<p>$\left(\frac{XT_t}{MT_t}\right)$: Balança comercial de produtos básicos; $\left(\frac{XB_t}{MB_t}\right)$: Balança comercial de produtos industrializados; $\left(\frac{XI_t}{MI_t}\right)$: Balança comercial de produtos industrializados; $TXCER_t$: Taxa de câmbio efetiva real (deflacionado pelo Índice nacional de preços ao Consumidor); Y_t: Índice de produção industrial do Estado (<i>proxy</i> para a renda doméstica real); Y^*_t: Índice de produção industrial dos Estados Unidos (<i>proxy</i> para a renda real do resto do mundo);</p>	<p>No longo prazo, a condição de Marshall-Lerner se fez válida na grande maioria dos modelos considerados, com destaque para os bens industrializados. A análise de curto-prazo revelou a ocorrência do fenômeno de Curva-J para todos os modelos analisados.</p>

Quadro 1 - Inventário dos principais estudos empíricos acerca da existência do fenômeno de Curva-J. (continuação)

Fonte: Elaboração própria.

O Quadro 1 permite verificar que dentre os estudos levantados apenas alguns validaram simultaneamente a existência do fenômeno de Curva-J e a Condição de Marshall-Lerner, no curto e longo prazo. Dentre esses, Sonaglio, Scalco e Campos (2010), por exemplo, verificou ambos os fenômenos em apenas 2 dos 21 setores estudados, sendo estes dois os setores de indústrias diversas e óleos vegetais. Bahmani-Oskooee e Xu (2012), também validaram ambos os fenômenos para 48 das 108 indústrias de commodities estudadas. No que se refere ao trabalho de Jamilov (2012), o autor também validou os fenômenos de Curva-J e CML para o setor não petrolífero do Azerbaijão. Por fim, vale destacar o trabalho de Bahmani-Oskooee e Zhang (2014), que validou os efeitos para 26 dos 58 setores industriais estudados.

Trabalhos como os de Moura e Silva (2005), Mendes e Piza (2007) e Bustamante e Morales (2009) encontraram resultados que satisfazem a CML, porém, no curto prazo, não houve indícios que validassem a existência do fenômeno de Curva-J.

Faz-se importante destacar, por fim, o trabalho de Martins e Arruda (2014), que analisou o estado do Ceará e verificou que o fenômeno de Curva-J se fez válido para as balanças comerciais de produtos básicos e de produtos industrializados. No que se refere à CML, porém, a balança comercial de bens básicos não apresentou resultado condizente com o esperado.

Dado o exposto, o esforço empreendido nesta dissertação busca verificar, considerando a agregação por categoria de uso (Anexo A), a existência dos supramencionados efeitos. A literatura revisada (Quadro 1) revela que o estudo das variações cambiais e balança comercial no Brasil carece de análise em diferentes agregações e para o período mais recente.

Ademais, análise do Quadro 1 torna possível perceber que, de maneira geral, todos os trabalhos apresentam variáveis relevantes para cada modelo estimado. A análise deste Quadro tem por objetivo fundamentar a escolha das variáveis a serem utilizadas nas estimações empíricas realizadas no bojo do presente estudo.

Inicialmente, como realizado por Bahmani (1985), optou-se por analisar a relação X/M como balança comercial, em que esta escolha metodológica resolve a questão referente ao deflacionamento destas séries.

Além disso, diversos estudos têm utilizado variáveis explicativas como: a taxa de câmbio, a renda doméstica e a renda estrangeira, que atuam no deslocamento da demanda de exportações. Nesse trabalho, tal como feito por Bahmani-Oskooee e Xu (2012), optou-se pelo uso da taxa de câmbio nominal, priorizando o ajustamento do modelo. É sabido que a taxa de câmbio nominal reflete a relação de troca entre moedas. Desta forma, ao utilizar a taxa de

câmbio nominal, espera-se que os efeitos no balanço de pagamentos sejam analisados de forma mais eficiente quando se trata de analisar a política cambial e sua efetividade. Utilizou-se como *proxy* para renda doméstica o Produto Interno Bruto brasileiro, baseando-se em trabalhos como Yazici (2006) e Scalco, Carvalho e Campos (2012). Para a renda estrangeira, o Produto Interno Bruto mundial foi utilizado como *proxy*, tal como feito por Yazici (2006).

O modelo proposto fundamentou-se na análise teórica realizada e nos estudos empíricos levantados (Quadro 1). Foram consideradas as variáveis descritas pela teoria o que garante sustentação a este estudo e as diversas estratégias empíricas já realizadas.

Assim, definiu-se que a balança comercial de cada categoria é uma função da renda doméstica, renda do estrangeiro e da taxa de câmbio. Neste estudo, as balanças comerciais das categorias de uso são definidas como as razões entre as exportações e importações do setor.

Os modelos empíricos empregados na análise são:

$$\ln BCBK = \beta_0 + \beta_1 \ln PIB + \beta_2 \ln PIBMUNDO + \beta_3 \ln CAM + \varepsilon_i \quad (26)$$

$$\ln B CBD = \beta_0 + \beta_1 \ln PIB + \beta_2 \ln PIBMUNDO + \beta_3 \ln CAM + \varepsilon_i \quad (27)$$

$$\ln BCBND = \beta_0 + \beta_1 \ln PIB + \beta_2 \ln PIBMUNDO + \beta_3 \ln CAM + \varepsilon_i \quad (28)$$

$$\ln BCBIMP = \beta_0 + \beta_1 \ln PIB + \beta_2 \ln PIBMUNDO + \beta_3 \ln CAM + \varepsilon_i \quad (29)$$

em que $\ln BCBK$, $\ln B CBD$, $\ln BCBND$ e $\ln BCBIMP$ são os logaritmos naturais da razão X/M para cada categoria – bens de capital, bens duráveis, bens não duráveis e bens intermediários e matérias-primas, nesta ordem –; $\ln PIB$ é o logaritmo natural do PIB doméstico; $\ln PIBMUNDO$ é o logaritmo natural do PIB mundial; $\ln CAM$ é o logaritmo natural da taxa de câmbio nominal; $\beta_0, \beta_1, \beta_2$ e β_3 são os parâmetros a serem estimados e ε_i é o termo de erro.

Os sinais esperados, a priori, das variáveis explicativas seriam positivos para a taxa de câmbio nominal ($\ln CAM$) e para o PIB estrangeiro ($\ln PIBMUNDO$) e negativo para renda doméstica ($\ln PIB$). Isto posto, espera-se que uma depreciação da taxa de câmbio nominal e que aumentos na renda do estrangeiro levem a uma melhora no saldo da balança comercial dos setores analisados. Além do mais, o sinal positivo entre a taxa de câmbio e o saldo da balança comercial é esperado, a priori, de acordo com a na condição de Marshall-Lerner, revelando a existência de uma elasticidade positiva de longo prazo.

3 METODOLOGIA

Neste capítulo serão apresentados os fundamentos de séries temporais utilizados neste estudo e os procedimentos econométricos empregados para a obtenção dos objetivos propostos nessa pesquisa. Ademais, as fontes de dados e tratamentos realizados são apresentadas em seção ao fim deste capítulo.

3.1 Tendência e raízes unitárias

Segundo Chiodi (2006), séries temporais estacionárias são caracterizadas por apresentarem média e variância constante no tempo, sendo sua covariância dependente apenas da defasagem entre os períodos. Conforme a autora, uma diferença importante entre a série estacionária e não estacionária, é que um choque na primeira se dissipa rapidamente convergindo para um nível médio no longo prazo, enquanto, na série não estacionária, um choque pode causar um efeito explosivo ou permanente – o choque é incorporado a tendência.

Algebricamente, tem-se que uma série temporal é estacionária, se e somente se:

- 1) $\mu(t) = \mu$ para todo t ;
- 2) $V(t) = \sigma^2$ para todo t ;
- 3) $Cov[y(t), y(t+k)] = Y_k$ para todo t e qualquer $k \neq 0$.

A estacionariedade de uma série temporal pode ser verificada por meio de diferentes testes de raiz unitária. Considere um modelo Autorregressivo (AR) para a variável temporal y_t :

$$y_t = \rho y_{t-1} + v_t \quad (30)$$

Suponha que v_t seja uma perturbação aleatória, com média zero e variância constante. Para esse modelo, caso $\rho=1$, y_t é o passeio aleatório não estacionário, $y_t = \rho y_{t-1} + v_t$, e diz-se que tem uma raiz unitária, pois $\rho=1$:

$$\begin{aligned} y_1 &= v_1 \\ y_2 &= y_1 + v_2 = v_1 + v_2 \end{aligned} \quad (31)$$

$$y_3 = y_2 + v_3 = v_1 + v_2 + v_3$$

Dessa forma:

$$y_t = \sum_{j=1}^t v_j \quad (32)$$

Assim,

$$Var(y_t) = t\sigma_v^2 \quad (33)$$

No caso exposto, a variância de y_t muda com o tempo, portanto a série é não estacionária. De fato, a medida que $t \rightarrow \infty$, a variância de y_t se torna infinitamente grande.

No caso de $|\rho| < 1$, o processo AR é estacionário, ou tendência estacionária. Séries estacionárias são integradas de ordem zero, $I(0)$ – não necessitam de diferenciação para se tornarem estacionárias. A não-estacionariedade pode ser testada, sendo a Hipótese Nula: $\rho = 1$ contra a Hipótese Alternativa: $\rho < 1$.

Subtraindo y_{t-1} de ambos os membros da equação (30), tal como feito por Hill, Judge e Griffiths (2003), obtém-se:

$$\begin{aligned} y_t - y_{t-1} &= \rho y_{t-1} - y_{t-1} + v_t \\ \Delta y_t &= (\rho - 1)y_{t-1} + v_t \\ \Delta y_t &= \gamma y_{t-1} + v_t \end{aligned} \tag{34}$$

onde $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ e $\gamma = (\rho - 1)$.

Assim:

$$\begin{aligned} H_0: \rho = 1 &\leftrightarrow H_0: \gamma = 0 \\ H_1: \rho < 1 &\leftrightarrow H_1: \gamma < 0 \end{aligned} \tag{35}$$

A variável $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ é chamada a primeira diferença da série y_t . Se y_t segue um passeio aleatório, então $\gamma = 0$ é:

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1} = v_t \tag{36}$$

A série $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ é estacionária – diferença estacionária – se o erro aleatório v_t for puramente aleatório. Ao se tomar a primeira diferença de séries como y_t , estas podem ser transformadas em estacionárias, o que as torna $I(1)$ (integradas de ordem 1). Em geral, conforme indicam Hill, Judge e Griffiths (2003) se uma série pode ser diferenciada d vezes para se tornar estacionária, ela é chamada de integrada de ordem d , ou $I(D)$.

Para testar a hipótese representada em (35), estima-se (34) por meio do método de mínimos quadrados e examina-se a estatística t para a hipótese de que $\gamma = 0$. Entretanto, a estatística t não possui mais uma distribuição t de Student, visto que se a hipótese é verdadeira, y_t segue um passeio aleatório. Logo, essa estatística chamada de τ (tau), deve ser comparada com valores críticos especialmente construídos. Esses valores críticos foram tabulados originalmente por Dickey e Fuller (1979, 1981) e, dessa forma, o teste que os usa é conhecido como teste de Dickey-Fuller (teste DF).

O procedimento do teste envolve várias decisões e, para permitir diversas possibilidades, o mesmo pode ser estimado de três formas diferentes, conforme indica Gujarati (2011):

$$1) y_t \text{ é um passeio aleatório: } \Delta y_t = \gamma y_{t-1} + v_t; \quad (37)$$

$$2) y_t \text{ é um passeio aleatório com deslocamento: } \Delta y_t = \beta_1 + \gamma y_{t-1} + v_t; \quad (38)$$

$$3) y_t \text{ é um passeio aleatório com deslocamento em torno de uma tendência determinística: } \Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \gamma y_{t-1} + v_t; \quad (39)$$

onde t é a variável de tendência ou temporal.

Para cada caso, as hipóteses são:

$H_0: \gamma = 0$ (há uma raiz unitária, a série temporal é não estacionária ou ela apresenta uma tendência estocástica);

$H_1: \gamma < 0$ (a série temporal é estacionária, possivelmente em torno de uma tendência determinística).

Para as equações (37) e (38), caso a hipótese nula seja rejeitada, y_t é estacionário com média zero e y_t é estacionário com média não zero, respectivamente. Para a equação (39), pode-se testar $\gamma < 0$ (nenhuma tendência estocástica) e $\alpha \neq 0$ (existência de uma tendência determinística) simultaneamente, utilizando o teste F, porém baseando-se nos valores fundamentais tabulados por Dickey e Fuller.

Ao conduzir o teste DF, nas equações (37), (38) e (39), é admitida a hipótese de que os termos não são correlacionados. Para os casos em que os erros são correlacionados, faz-se uso do teste de Dickey-Fuller Aumentado (DFA), o qual é feito por meio das equações (37), (38) e (39), adicionando os valores defasados da variável dependente Δy_t .

Suponha que utilizando a equação (35), o teste DFA consiste em estimar a seguinte equação:

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_i \quad (40)$$

onde ε é um termo de erro de ruído branco puro e $\Delta y_{t-1} = (y_{t-1} - y_{t-2})$, $\Delta y_{t-2} = (y_{t-2} - y_{t-3})$, etc.

O número de termos de diferenças defasados a serem incluídos é determinado empiricamente, sendo o propósito da ideia é incluir termos suficientes para que o termo de erro da equação (40) seja serialmente não correlacionado. Dessa forma, é possível obter uma estimativa não-viesada de γ , o coeficiente defasado de y_{t-1} . No teste DFA, $\gamma = 0$ ainda é testado, e o teste segue a mesma distribuição assintótica da estatística DF, ou seja, os mesmos valores fundamentais podem ser utilizados (GUJARATI, 2011).

Entretanto, o teste de Dikey-Fuller não considera a existência de correlação serial nem heterocedasticidade. Para superar tal limitação, surge o teste de Phillips e Perron (1988). Nele, faz-se uma correlação não paramétrica ao teste de Dikey-Fuller, permitindo que o teste

seja consistente mesmo que haja variáveis defasadas dependentes e correlação serial nos erros. Não é necessário especificar um modelo com ordem autorregressiva para expurgar a correlação serial dos resíduos nesse teste. As equações estimadas e os testes designados são idênticos aos de Dickey e Fuller.

Considere as seguintes possibilidades com as respectivas estatísticas associadas:

$$\begin{aligned}\Delta y_t &= \alpha y_{t-1} + u_t \rightarrow z_t, \\ \Delta y_t &= \mu + \alpha y_{t-1} + u_t \rightarrow z_{t,\mu}, \\ \Delta y_t &= \mu + \delta t + \alpha y_{t-1} + u_t \rightarrow z_{t,\tau},\end{aligned}\tag{41}$$

em que μ_t é um processo estacionário.

Ao invés de utilizar a estatística τ , Phillips e Perron (1988) também definem testes diretamente sobre os coeficientes do modelo. Conforme Bueno (2008), os autores denominaram tais testes de z_a para enfatizar que são testes sobre a distribuição dos coeficientes e para que a comparação com os resultados dos testes baseados na distribuição da estatística τ , ambos sob a hipótese nula de raiz unitária, pudesse ser feita.

O teste desenvolvido por Elliot, Rothemberg e Stock (1996), conhecido como Dickey e Fuller Generalized Least Square (DF-GLS) é uma alternativa aos testes de Dickey e Fuller Aumentado e Phillips e Perron. O principal argumento do teste é que se de alguma forma os termos determinísticos forem expurgados da regressão do teste, seu poder pode ser aumentado.

As modificações propostas por Elliot, Rothemberg e Stock (1996) fundamentam-se em dois aspectos: 1) de que o uso de Mínimos Quadrados (MQO) na extração da tendência de uma série é ineficiente; e 2) a importância de uma melhor aproximação ao verdadeiro processo de geração de dados por meio de uma seleção apropriada para a ordem de defasagem do modelo.

Elliot, Rothemberg e Stock (1996) propõe usar Mínimos Quadrados Generalizados – MQG – para a extração da tendência, empregando o procedimento padrão ADF de teste de hipótese apresentado por Dickey e Fuller. Para isso, testa-se a Hipótese Nula $H_0: \alpha_0 = 0$, sinalizando a presença de raiz unitária, contra a Hipótese Alternativa $H_1: \alpha_0 < 0$, que a série é estacionária.

Tem-se a seguinte equação:

$$\Delta y_t^\mu = \alpha_0 y_{t-1}^\mu + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta y_{t-j}^\mu + \varepsilon\tag{42}$$

A equação (42) é estimada por Mínimos Quadrados – MQO –, em que y_t^μ é uma série com tendência, removida por Mínimos Quadrados Generalizados – MQG.

Com relação à seleção do número de defasagens, um Critério Modificado de Akaike – MAIC – é utilizado. Os critérios de Akaike – AIC – e Schwarz – BIC – não são utilizados pois, conforme apontam Ng e Perron (2001), estes tendem a selecionar baixos valores para as defasagens quando se tem grandes raízes unitárias negativas (próximas a -1), levando a conclusões distorcidas.

3.2 Análise de Autoregressão Vetorial – VAR

Após a crítica de Sims (1980) aos modelos macroeconômicos estruturais multiequacionais, os vetores autorregressivos (VAR) têm sido amplamente utilizados em trabalhos empíricos. Conforme Bueno (2008), tal metodologia pode ser utilizada para previsões, sistemas de séries temporais interrelacionadas e para choques aleatórios em sistemas de variáveis.

Nos modelos VAR todas as variáveis incluídas na análise são tratadas de forma simétrica, isto é, todas as variáveis são consideradas como endógenas. Nessa abordagem, os modelos macroeconômicos são estimadas na forma reduzida (irrestrita), através do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

O modelo VAR pode ser especificado como:

$$AX_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-1} + B_{\epsilon t} \quad (43)$$

em que um modelo autorregressivo de ordem p é expressado por um vetor com n variáveis endógenas X_t , que estão vinculadas entre si por meio de uma matriz A . O termo A é uma matriz $n \times n$ que determina as restrições contemporâneas entre as variáveis que compõe o vetor $n \times 1$, X_t , ao passo que B_0 é um vetor de constantes $n \times 1$, B_i são matrizes $n \times n$, B uma matriz diagonal de desvios-padrão e, por fim, ϵ_t é um vetor $n \times 1$ de “perturbações aleatórias não-correlacionadas entre si contemporânea ou temporalmente”, i.e., $\epsilon_t \sim \text{i.i.d.}(0; I_n)$ (BUENO, 2008, p.162).

Essa forma estrutural do modelo VAR expressa as relações entre as variáveis endógenas presentes num modelo. Nela, os choques ϵ_t afetam de forma individual cada uma das variáveis endógenas. Bueno (2008) destaca que a independência dos choques acontece sem que a generalidade seja perdida e que as interrelações entre os mesmos são captadas pela matriz A .

Levando em consideração o fato da endogeneidade das variáveis, a forma reduzida do modelo VAR pode ser representada como:

$$X_t = A^{-1}B_0 + \sum_{i=1}^p A^{-1}B_i X_{t-1} + A^{-1}B_{\epsilon t} = \phi_i + \sum_{i=1}^p \phi_i X_{t-1} + \epsilon_t$$

em que $\phi_i \equiv A^{-1}B_i, i = 0, 1, \dots, p$ e o $B_{\epsilon t} = A_{\epsilon t}$.

Ao analisar o modelo VAR através de um exemplo bivariado de ordem 1, Enders (2004, p.294) expressa uma especificação onde as variáveis são influenciadas mutuamente uma pela outra e, contemporaneamente, por defasagens de seus valores:

$$y_t = b_{10} - a_{12}z_t + b_{11}y_{t-1} + b_{12}z_{t-1} + \sigma_y \epsilon_{yt}$$

$$z_t = b_{20} - a_{21}y_t + b_{21}y_{t-1} + b_{22}z_{t-1} + \sigma_z \epsilon_{zt}$$

onde b_{12} é o efeito contemporâneo de uma mudança unitária em de z_t em y_t .

O modelo acima demonstrado não pode ser estimado diretamente, pois as variáveis contemporâneas y_t e z_t são, respectivamente, individualmente correlacionadas com os erros ϵ_{yt} e ϵ_{zt} . Então, o efeito *feedback* ocorre porque y_t e z_t (que afetam um ao outro) possuem uma interdependência contemporânea.

Dessa forma, o modelo VAR tenta superar tal questão ao permitir encontrar a trajetória da variável de interesse a partir de choques estruturais nos erros. O método admite as hipóteses de que y_t e z_t são séries estacionárias ou cointegradas, os erros são ruído branco ($\epsilon_{yt} \sim RB(0,1)$ e $\epsilon_{zt} \sim RB(0,1)$) e, também, que as séries não são autocorrelacionadas ($\epsilon_{yt} \perp \epsilon_{zt} \rightarrow Cov(\epsilon_{yt}, \epsilon_{zt}) = 0$).

Obtendo as matrizes do exemplo de Enders (2004):

$$\begin{bmatrix} 1 & a_{12} \\ a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \sigma_y & 0 \\ 0 & \sigma_z \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{yt} \\ \epsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

$$\equiv A \quad \equiv X^t \quad \equiv B_0 \quad \equiv B_1 \quad \equiv B \quad \equiv \epsilon_t$$

A forma reduzida desse modelo simplificado pode ser escrita da seguinte forma:

$$AX_t = \phi_0 + \phi_1 X_{t-1} + e_t;$$

$$\phi_0 = A^{-1}B_0 \text{ e } \phi_1 = A^{-1}B_1; \quad (44)$$

$$A_{\epsilon t} = B_{\epsilon t}.$$

Para a especificação acima, a condição de estabilidade é que a mesma tenha os autovalores de $(I - \phi_1 L)$ fora do círculo unitário.

Já um modelo VAR completo de ordem p permite a interrelação entre variáveis estacionárias e não-estacionárias tomadas em nível e é representada como:

$$X_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i X_{t-1} + GZ_{t-1} + e_t \quad (45)$$

em que X_t é um vetor $n \times 1$ de variáveis endógenas, G é uma matriz de coeficientes $n \times g$ e Z_t é um vetor $g \times 1$ de variáveis exógenas (podendo também incluir variáveis determinísticas).

3.3 Modelo de Correção de Erros – VEC

Na maioria dos casos, as séries econômicas e financeiras são não estacionárias ao longo do tempo, o que indica que suas média e variância não são constantes. Portanto, tal como salienta Adami (2010), a fim de se obter previsões consistentes, tais séries devem passar por transformações (diferenciações) para que se tornem estacionárias.

O modelo de Correção de Erros – VEC – é utilizado em modelos multivariados para séries não estacionárias de mesma ordem e cointegradas. Dessa forma, se as séries são cointegradas, existe um equilíbrio de longo prazo estável entre elas.

Porém, conforme Engle e Granger (1987), o equilíbrio de longo prazo em modelos que envolvem variáveis não estacionárias exige que exista uma combinação entre as mesmas que seja estacionária. Assim, tal como indica Spolador (2006), se cada elemento de um vetor da série x_t é estacionário depois da primeira diferença, mas a combinação β_{xt} já é estacionária em nível, a série x_t é chamada de cointegrada com o vetor cointegrante.

Considerando que um conjunto de variáveis econômicas apresenta equilíbrio de longo prazo, tal como o modelo de Engle e Granger (1987), tem-se:

$$x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_n x_{nt} = 0 \quad (46)$$

onde β e x_t representam os vetores $(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ e $(x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})$.

Nesse caso, o sistema está em equilíbrio de longo prazo quando $\beta_{xt} = 0$.

O erro de equilíbrio (desvio do equilíbrio de longo prazo) é representado como:

$$e_t = \beta_{xt} \quad (47)$$

Se o erro de equilíbrio de longo prazo, ε_t , for estacionário, as séries são cointegradas, mesmo que a situação acima não se verifique.

Os componentes do vetor $(x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})$ são cointegrados de ordem b, d , ou $x_t \sim CI(d, b)$ se todos os componentes do vetor forem integrados de ordem d e se existir um vetor $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ de forma que haja uma combinação linear $\beta_{xt} = (\beta_1 x_{1t}, \beta_2 x_{2t}, \dots, \beta_n x_{nt})$ integrada de ordem $(d - b)$, onde $b > 0$. Neste caso o vetor β é chamado de vetor de cointegração.

De acordo com Enders (2004) a utilização do modelo de correção de erros se faz necessário, porquanto séries de diferença estacionária perdem as informações de longo prazo, pois quando da diferença das mesmas a tendência é extraída. A utilização do modelo de correção de erros visa contornar esse efeito por meio da obtenção dessa informação.

3.4 Método de Cointegração de Johansen

Tal como dito anteriormente, o termo cointegração faz referência a uma combinação linear estacionária de duas variáveis não estacionárias, as quais possuem uma relação de convergência no longo prazo ou relação estável de longo prazo.

Generalizando para o caso de mais de duas variáveis, considera-se X_t um vetor $N \times 1$. Diz-se então que X_t é cointegrado de ordem “d, b”, $X_t \sim CI(d,b)$ se todas as variáveis de X_t forem $I(d)$ e se existir um $Z_t = \beta' X_t$ que seja estacionário, ou seja, $Z_t \sim I(d-b)$, com $b > 0$.

A seguir, apresenta-se o exemplo da condição mais comum no ramo da economia: a cointegração entre variáveis integradas de primeira ordem, onde tem-se que $d=1$ e $d-b=0$.

O procedimento proposto por Johansen (1988) admite análise para duas ou mais séries $I(1)$, sendo o ponto de partida para tal procedimento o teorema de representação de Granger. Segundo o mesmo, todo vetor X_t de variáveis cointegradas de ordem (1,1) pode ser representado sob a forma de um modelo de correção de erros (VEC).

Seja X_t um vetor coluna de N variáveis aleatórias $I(1)$ cointegradas, $X_t \sim CI(1,1)$. X_t pode ser representada por:

$$\Delta X_t = \alpha Z_{t-1} + \sum A_i \Delta X_{t-1} + \mu_t \quad (48)$$

onde $Z_{t-1} = \beta' X_{t-1} \sim I(0)$; A_i é uma matriz $n \times n$ e μ_t é estacionário.

Ou seja, a partir do VAR(K) $X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \dots + \Pi_n X_{t-n}$ o seguinte VEC pode ser derivado:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (49)$$

onde $\Pi = \Pi_1 + \Pi_2 + \dots + \Pi_k - I$ e $\Gamma_i = \sum_{j=i+1}^k \Pi_j$.

Se $\Pi = \alpha \beta'$ tiver posto reduzido, tem-se que (44) e (45) são iguais.

O ponto principal do procedimento de Johansen (1988) é a matriz $\Pi = \alpha \beta'$, na equação (45), a qual é composta pela matriz β' , que contém os vetores de cointegração em suas colunas, ou seja, a relação de longo prazo entre as variáveis do vetor X_t e a matriz α - que pode ser interpretada como a matriz dos parâmetros de ajustamento. O termo $\beta' X_{t-1}$ é o termo de correção de erros (TCE). Como, por hipótese, todas as variáveis de X_t são $I(1)$, tem-se que os termos em primeira diferença são $I(0)$. Também por hipótese, o termo ε_t é $I(0)$. Logo, para que haja cointegração o termo ΠX_{t-1} deverá ser $I(0)$, o que resulta no fato da matriz $\Pi = \alpha \beta'$ ter posto entre zero e N , exclusive.

O modelo é estimado pelo método de máxima verossimilhança e pressupõe uma distribuição específica do termo ε_t . Dessa forma, faz-se necessário conferir se os resíduos da

estimação satisfazem as hipóteses iniciais. Na maioria dos casos, os modelos de cointegração se baseiam nos pressupostos de termos aleatórios normais e não autocorrelacionados, ou seja, $\varepsilon_t \sim N(0, \Omega)$ e $E[\varepsilon_t \varepsilon_s] = 0$, para $t \neq s$. Além disso, conforme salienta Marques (2003), deve-se atentar para a existência de termos deterministas, tendência, intercepto ou *dummies*, tanto irrestritas quanto restritas ao vetor de cointegração no VECM.

Na metodologia de Johansen (1988), dois testes são necessários para estabelecer a significância dos vetores estimados, os quais são do tipo de restrição sobre a função de máxima verossimilhança e se baseiam nos valores estimados dos valores associados à matriz Π . As estatísticas de referência são obtidas através de simulações empíricas.

O primeiro teste é a estatística do traço. Para o mesmo, a hipótese nula é que existem, no máximo, “ r ” vetor de cointegração. Sejam λ_i os autovetores associados à referida matriz, ordenados de forma decrescente, tal hipótese pode ser expressa por:

$$H_0 = \lambda_{r+1} = \lambda_{r+2} = \dots = \lambda_N = 0 \quad (50)$$

A estatística do teste provém da razão entre os valores máximos das funções de máxima verossimilhança irrestrita e com a restrição imposta pela hipótese nula. Inicialmente, a hipótese nula de que todos os autovalores são estatisticamente iguais a zero é testada. Se essa hipótese é rejeitada, testa-se se $r \leq 1$, ou seja, $\lambda_1 \neq 0$, o que indica que o posto da matriz é igual a um e possui um vetor de cointegração. Tais hipóteses são feitas de forma sucessiva, até que a hipótese nula não possa mais ser rejeitada.

O segundo teste é o da estatística de máximo autovalor. Para esse teste, a hipótese nula é de que existem “ r ” vetores de cointegração, ou seja, $\lambda_{r+i} = 0, i = 1, 2, \dots, N - r$. Similarmente ao teste de estatística do traço, testes sucessivos são realizados enquanto a hipótese nula puder ser rejeitada.

Respectivamente, as estatísticas dos dois testes são $\lambda_{tr} = -T \sum_{i=r+1}^N \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$ e $\lambda_{máx} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+i})$, onde T refere-se ao número de observações e $\hat{\lambda}$ significa valores estimados.

3.5 Funções de resposta a impulso

Conforme Farias (2008), a função impulso-resposta torna possível a análise do comportamento individual das variáveis de um sistema, a partir dos choques e desvios-padrão nas inovações de um modelo. O objetivo deste método é analisar a sensibilidade das variáveis econômicas, por meio de choques específicos ocorridos em um período de análise. Neste

caso, cada coeficiente apresenta a resposta de uma variável do modelo para uma choque específico, deixando constantes as demais variáveis nos outros períodos. A ordenação das variáveis exerce um papel fundamental sobre o desempenho do modelo. Nesse modelo, ainda, os choques ocorridos no modelo tornam-se ortogonais pela decomposição de Cholesky.

Sims (1980) traz a especificação de um sistema recursivo para identificar um modelo, o qual impõe que alguns coeficientes sejam iguais a zero e aconselha que o efeito *feedback* seja limitado.

Por exemplo, um modelo bivariado com a imposição de que $\alpha_{12} = 0$ resulta em:

$$y_t = a_{10} + b_{11}y_{t-1} + b_{12}z_{t-1} + \epsilon_{yt};$$

$$z_t = a_{20} - a_{21}y_{t-1} + b_{22}z_{t-1} + \epsilon_{zt}.$$

Tal restrição torna os parâmetros estruturais identificáveis:

$$A^{-1} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -a_{21} & -1 \end{bmatrix} \rightarrow$$

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ a_{-21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ a_{-21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_y & 0 \\ 0 & \sigma_z \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{yt} \\ \epsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

Com $\alpha_{12} = 0$, então os erros reduzidos ficam: $\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_y \epsilon_{yt} \\ \sigma_z \epsilon_{zt} - a_{12} \sigma_y \epsilon_{yt} \end{bmatrix}$, de modo que $Var(e_1) = \sigma_y^2$, $Var(e_2) = \sigma_y^2 + a_{21}^2 \sigma_y^2$; $Cov(e_1, e_2) = a_{21} \sigma_y^2$.

Tais equações, mais as seguintes, servem para a identificação dos parâmetros estruturais do modelo: $\phi_{10} = a_{10}$; $\phi_{20} = a_{20} - a_{10}a_{21}$; $\phi_{11} = b_{11}$; $\phi_{12} = b_{12}$; $\phi_{21} = -a_{21}b_{11} + b_{21}$; $\phi_{22} = -a_{21}b_{12} + b_{22}$.

A decomposição de Choleski é uma maneira triangular de decompor os resíduos e pode ser generalizada para um vetor com n variáveis endógenas. Nesse caso, a matriz de covariância torna-se de dimensão $n \times n$. Além disso, a imposição de $(n^2 - n) \div 2$ restrições é necessária como condição de identificação. Para Bueno (2008), esta decomposição é triangular e força que a porção superior da diagonal tenha zeros, o que equivale à imposição das restrições requeridas. O problema dessa imposição é a definição de ordenação das variáveis que normalmente é arbitrária. Então a ordenação das variáveis define o formato das restrições, de modo que diferentes ordenações originam distintas restrições. Então, se os autovalores da polinomial $(I - \sum_{i=1}^p \phi_1 L^i)$ estiverem fora do círculo unitário, é possível estimar um VAR (ρ) em um vetor de médias móveis infinito VMA (∞).

Por exemplo, o VAR (1) bivariado exposto por Bueno (2008):

$$X_t = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_1^i e_{t-1} = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\phi_1^i}{1 - a_{12} a_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -a_{12} \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_y \epsilon_{yt-1} \\ \sigma_y \epsilon_{zt-1} \end{bmatrix}$$

em que $\bar{X} \equiv (I - \phi_1)^{-1} \phi_0$ é a média de longo prazo.

Após a definição da matriz:

$$\varphi_1 = \frac{\phi_1^i}{1-a_{12}a_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -a_{12} \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix}.$$

De maneira que:

$$X_t = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_1^i e_{t-1} = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \varphi_{1,11} & \varphi_{1,12} \\ \varphi_{1,21} & \varphi_{1,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_y \epsilon_{yt-1} \\ \sigma_y \epsilon_{zt-1} \end{bmatrix}$$

onde, os elementos da matriz ψ_i são os multiplicadores de impacto de um choque sobre as variáveis endógenas, de modo que o impacto total de um choque de ϵ_{yt} sobre y_{t+h} é originado pela soma dos coeficientes $\varphi_{1,11}, i = 0,1,2,3, \dots, h$. E, somam-se os coeficientes de $\varphi_{1,21}$ a z_{t+h} . Dessa forma, quando se ilustram os coeficientes contra i , a função impulso-resposta é gerada e a soma dos coeficientes contra i ilustrada em um gráfico origina a função impulso resposta acumulada, sendo o intervalo de confiança calculado pelo software a ser utilizado (BUENO, 2008).

3.6 Fontes e tratamentos de dados

O exercício econométrico realizado e descrito nas próximas seções utiliza dados de periodicidade mensal, entre 2000 e 2013 – perfazendo-se, portanto, em um total de 168 observações.

As variáveis utilizadas são as exportações e importações brasileiras por categoria de uso, a taxa de câmbio nominal, o Produto Interno Bruto brasileiro e o Produto Interno Bruto Mundial (Tabela 1).

Tabela 1 - Denominação das variáveis utilizadas.

Variável	Sigla
Balança comercial de bens de capital	BCBK
Balança comercial de bens duráveis	BCBD
Balança comercial de bens não-duráveis	BCBND
Balança comercial de bens intermediários e matérias-primas	BCBIMP
Taxa de câmbio nominal	CAM
Produto Interno Bruto Doméstico	PIB
Produto Interno Bruto Mundial	PIBMUNDO

Fonte: Elaboração da autora.

Os dados para exportações e importações por categoria de uso, utilizados para calcular a balança comercial (razão exportações/importações) por categoria de uso, foram obtidos junto à Secretaria do Comércio Exterior do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC/Secex). A taxa de câmbio utilizada foi a nominal, divulgada no

Boletim do Banco Central do Brasil. O PIB brasileiro utilizado foi obtido no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE. Por fim, o PIB mundial foi obtido a partir de dados divulgados pelo Fundo Monetário Internacional – FMI.

Destaca-se que todas as variáveis foram transformadas em logaritmo natural para o ajustamento do modelo, de maneira que as relações entre estas podem ser analisadas como elasticidades.

Utilizou-se o programa computacional STATA 12 para a realização dos procedimentos econométricos.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Neste capítulo, os principais resultados obtidos na estimação dos modelos especificados para analisar a influência do câmbio sobre as balanças comerciais por categoria de uso são apresentados e discutidos.

4.1 Análise qualitativa das séries

Na Figura 2, a seguir, são apresentadas as variáveis utilizadas neste estudo para o período em análise. Os dados mostram, inicialmente, uma redução dos saldos das balanças comerciais de bens de capital e bens duráveis a partir de 2008, sendo que no final da análise as mesmas apresentam déficit. É possível perceber também o crescimento do saldo das balanças comerciais de bens não-duráveis e bens intermediários e matérias-primas, com destaque para o crescimento bastante significativo desta última categoria. Ao analisar a taxa de câmbio nominal, é possível perceber comportamentos distintos para a variável. Até o ano de 2003, o câmbio apresenta um movimento de depreciação doméstica (depreciação do real em relação ao dólar americano), seguido de uma apreciação que perdura até 2008. Nos dois períodos seguintes, a taxa de câmbio nominal oscila positiva e negativamente, sendo que a partir de 2011 passa a apresentar novamente uma tendência de depreciação doméstica.

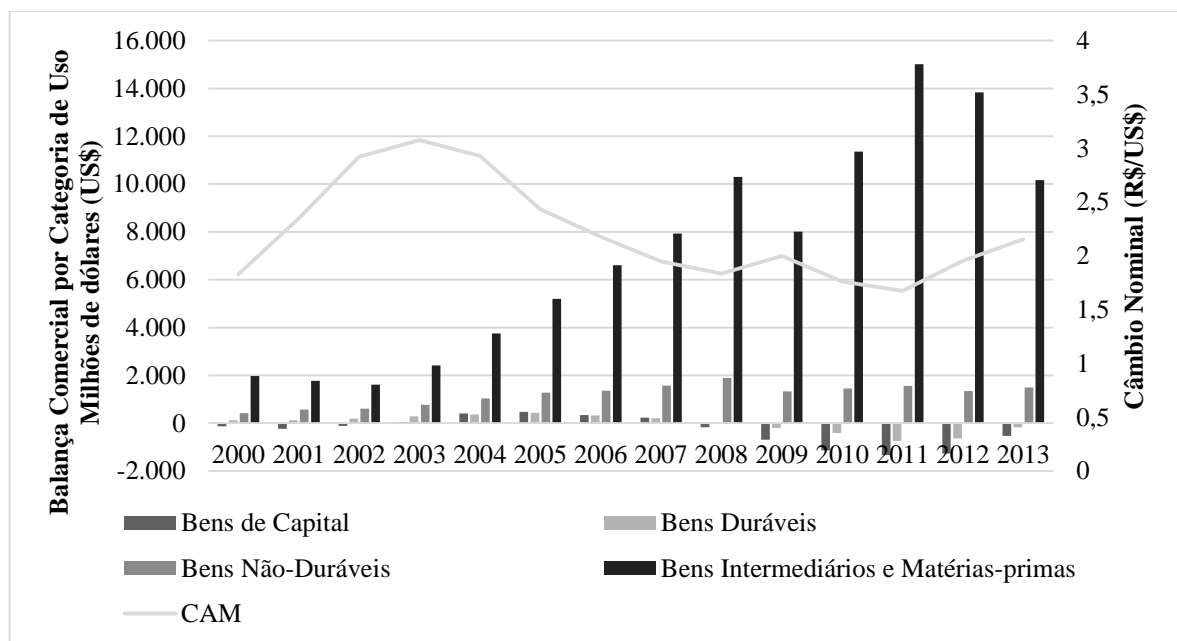


Figura 2 – Evolução da balança comercial brasileira por categoria de uso e da taxa de câmbio nominal – 2000 a 2013.

Fonte: Elaboração da autora.

Uma análise da Figura 2, preambular para a questão variação cambial e balança comercial por categoria de uso, destaca a importante relação que as categorias de uso possuem com a taxa de câmbio. Por exemplo, a partir de 2003, momento em que o câmbio nominal começa a se apreciar, o saldo da balança comercial de bens duráveis apresenta estagnação e logo após passa a se deteriorar. De modo contrário, com o movimento de apreciação do câmbio em 2003, as balanças comerciais de bens não duráveis e bens intermediários e matérias-primas passam a elevar seus saldos. Porém, tal análise é bastante superficial, uma vez que apenas o comportamento das variáveis está em questão e apresenta outros determinantes a serem explorado neste estudo.

4.2 Testes de raiz unitária

A utilização de ferramentas econométricas de séries temporais exige que as séries utilizadas tenha estacionariedade conhecida – tendência estacionária ou diferença estacionária. Para tanto, um passo importante é realizar os testes de raiz unitária, a fim de verificar se as variáveis, na forma de logaritmo natural, são estacionárias.

Os resultados dos testes de Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) e DF-GLS apresentados na Tabela 2 tornam possível concluir que as séries balança comercial de bens duráveis (*lnBCBD*), balança comercial de bens não-duráveis (*lnBCBND*), balança comercial de bens intermediários e matérias-primas (*lnBCBIMP*), câmbio nominal (*lnCAM*), PIB brasileiro (*lnPIB*) e PIB mundial (*lnPIBMUNDO*), em nível, não são estacionárias. Ou seja, considerando um nível de significância de 10%, a hipótese nula de que há uma raiz unitária não pode ser rejeitada.

Quanto aos resultados para as séries em primeira diferença (Tabela 3), estes tornam possível concluir que, para todas, apenas uma única diferenciação é suficiente para torná-las estacionárias. Os resultados indicam, portanto, que todas as séries são integradas de ordem I (1), bastando uma diferença para torna-las estacionárias.

Um ponto importante a ser destacado é o fato dos testes para a variável *lnBCBK* serem inconclusivos quanto a presença de raiz unitária, visto que os testes realizados para a variável em nível e em primeira diferença apresentaram resultados divergentes.

Para os testes de ADF e PP foram utilizadas três versões do modelo: com constante e com tendência, somente com constante e somente com tendência. Para o teste de DF-GLS, utilizaram-se dois modelos: com constante e com tendência e somente com constante.

Tabela 2 – Resultados dos testes de raiz unitária Augmented Dickey-Fuller, Phillips-Perron e Elliott-Rothenberg-Stock para as séries (em nível) utilizadas no modelo.

Variáveis	Teste ADF			Teste Phillips-Perron			Teste DF-GLS	
	πt	πm	π	πt	πm	π	Πt	πm
lnBCBK	-1.606	-1.520	-1.424	-5.229	-4.255	-3.908	-1.086	-1.040
	4	4	4	4	4	4	5	5
lnBCBD	-1.456	-0.419	-0.805	-2.289	-0.944	-1.116	-0.946	-0.043
	4	4	4	4	4	4	3	3
lnBCBND	-2.327	-1.049	-0.558	-3.019	-1.783	-0.492	-0.598	-0.695
	4	4	4	4	4	4	6	6
lnBCBIMP	-2.497	-1.184	0.284	-2.760	-1.319	0.303	-2.317	-0.467
	2	2	2	4	4	4	1	1
lnCAM	-2.552	-1.989	-0.108	-2.167	-1.758	-0.096	-1.636	-1.404
	2	2	2	4	4	4	1	1
lnPIB	-2.481	-2.453	0.162	-2.337	-2.323	0.239	-1.562	-0.661
	2	2	2	4	4	4	1	1
lnPIBMUNDO	-2.710	-1.318	1.083	-1.811	-1.091	1.695	-2.379	-0.121
	4	4	4	4	4	4	1	1

Fonte: Elaborado pela autora com base nos dados da pesquisa.

Nota¹: Os valores em negrito denotam rejeição da hipótese nula de raiz unitária a um nível de significância de 1%.

Nota²: Newey-West foi o critério de *lags* utilizado para o teste de Phillips-Perron.

Tabela 3 - Resultados dos testes de raiz unitária de Augmented Dickey-Fuller, Phillips-Perron e Elliott-Rothenberg-Stock para as séries (em primeira diferença) utilizadas no modelo.

Variáveis	Teste ADF			Teste Phillips-Perron			Teste DF-GLS	
	πt	πm	π	πt	πm	π	πt	πm
d.lnBCBK	-8.385	-8.425	-8.454	-27.002	-27.099	-27.202	-2.158	-1.384
	3	3	3	4	4	4	6	6
d.lnBCBD	-8.063	-8.061	-7.984	-27.013	-27.061	-26.828	-2.273	-0.976
	3	3	3	4	4	4	6	6
d.lnBCBND	-6.827	-6.685	-6.684	-21.295	-20.853	-20.909	-2.797	-1.427
	4	4	4	4	4	4	6	4
d.lnBCBIMP	-9.717	-9.752	-9.735	-14.773	-14.819	-14.806	-6.437	-4.336
	1	1	1	4	4	4	2	4
d.lnCAM	-6.968	-6.979	-6.986	-8.279	-8.299	-8.313	-4.921	-4.178
	1	1	1	4	4	4	3	4
d.lnPIB	-7.720	-7.738	-7.712	-10.422	-10.454	-10.451	-3.966	-2.568
	1	1	1	4	4	4	4	4
d.lnPIBMUNDO	-4.332	-4.328	-4.168	-8.899	-8.901	-8.658	-4.129	-4.017
	3	3	3	4	4	4	2	2

Fonte: Elaborado pela autora com base nos dados da pesquisa.

Nota¹: Os valores em negrito denotam rejeição da hipótese nula de raiz unitária a um nível de significância de 1%.

Nota²: Newey-West foi o critério de *lags* utilizado para o teste de Phillips-Perron.

4.3 Análise de cointegração

Para a realização dos testes de cointegração, utilizou-se o método de Johansen. Para isso, visto que o método é baseado em um modelo VAR, é necessário determinar o número de

defasagens (*lags*) a serem utilizadas.

Para tanto, estima-se um VAR para cada modelo (*lnBCBK*, *lnBCBD*, *lnBCBND* e *lnBCBIMP*), com as variáveis em nível. A decisão da escolha baseou-se pelo número de defasagens ótimas segundo os critérios de informação Akaike (AIC) (Conforme Apêndice B). Para todos os modelos foram selecionadas quatro defasagens.

Na sequência, utiliza-se o teste de cointegração de Johansen com quatro defasagens para cada modelo, onde se verifica a existência dos vetores de cointegração para três dos quatro modelos estimados. Apenas a balança comercial de bens não duráveis não apresenta cointegração e, para esta, portanto, a estimação será feita por um modelo VAR (Apêndice C).

A Tabela 4 apresenta os vetores de cointegração normalizados para as variáveis referentes às balanças comerciais por categoria de uso, ou seja, a relação de equilíbrio de longo prazo entre estas e o câmbio nominal, PIB doméstico e PIB mundial. Destaca-se que a fim de facilitar a interpretação dos resultados, os sinais apresentados na Tabela 4 já estão invertidos.

Tabela 4 – Coeficientes estimados para as equações cointegradoras.

Modelos					
1	lnBCBK	Constante	lnCAM	lnPIB	lnPIBMUNDO
	1,00	-5,71	4,35*	-4,19*	0,75*
			(0,67)	(0,74)	(0,23)
2	lnBCBD	Constante	lnCAM	lnPIB	lnPIBMUNDO
	1,00	2,8	4,2*	-0,19	-0,89
			(1,6)	(1,8)	(0,56)
4	lnBCBIMP	Constante	lnCAM	lnPIB	lnPIBMUNDO
	1,00	-9,36	-0,63***	-0,21	1,83*
			(0,36)	(0,4)	(0,12)

Fonte: elaboração pela autora.

*Estatisticamente significativo ao nível de 1%;

**Estatisticamente significativo ao nível de 5%;

***Estatisticamente significativo ao nível de 10%.

Nota¹: as estatísticas entre parênteses referem-se aos desvios padrões dos referidos parâmetros.

Nota²: Modelo 1: *constant*; Modelo 2: *constant*; Modelo 4: *rconstant*.⁶

É importante ressaltar que, visto que as séries foram transformadas em logaritmo natural, os valores indicados na Tabela 4 representam as elasticidades de longo prazo – dadas pela relação de cointegração.

Primeiramente, para a balança comercial de bens de capital (*lnBCBK*), verifica-se que todos os parâmetros foram significativos estatisticamente. Desta forma, dado um choque de um desvio-padrão no câmbio nominal e no PIB doméstico, a balança se modifica mais que

⁶ As estimações realizadas pelo método *constant* incluem uma variável irrestrita nos modelos, ao passo que a estimação feita pelo método *rconstant* inclui uma variável restrita.

proporcionalmente – elástica em relação ao câmbio e a renda doméstica. Já para uma alteração no PIB mundial haverá uma modificação menor que o desvio – inelástica. O sinal positivo para o câmbio nominal indica que a balança responde positivamente ao câmbio. Sendo o parâmetro significativo a 1%, um choque da taxa de câmbio nominal, que representa uma depreciação cambial neste caso, repercute na elevação do saldo da balança comercial. Assim, pode-se intuir que uma taxa de câmbio nominal desvalorizada favorece a exportação de bens desta categoria – elasticidade de transmissão entre câmbio e balança comercial de bens de capitas de 4,35%. Por outro lado, cumpre destacar que as importações de bens de capital também sofrem uma influência bastante forte do câmbio devido à magnitude da elasticidade do coeficiente estimado.

O sinal negativo do PIB doméstico, também significativo a 1%, indica uma relação negativa de longo prazo entre este e a balança comercial. Num cenário de aquecimento da produção doméstica, por exemplo, há aumento da demanda interna por máquinas e equipamentos, produtos que compõe a balança comercial de bens de capital. Com isso, há um aumento da importação destes bens. Considerando constante o volume de exportações, tal fato corrobora o efeito negativo do PIB doméstico sobre o saldo da balança comercial de bens de capital. Por último, o sinal positivo do PIB mundial representa uma relação positiva e estatisticamente significativa a 1% deste com a balança comercial. Um aumento do PIB mundial faz com que as exportações brasileiras de bens de capital aumentem, elevando assim o saldo da balança comercial desta categoria.

Na sequência, para a balança comercial de bens duráveis (lnBCBD), verifica-se que apenas o coeficiente positivo encontrado para o câmbio nominal é estatisticamente significativo. Para este caso, dada uma alteração de um desvio padrão no câmbio, equivalente a um choque inesperado nesta variável, a balança responde de forma positiva e mais do que proporcionalmente (aproximadamente 4,2%) à alteração ocorrida. Em outras palavras, há indício de que a balança comercial de bens duráveis é favorecida pela elevação da taxa de câmbio nominal (depreciação do real em relação ao dólar norte americano). Ou seja, a depreciação cambial facilita a concorrência de bens brasileiros com similares importados no mercado doméstico. Ou seja, a alta elasticidade verificada para esse setor pode ser explicada pela concorrência existente entre a oferta interna e externa desses bens, visto que a demanda irá escolher entre o bem doméstico ou estrangeiro, levando em consideração o preço. Apesar de não se apresentarem significativos, os coeficientes negativos encontrados para o PIB doméstico e PIB mundial, demonstram uma possível relação positiva de longo prazo entre estes e a balança comercial.

Por fim, para a balança comercial de bens intermediários e matérias-primas (lnBCBIMP), apenas o PIB doméstico não foi significativo estatisticamente. Dado um choque de um desvio padrão no câmbio nominal, equivalente a um choque inesperado nesta variável, a balança comercial destes bens responde negativamente e menos que proporcionalmente (-0,63%), ao passo que a alteração de 1% no PIB mundial causa uma resposta mais que proporcional (1,83%) na balança comercial destes bens. O sinal negativo para o coeficiente do câmbio, significativo a um nível de significância de 10%, evidencia que um choque inesperado na taxa de câmbio nominal, equivalente a uma depreciação cambial, causa uma redução da balança comercial de bens intermediários e matérias-primas. Tal fato indica que a exportação de bens desta categoria parece ser prejudicada por uma depreciação na taxa de câmbio. Este resultado demonstra uma inelasticidade dos bens intermediários e matérias-primas frente a alterações no câmbio nominal. Resultado semelhante foi encontrado por Sonaglio, Scalco e Campos (2010), em que os autores encontraram inelasticidade para o setor de borracha frente a oscilações cambiais, no longo prazo. Além disso, Alencar (2014) verificou a mesma elasticidade para os bens intermediários. A relativa inelasticidade dos bens básicos pode estar associada a grande concorrência existente nestes mercados em escala global, assim como, adicionalmente, cita-se a relativa homogeneidade destes produtos. Ademais, o ritmo intenso de crescimento das economias asiáticas, sobretudo da China, garante a manutenção de patamares elevados da demanda por esses insumos, elevando o preço dos mesmos em nível internacional. Desta forma, as exportações brasileiras desta categoria são duplamente favorecidas (quantidade e preço) e tornam a balança comercial desta categoria menos sensível a oscilações cambiais.

Já o coeficiente positivo do PIB mundial, significativo a 1%, indica uma relação positiva de longo prazo com a balança comercial; a elevação do PIB mundial causa um aumento da balança comercial desta categoria, ou seja, dado um volume de importações constantes, a demanda mundial pelas exportações brasileiras destes bens se eleva.

4.4 Análise das funções impulso-resposta

Visto que o maior interesse do presente trabalho é analisar a dinâmica de resposta das balanças comerciais por categoria de uso a variações no câmbio, são apresentadas e analisadas as funções de impulso-resposta 12 passos à frente para cada categoria de uso.

4.4.1 Balança comercial de bens de capital

Os modelos VAR básico, VAR estrutural⁷ e VEC foram estimados com quatro defasagens das variáveis endógenas para esta categoria de uso, de acordo com o critério AIC utilizado no teste de defasagem do VAR. Os modelos foram construídos seguindo a mesma especificação e com as mesmas variáveis: *BCBK*, *CAM*, *PIB* e *PIBMUNDO*. Visto que as séries são estacionárias de primeira ordem, os três modelos foram estimados com as variáveis em primeira diferença de seus logaritmos naturais. De acordo com os testes de diagnóstico realizados (Apêndices D, E e F), os modelos parecem ser compatíveis com as hipóteses nulas de ausência de autocorrelação residual e estabilidade paramétrica.

Na Figura 3 a seguir, a função impulso-resposta estimada para o VAR básico é apresentada. Observa-se que a resposta da balança comercial ao choque unitário no câmbio nominal se dá principalmente nos 4 períodos após o impulso – choque inesperado equivalente a uma depreciação cambial de um desvio-padrão –, no quais os efeitos oscilam entre negativos e positivos. A partir daí, o efeito do choque no câmbio segue uma trajetória de equilíbrio que perdura até o período final da análise. Há que se destacar que as oscilações percebidas na função impulso-resposta são pequenas, indicando pouca influência de uma variação no câmbio nominal sobre a balança comercial de bens de capital para este modelo.

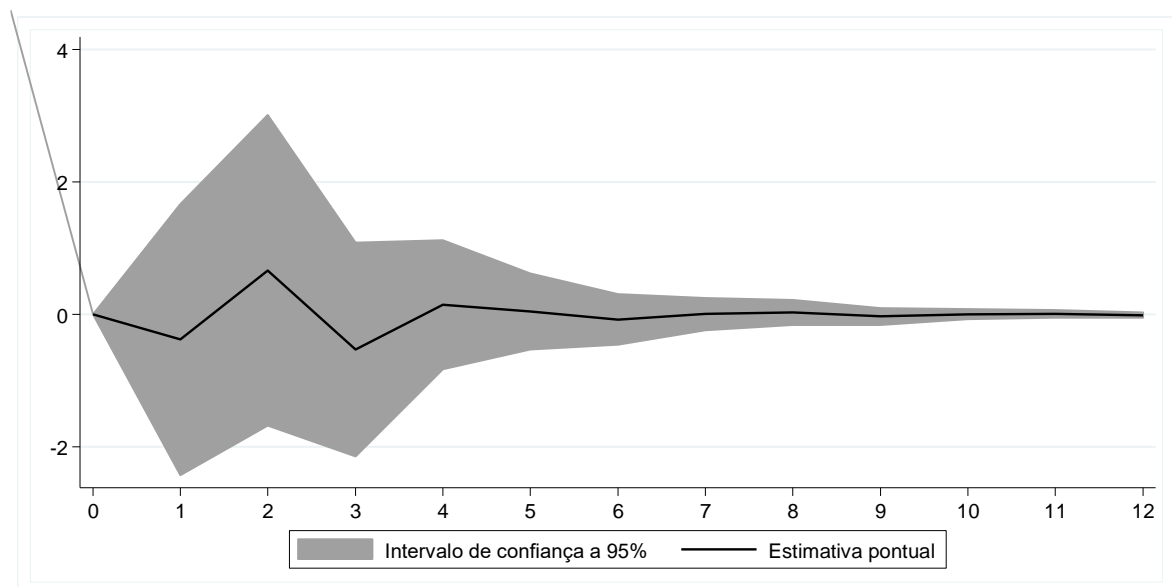


Figura 3 - Resposta da balança comercial de bens de capital ao choque unitário no câmbio nominal – VAR básico.

Fonte: Elaboração da autora.

⁷ Os modelos estruturais utilizaram identificação do tipo Sims-Bernanke, com base nas equações definidas em (26), (27), (28) e (29).

Na sequência, um modelo VAR estrutural foi estimado para as mesmas variáveis. Os resultados encontrados estão expostos na Tabela 5, que apresenta os efeitos imediatos obtidos através da matriz de relações contemporâneas.

Tabela 5 – Estimativa da matriz de relações contemporâneas (BCBK).

Relações contemporâneas			
De	Sobre	Coefficientes*	<i>p</i> -valor
CAM (dif.lnCAM)	BCBK (dif.lnBCBK)	-0,3981	0,490
PIB (dif.lnPIB)	BCBK (dif.lnBCBK)	1,031	0,053
PIBMUNDO (dif.lnPIBMUNDO)	BCBK (dif.lnBCBK)	0,3274	0,728

Fonte: Elaboração da autora.

Nota¹: Dado que as séries foram tomadas nas primeiras diferenças dos logaritmos, os coeficientes encontrados referem-se a relações entre taxas de crescimento, genericamente denominadas elasticidades.

Para a balança comercial de bens de capital, dois dos três parâmetros de relações contemporâneas não se apresentaram significativos, sendo estes a taxa de câmbio nominal e o PIB mundial. Para o PIB doméstico, único parâmetro significativo, o sinal encontrado do coeficiente não está de acordo com o esperado, visto que este se mostrou positivo. Ou seja, a balança comercial de bens parece ser estimulada, mais que proporcionalmente, por elevações do PIB nacional, em que o aumento da renda doméstica causa um aumento imediato nas exportações e/ou uma redução nas importações de tais bens.

Na Figura 4, pode-se observar as respostas acumuladas da balança comercial de bens de capital ao choque positivo no câmbio nominal, contemporaneamente e nos períodos seguintes ao choque.

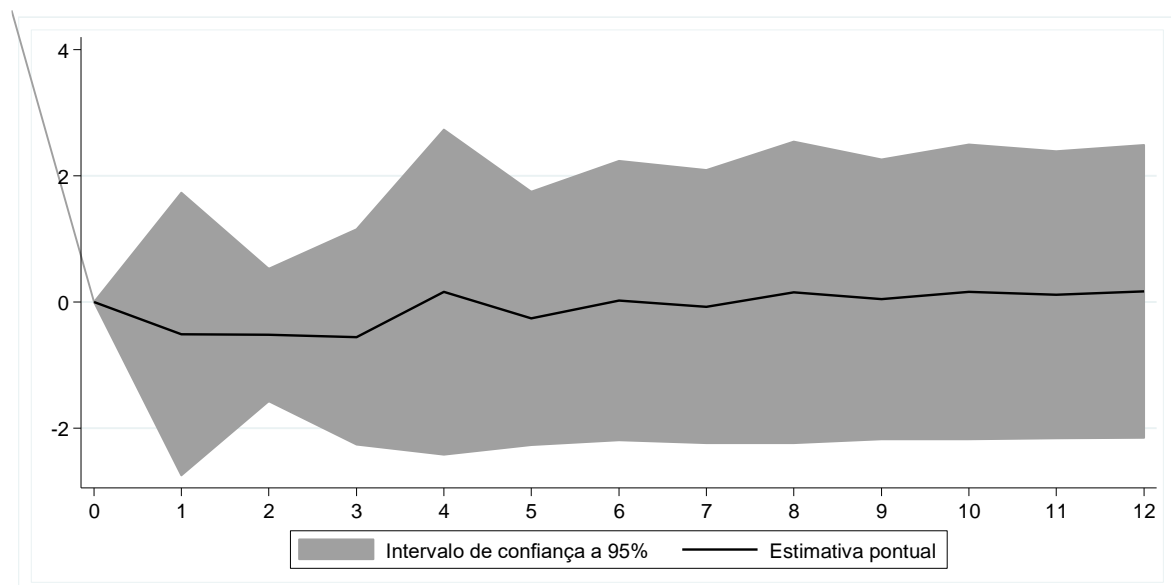


Figura 4 - Respostas acumuladas da balança comercial de bens de capital ao choque unitário no câmbio nominal – SVAR.

Fonte: Elaboração da autora.

Para o modelo VAR estrutural, a Figura 4 mostra uma redução da balança comercial nos três períodos (meses) subsequentes ao choque no câmbio. Após, há um período de aumento da balança comercial, seguido por um momento de redução. Após o 5º período, o choque no câmbio apresenta um efeito positivo sobre a balança comercial, que perdura até o período final da análise. Para este modelo, as alterações ocorridas na balança comercial de bens de capital após um choque na taxa de câmbio também são pouco expressivas, indicando pouca influência desta sobre a exportação e importação de bens de capital. Apesar de apresentar deterioração da balança comercial nos períodos iniciais, este modelo VAR estrutural parece rejeitar a hipótese de existência de Curva-J para a balança comercial de bens de capital. No longo prazo, a CML também não é válida.

No que se refere ao modelo VEC, por fim, a Figura 5 mostra as respostas acumuladas da balança comercial ao choque unitário no câmbio.

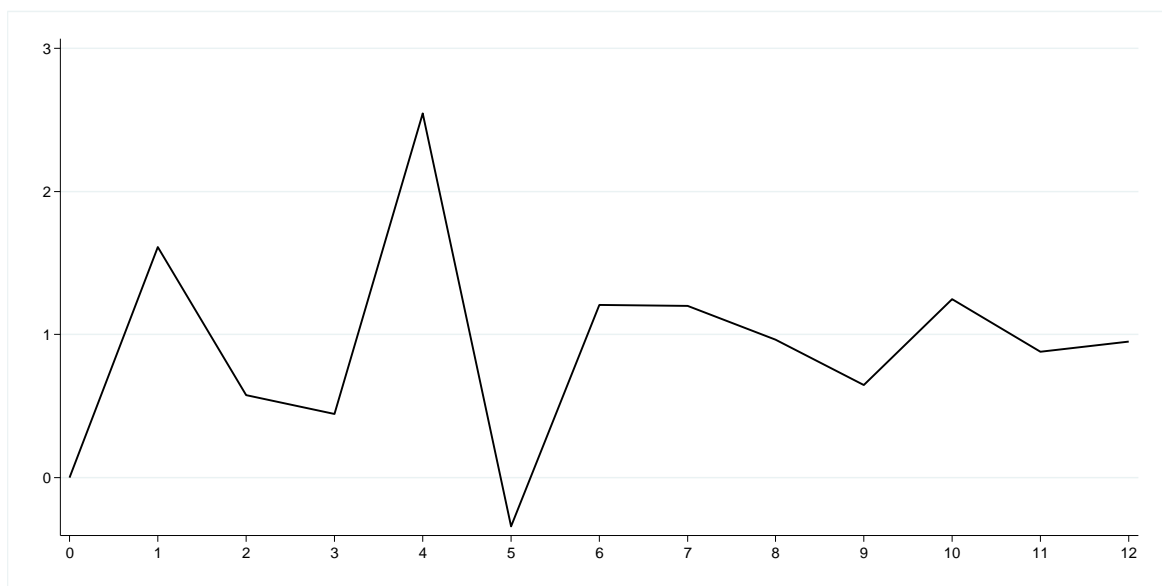


Figura 5 – Respostas acumuladas da balança comercial de bens de capital ao choque unitário no câmbio – VECM.

Fonte: Elaboração da autora.

É possível perceber que logo após o choque a balança comercial responde de forma positiva e com uma magnitude alta ao choque unitário no câmbio. Porém, não há predominância desta elevação, visto que durante os doze períodos de análise após o choque as respostas da balança oscilam entre positivas e negativas. Para os períodos finais da análise, pode-se notar que a balança comercial se encaminha para um equilíbrio e este, por sua vez, se dá em um patamar mais elevado que o inicial, satisfazendo a CML. Sonaglio, Carvalho e Campos (2012) encontraram resultado semelhante em seu trabalho, onde a CML foi

verificada para os setores de equipamentos eletrônicos e de peças e outros veículos. No curto prazo, o modelo VEC estimado para essa categoria também parece rejeitar a existência do fenômeno de Curva-J.

4.4.2 Balança comercial de bens duráveis

Para a balança de bens duráveis os modelos VAR básico, VAR estrutural e VEC foram estimados com quatro defasagens nas variáveis endógenas. Os modelos VAR básico e SVAR foram estimados seguindo a mesma especificação e com as mesmas variáveis: *BCBD*, *CAM*, *PIB* e *PIBMUNDO*. Os testes de diagnóstico realizados (Apêndices D, E e F), indicam que os modelos parecem ser compatíveis com as hipóteses nulas de ausência de autocorrelação residual e estabilidade paramétrica.

Primeiramente, a função impulso-resposta para o VAR básico foi estimada, conforme a Figura 6 a seguir:

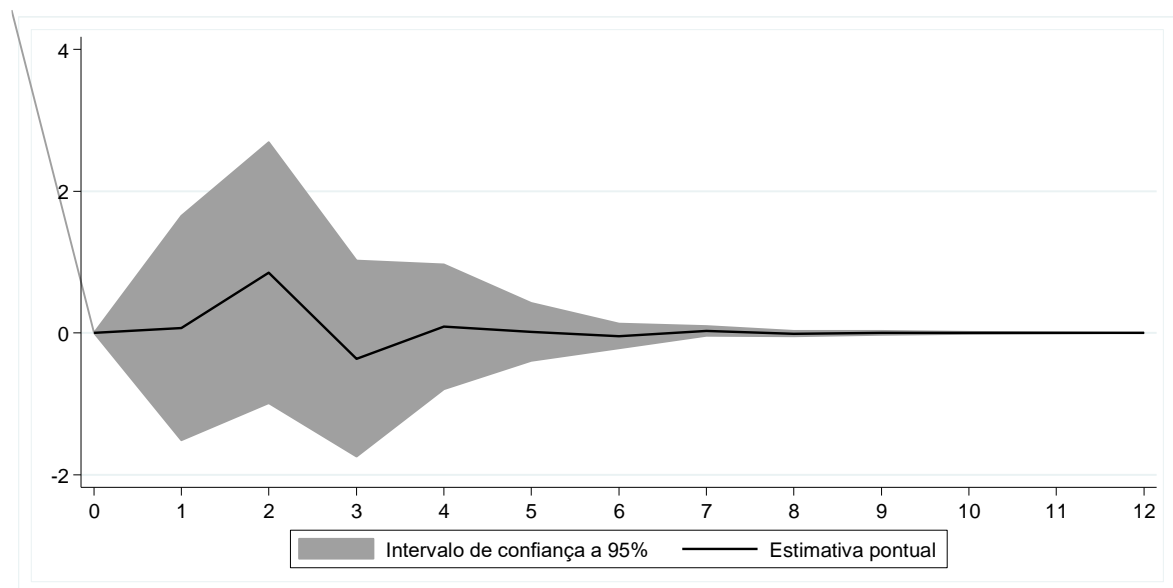


Figura 6 – Resposta da balança comercial de bens duráveis ao choque unitário no câmbio – VAR básico.

Fonte: Elaboração da autora.

A análise da Figura 6 torna possível perceber que os efeitos do choque unitário no câmbio sobre a balança comercial de bens duráveis acontece nos 4 períodos logo após o impulso e de forma positiva. Num primeiro momento, a balança comercial parece responder de forma pouco significativa, mas positiva, ao choque no câmbio. Após, os efeitos do choque no câmbio se alteram entre negativos e positivos. Neste caso, as oscilações percebidas na

função impulso-resposta também são pequenas. A partir do 4º período, o efeito do choque no câmbio segue uma trajetória de equilíbrio que perdura até o final da análise.

A Tabela 6 apresenta os resultados, encontrados a partir da estimação do modelo VAR estrutural, para a matriz de relações contemporâneas, para as mesmas variáveis. Neste caso, os efeitos apresentados são imediatos.

Tabela 6 – Estimativa da matriz de relações contemporâneas (BCBD).

Relações contemporâneas			
De	Sobre	Coefficientes*	<i>p</i> -valor
CAM (dif.lnCAM)	BCBD (dif.lnBCBD)	-0,849	0,039
PIB (dif.lnPIB)	BCBD (dif.lnBCBD)	0,3634	0,335
PIBMUNDO (dif.lnPIBMUNDO)	BCBD (dif.lnBCBD)	0,2184	0,740

Fonte: Elaboração da autora.

Nota¹: Dado que as séries foram tomadas nas primeiras diferenças dos logaritmos, os coeficientes encontrados referem-se a relações entre taxas de crescimento, genericamente denominadas elasticidades.

A matriz de relações contemporâneas da balança comercial de bens duráveis apresenta dois parâmetros não significativos estatisticamente, sendo estes o PIB doméstico e PIB mundial. Para a taxa de câmbio nominal, o sinal do coeficiente mostrou-se negativo, diferente do esperado, demonstrando que depreciações da moeda doméstica tendem a desestimular as exportações brasileiras de bens duráveis e/ou aumentar a demanda interna pela importação destes bens, o que aumenta o saldo da balança comercial desta categoria.

As respostas acumuladas da balança comercial de bens duráveis ao choque unitário no câmbio nominal podem ser observadas na Figura 7 a seguir.

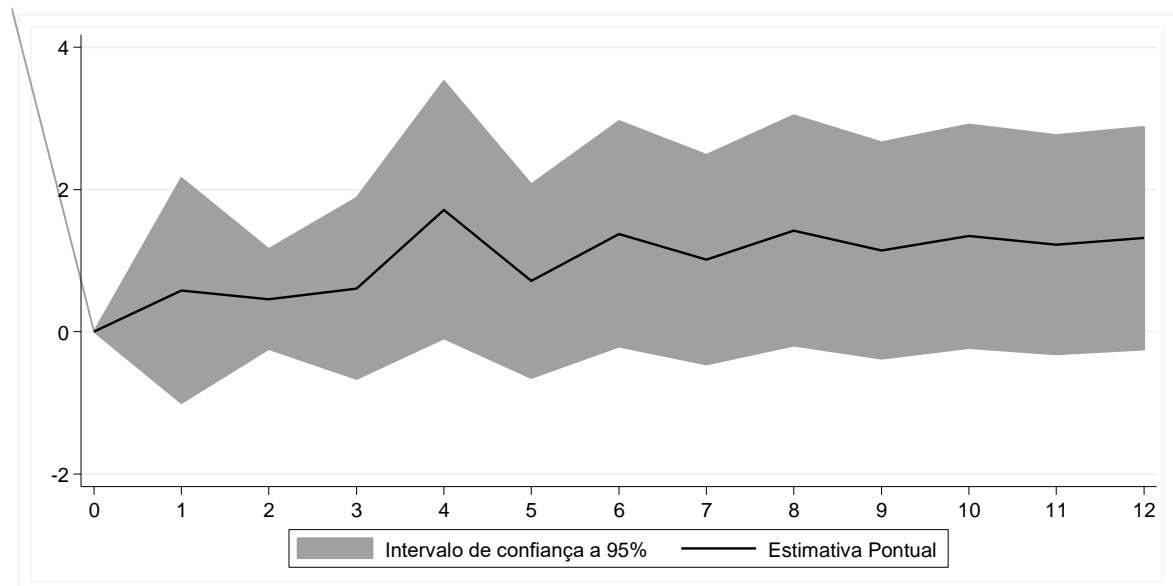


Figura 7 – Respostas acumuladas da balança comercial de bens duráveis ao choque unitário no câmbio – SVAR.

Fonte: Elaboração da autora.

Para o modelo VAR estrutural, percebe-se que a resposta da balança comercial ao choque no câmbio é positiva. Desde o período inicial, o efeito do impulso – choque – no câmbio é positivo sobre a balança. Apesar de em alguns períodos haver redução do efeito, este se mantém positivo em todo o período de análise. No período final, o saldo da balança comercial é superior ao inicial, o que valida a CML para esse modelo. Neste caso também a hipótese de Curva-J parece não ser válida.

A seguir, a Figura 8 apresenta as respostas acumuladas da balança comercial ao choque unitário no câmbio, para o modelo VEC:

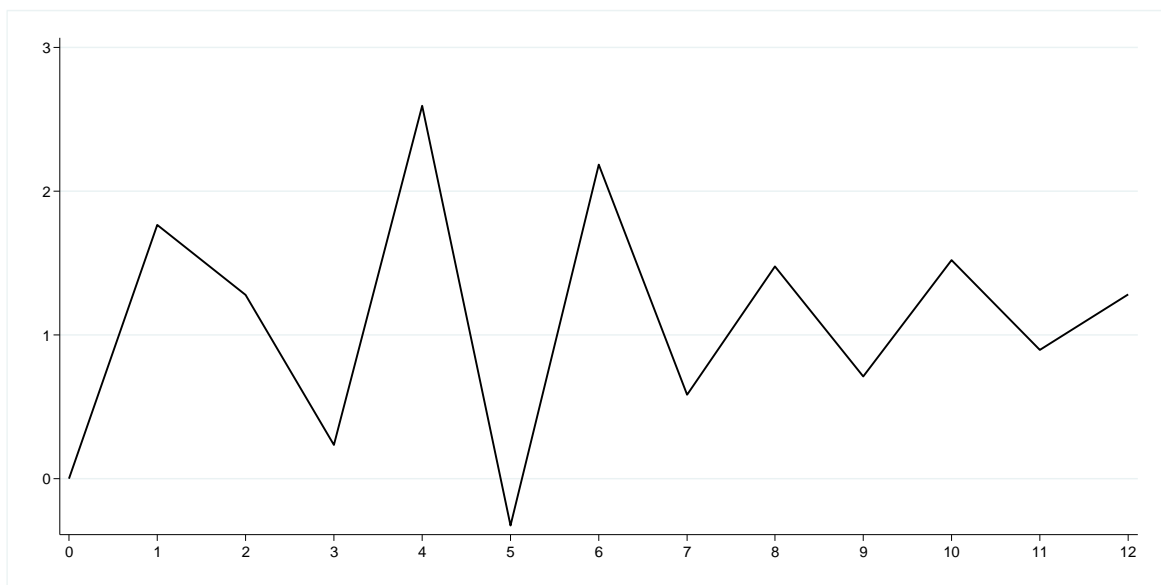


Figura 8 – Respostas acumuladas da balança comercial de bens duráveis ao choque unitário no câmbio – VECM.

Fonte: Elaboração da autora.

A análise da Figura 8 torna possível perceber que a balança comercial de bens duráveis é bastante sensível ao choque no câmbio nominal. Entretanto, durante os doze períodos após o choque, há uma alternância entre elevações e reduções do saldo da balança desta categoria, tal como visto para a balança comercial de bens de capital. Entretanto, a magnitude das respostas da balança de bens duráveis é bastante superior, indicando maior sensibilidade da mesma a um choque no câmbio. Além disso, quando comparada à categoria anterior, é possível perceber que a balança comercial de bens duráveis parece demorar mais para atingir seu equilíbrio. Para esta estimação VECM, a CML é verificada no longo prazo. Porém, no curto prazo, a existência do fenômeno de Curva-J parece ser rejeitada.

4.4.3 Balança comercial de bens não-duráveis

Para a balança comercial de bens não-duráveis, foram estimados apenas os modelos VAR básico e VAR estrutural. Tal como indicado no Apêndice B, o teste de cointegração para esta categoria demonstrou que a mesma não apresenta cointegração entre suas variáveis, o que impossibilita a estimação de um modelo VEC. Os modelos VAR básico e SVAR foram estimados com as seguintes variáveis: *BCBND*, *CAM*, *PIB* e *PIBMUNDO*, tomadas em primeira diferença de seus logaritmos naturais.

A Figura 9 apresenta a função impulso-resposta estimada pelo modelo VAR básico.

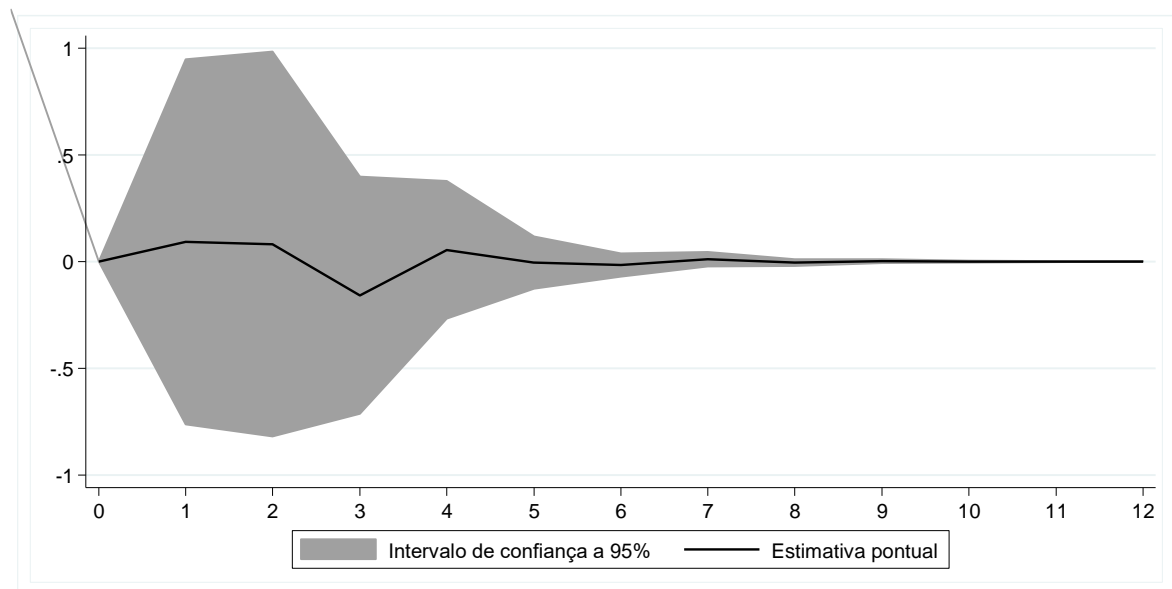


Figura 9 – Resposta da balança comercial de bens não-duráveis ao choque unitário no câmbio – VAR básico.

Fonte: Elaboração da autora.

Pela análise da Figura 9 é possível perceber que a balança comercial de bens não-duráveis responde de forma modesta ao choque unitário no câmbio nominal, visto que nos dois primeiros períodos após o choque, a balança responde com um pequeno aumento. Após isso, há um movimento de queda da mesma. Em seguida, a balança comercial inicia uma trajetória de equilíbrio, que é verificado até o final do período de análise.

No que se refere à estimativa do modelo VAR estrutural, a Tabela 7 apresenta os resultados imediatos encontrados a partir da matriz de relações contemporâneas.

Tabela 7 – Estimativa da matriz de relações contemporâneas (BCBND).

Relações contemporâneas		Coeficientes*	p-valor
De	Sobre		
CAM (dif.lnCAM)	BCBND (dif.lnBCBND)	-0,0527	0,804
PIB (dif.lnPIB)	BCBND (dif.lnBCBND)	-0,1128	0,565
PIBMUNDO (dif.lnPIBMUNDO)	BCBND (dif.lnBCBND)	0,3715	0,277

Fonte: Elaboração da autora.

Nota¹: Dado que as séries foram tomadas nas primeiras diferenças dos logaritmos, os coeficientes encontrados referem-se a relações entre taxas de crescimento, genericamente denominadas elasticidades.

Para a balança comercial de bens não-duráveis, nenhum dos coeficientes obtidos foi estatisticamente significativo. Porém, ao analisar os sinais dos coeficientes obtidos, percebe-se que os sinais do PIB doméstico e do PIB mundial estão de acordo com o esperado.

A seguir, a Figura 10 apresenta a função impulso-resposta obtida a partir da estimação do modelo VAR estrutural.

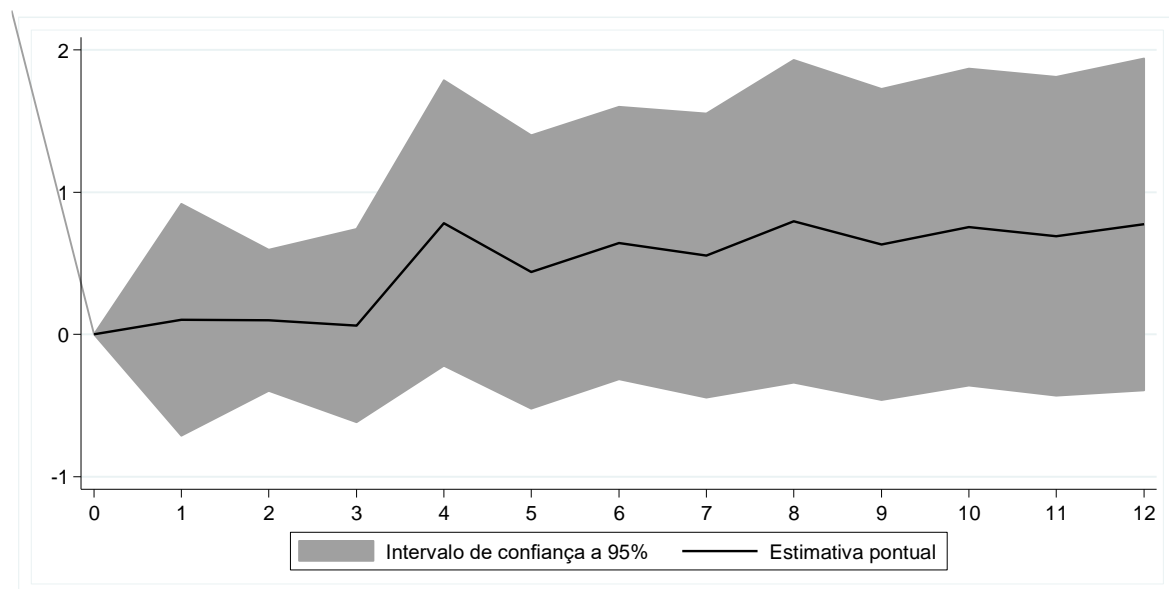


Figura 10 – Respostas acumuladas da balança comercial de bens não-duráveis ao choque unitário no câmbio – SVAR.

Fonte: Elaboração da autora.

A análise da Figura 10 torna possível perceber que, no longo prazo, a balança comercial responde positivamente ao choque no câmbio, validando, também para esse modelo, a CML. Tal resultado desse modelo e do anteriormente estimado está de acordo com o encontrado por Sonaglio, Carvalho e Campos (2010), que confirmou a CML para os setores de calçados, artigos de vestuário e madeira e mobiliário. Apesar de períodos de redução, o nível do saldo da balança comercial observado no período final da análise é superior ao

inicial. Ou seja, a balança comercial de bens não-duráveis responde positivamente ao choque no câmbio nominal. Mais uma vez, o fenômeno da Curva-J não é verificado.

4.4.4 Balança comercial de bens intermediários e matérias-primas

Para a balança comercial de bens intermediários e matérias-primas, foram estimados os modelos VAR básico, VAR estrutural e VEC, todos com quatro defasagens das variáveis endógenas e seguindo a mesma especificação e com as mesmas variáveis: *BCBIMP*, *CAM*, *PIB* e *PIBMUNDO*. Os três modelos foram estimados com as variáveis em primeira diferença de seus logaritmos naturais. Conforme resultados presentes nos Apêndices D, E e F, as hipóteses nulas de ausência de autocorrelação residual e estabilidade paramétrica não foram rejeitadas.

A Figura 11 apresenta a função impulso-resposta do modelo VAR básico, primeiro modelo a ser estimado para esta categoria:

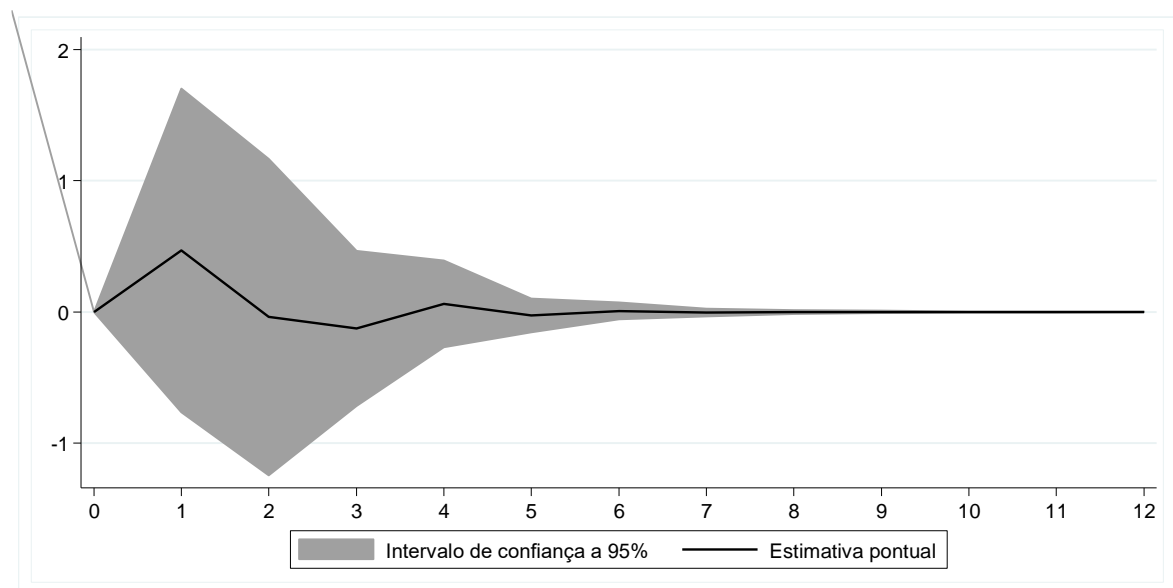


Figura 11 – Resposta da balança comercial de bens intermediários e matérias-primas ao choque no câmbio – VAR básico.

Fonte: Elaboração da autora.

De imediato, a balança comercial de bens intermediários e matérias-primas responde com um aumento de seu saldo, seguido de uma redução à mesma proporção. Após, a balança comercial reage com uma nova redução. No 4º período é verificado um aumento do saldo da balança comercial e, desde então, a balança comercial apresenta uma trajetória de equilíbrio.

Tal como verificado para as outras balanças comerciais, as magnitudes dessas variações são pequenas.

A seguir, na Tabela 8, os resultados da matriz de relações contemporâneas, obtidas através da estimação do modelo VAR estrutural estão expostos. Nesta matriz, os efeitos das variáveis explicativas sobre a balança comercial são imediatos.

Tabela 8 – Estimativa da matriz de relações contemporâneas (BCBIMP).

Relações contemporâneas			
De	Sobre	Coefficientes*	<i>p</i> -valor
CAM (dif.lnCAM)	BCBIMP (dif.lnBCBIMP)	0,6645	0,03
PIB (dif.lnPIB)	BCBIMP (dif.lnBCBIMP)	-0,3838	0,172
PIBMUNDO (dif.lnPIBMUNDO)	BCBIMP (dif.lnBCBIMP)	0,3715	0,147

Fonte: Elaboração da autora.

Nota!: Dado que as séries foram tomadas nas primeiras diferenças dos logaritmos, os coeficientes encontrados referem-se a relações entre taxas de crescimento, genericamente denominadas elasticidades.

Apenas o câmbio nominal é estatisticamente significativo e o sinal encontrado está de acordo com o esperado. Verifica-se, portanto, que a elevação de 1% na taxa de câmbio nominal, causa um aumento de 0,66% no saldo da balança comercial. Os sinais encontrados para o PIB nacional e PIB mundial, apesar de não significativos, indicam que a balança parece ser prejudicada pelo aumento do primeiro e beneficiada pela elevação do segundo, tal como se esperava.

A Figura 12 apresenta as respostas acumuladas da balança comercial de bens intermediários e matérias-primas ao choque unitário no câmbio.

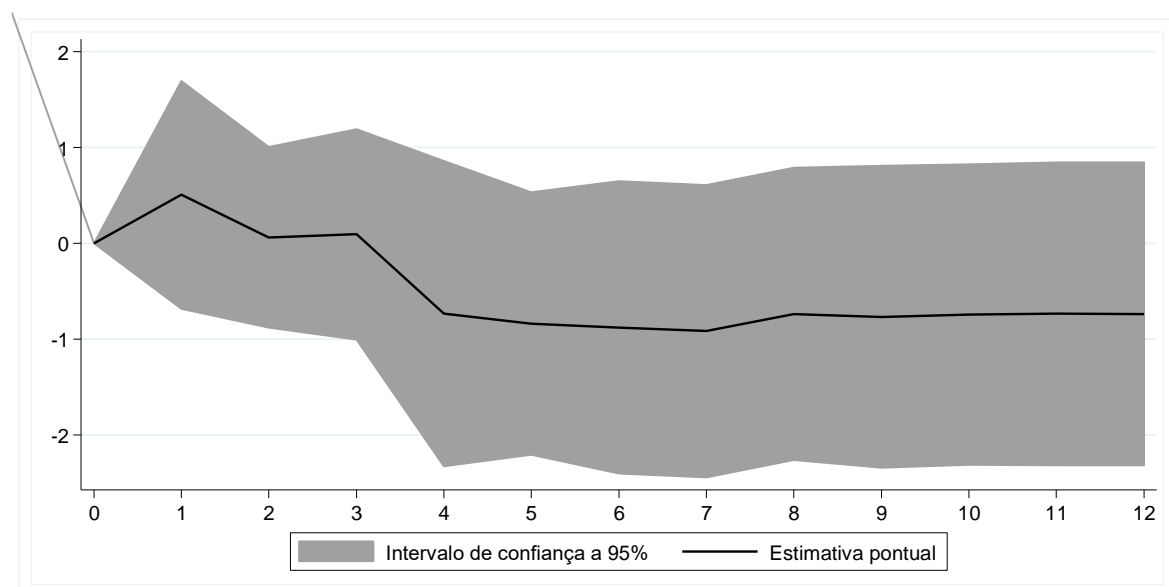


Figura 12 – Respostas acumuladas da balança comercial de bens intermediários e matérias-primas ao choque unitário no câmbio – SVAR

Fonte: Elaboração da autora.

É possível perceber que a resposta imediata da balança comercial a um choque inesperado no câmbio é positiva, tal como verificado na matriz de relações contemporâneas. Porém, após o primeiro período, a balança responde negativamente ao impulso dado no câmbio nominal. Apenas no sétimo período é que a balança volta a apresentar aumento. Desde então, o nível da balança comercial permanece constante. Destaca-se, entretanto, que no final da análise a balança comercial encontra-se em patamar inferior ao de antes do impulso no câmbio, ou seja, pode-se inferir que a balança comercial desta categoria responde negativamente a variações cambiais. No longo prazo, portanto, a CML não é verificada para bens intermediários e matérias-primas. Pode-se inferir a inexistência de Curva-J neste caso também.

Por fim, a Figura 13 apresenta as respostas acumuladas da balança comercial de bens industrializados e matérias-primas ao choque unitário no câmbio, estimadas pelo modelo VEC.

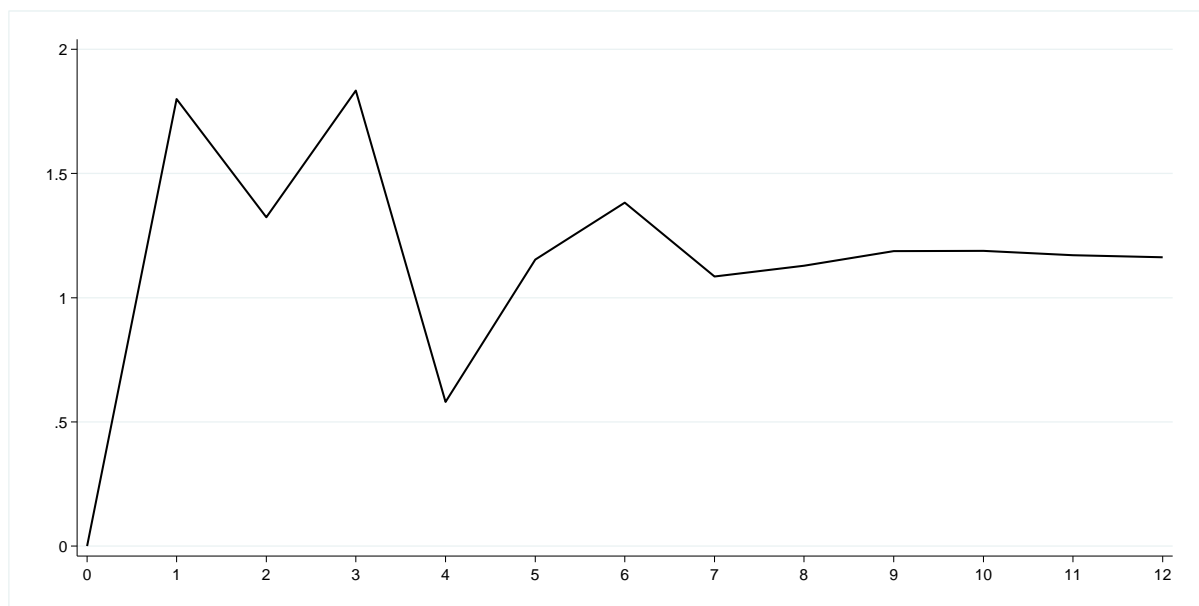


Figura 13 - Respostas acumuladas da balança comercial de bens intermediários e matérias-primas ao choque unitário no câmbio – VECM.

Fonte: Elaboração da autora.

A análise da Figura 13 torna possível perceber que essa categoria responde de forma imediata e bastante positiva ao choque unitário no câmbio. Apenas em dois períodos da análise há redução do saldo da balança comercial e estes, por sua vez, não reduzem o saldo para patamares negativos. O saldo verificado para o final da análise é superior ao inicial, o que valida a CML para esse modelo. Porém, mais uma vez, no curto prazo, a existência de Curva-J é rejeitada. Os resultados encontrados para a categoria de bens intermediários e

matérias-primas estão de acordo com os verificados por Scalco, Carvalho e Campos (2012), os quais validaram a CML para o setor agropecuário brasileiro. No entanto, os autores também rejeitaram o fenômeno de Curva-J para setor.

CONCLUSÕES

Este trabalho se propôs a analisar empiricamente a relação de curto e longo prazo entre a taxa de câmbio e a balança comercial brasileira – desagregada por categoria de uso –, para o período compreendido entre janeiro de 2000 a dezembro de 2013, com a finalidade de verificar a existência do fenômeno de Curva-J e a validade da Condição de Marshall-Lerner. Para tanto, o estudo foi conduzido para as seguintes categorias de uso: bens de capital, bens duráveis, não duráveis e bens intermediários e matérias-primas.

Com base na revisão de literatura apresentada, foi proposto um modelo teórico a ser estimado, a fim de tentar retratar o comportamento dos saldos das balanças comerciais frente a seus determinantes, a saber, taxa de câmbio nominal, PIB doméstico e PIB mundial.

Os resultados permitiram concluir que três categorias de uso são cointegradas com as demais variáveis, sendo essas a balança de bens de capital, de bens duráveis e de bens intermediários e matérias-primas. Desta forma, pôde-se afirmar que existe uma relação linear de equilíbrio de longo prazo entre tais categorias de uso e seus determinantes. Esses resultados apontaram que o melhor modelo a ser utilizado deveria ser o VEC. Apenas a balança comercial de bens não-duráveis não apresentou cointegração com seus determinantes, assim, o modelo utilizado para sua estimação foi o SVAR. Os resultados do modelo SVAR e dos modelos VEC estimados foram analisados por meio de matrizes de relações contemporâneas e de funções impulso resposta.

As matrizes de relações contemporâneas apresentadas no estudo mostram que apenas a balança comercial de bens intermediários e matérias-primas apresentou sinal significativo e condizente com a teoria, indicando que a taxa de câmbio possui um efeito positivo sobre a balança comercial dessa categoria. Para as demais, apesar de os sinais observados serem significativos, não condizem com o esperado. Os resultados encontrados reforçam que os choques cambiais são mais efetivos para os segmentos de bens de capital (efeito negativo) e de bens intermediários e matérias-primas (efeito positivo), respectivamente.

As funções de resposta aos impulsos acumulados no tempo mostraram que o choque de um desvio padrão na taxa de câmbio nominal (equivalente a uma depreciação cambial) provoca elevação nos saldos de todas as balanças comerciais estudadas, sendo o resultado mais significativo observado para a categoria de bens intermediários e matérias-primas.

Dos resultados encontrados, as balanças comerciais de bens de capital, bens duráveis e bens intermediários e matérias-primas parecem satisfazer a CML. No que se refere ao

fenômeno da Curva-J, as funções de impulso resposta não apresentaram resultados compatíveis para nenhuma categoria.

Os resultados encontrados neste estudo levantam uma questão bastante importante para a discussão da política cambial e sua efetividade no Brasil, pois, conquanto exista uma relação de elasticidade de transmissão câmbio-balança comercial elevada para bens de capital e bens duráveis (4,35% e 4,20%), a função de impulso-resposta para essas categorias não mostram resultados elevados, o que levanta a questão de que a política cambial *per se* não é suficiente impulso para o comércio exterior. Neste sentido a competitividade das exportações não dependeria em grande medida do câmbio.

Para, os não-duráveis, que não apresentaram cointegração, os modelos VAR básico e SVAR também revelaram funções de impulso-resposta pouco sensíveis a variações cambiais.

Com relação aos bens intermediários e matérias-primas, a elasticidade de transmissão câmbio-balança comercial é baixa e negativa e os choques cambiais, observados pelas funções de impulso-resposta do modelo VECM, mostram que uma depreciação da moeda nacional leva a uma queda no valor da balança neste mercado, pois acredita-se que o efeito valor deve prevalecer ao efeito volume.

O presente estudo se diferencia dos demais já existentes na questão de desagregar a balança comercial em categorias distintas. Entende-se que, dessa forma, o mesmo pôde avançar na compreensão de que setores diferentes podem ter comportamentos bastante distintos no que se refere à taxa de câmbio. Estes resultados ampliam a compreensão acerca do alcance da política cambial no Brasil.

Os resultados encontrados permitem inferir que a política cambial *per se* não apresenta resultados satisfatórios para as diferentes categorias de uso analisadas neste estudo. Conquanto, a condição de Marshall-Lerner seja observada, e a elasticidade de transmissão entre câmbio e balança comercial seja significativa, outros fatores parecem limitar a política cambial. Para isso, sugere-se que estudos futuros considerem estes resultados, associando-os a choques de competitividade; reduções nos custos industriais, por exemplo.

Neste contexto, a concorrência externa e o fato do Brasil ser tomador de preços externos no comércio exterior, parecem explicar parcialmente tal fenômeno observado. Visto que a Curva-J foi rejeitada para todas as categorias analisadas, pode-se concluir que políticas cambiais de depreciação da moeda doméstica não justificam a sua ineficiência no curto e médio prazo apenas pelas rigidezes e contratos, mas sim pela estrutura do mercado em si.

Assim, a evidência da Curva J não pode ser apontada como um fator que torna a política cambial no Brasil um elemento de alcance limitado, uma vez que existem fortes

indícios que não se manifeste para os dados da economia brasileira. Este estudo destaca a relevância de outras vias, que não a cambial, para alterações na balança comercial e promoção do comércio exterior.

REFERÊNCIAS

- ALENCAR, J. J. A. **Análise da Condição de Marshall-Lerner e da Curva-J por categorias de uso no Brasil**. Dissertação (Programa de Pós-Graduação em Economia), Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2014.
- ADAMI, A. C. O. **Risco e retorno de investimento em citros no Brasil**. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2010.
- BACKUS, D; KEHOE, P. J; KYDLAND, F. E. et al. Dynamics of the trade balance and the terms of trade: the J-curve? **American Economic Review**, vol. 84, p. 84-103, 1994.
- BAHMANI-OSKOOEE, M. Devaluation and the J-Curve: Some Evidences from LDCs. **The Review of Economics and Statistics**, vol. 67, No. 3, p. 500-504, 1985.
- BAHMANI-OSKOOEE, M. Nominal and real effective exchange rates of Middle Eastern countries and their trade performance. **Applied Economics**, vol. 33, p. 103-111, 2001.
- BAHMANI-OSKOOEE, M.; G. GOSWAMI, B.; TALUKDAR. The Bilateral J-Curve: Australia versus her 23 Trading Partners. **Australian Economic Papers**, vol. 44, No. 2, p. 110-120, 2005.
- BAHMANI-OSKOOEE, M.; HARVEY, H. J-Curve: Singapore versus her Major Trading Partners. **Economic papers**, vol. 31, No. 4, p. 515-522, 2012.
- BAHMANI-OSKOOEE, M.; RATHA, A. The Bilateral J-Curve: Sweden versus her 17 Major Trading Partners. **International Journal of Applied Economics**, vol. 4, No. 1, p. 1-13, 2007.
- BAHMANI-OSKOOEE, M.; XU, J. Is there evidence of the j-curve in commodity trade between the USA and Hong Kong? **The Manchester School**, vol. 80, No. 3, p. 295-320, 2012.
- BAHMANI-OSKOOEE, M.; ZHANG, R. Is there J-Curve effect in the commodity trade between Korea and rest of the world? **Economic Change and Restructuring**, vol. 47, No. 3, p. 227-250, 2014.
- BALDWIN, A.; KRUGMAN, P. Persistent trade effects of large exchange rate shocks. **Quartely Journal of Economics**, vol. 104, p. 635-54, 1989.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL – **Boletins**. Disponível em <<http://www.bcb.gov.br/pt-br/paginas/default.aspx>>. Acesso em março de 2015.
- BICKERDIKE, C. F. **The Instability of Foreign Exchange**. The Economic Journal, vol. 30, No. 117, pp. 118-122, 1920.
- BLANCHARD, O. **Macroeconomia**. 5. ed. São Paulo: Pearson, 601 p., 2011.
- BUENO, R. L. S. **Econometria de Séries Temporais**. Cengage Learning, São Paulo, 2008.

BUSTAMANTE, R.; MORALES, F. Probando la condición de Marshall-Lerner y el efecto Curva-J: Evidencia empírica para el caso peruano. **Estudios Económicos**, vol. 17, No. 16, p. 103-126, março 2009.

CARNEIRO, F. L. **A influência da taxa de câmbio sobre o desempenho comercial**. 140 f. Dissertação (Mestrado) - Curso de Economia, Universidade de Brasília, Brasília, 2013.

CHIODI, L. **Integração espacial no mercado brasileiro de milho**. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2006.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 2ª Edição. New Jersey: Wiley, 2004.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimator for auto-regressive times series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, Alexandria, vol. 74, p. 427-431, 1979.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with a unit root. **Econometrica**, Oxford, vol. 49, p. 1057-1072, 1981.

DIXIT, A. Hysteresis and the duration of the J-curve. **Japan and the World Economy**, vol. 6, p. 105-115, 1994.

DORNBUSCH, R. Currency depreciation, hoarding, and relative prices. **Journal of Political Economy**, vol. 81, No. 4, pp. 893-915, 1973.

DORNBUSCH, R; FISCHER, S; STARTZ, R. **Macroeconomia**. 11. ed. Porto Alegre: Amgh, 627p., 2013.

ELLIOT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for na autoregressive unit root. **Econometrica**, Oxford, vol. 64, No. 4, p. 813-836, 1996.

ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, vol. 55, No.2, p. 251-276, 1987.

EWING, J. A. Experimental research in magnetism. **Philosophical Transactions of the Royal Society of London**, vol. 176, No. 2, p. 131-159, 1895.

FARIAS, H. P. **Função resposta a impulso e decomposição da variância do erro de previsão aplicados às principais bolsas de valores**. Dissertação (Programa de Pós-Graduação em Estatística e Experimentação Agropecuária) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2008.

FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL – FMI. Disponível em <<http://www.imf.org/external/index.htm>>. Acesso em março de 2015.

GERLACH, S. Intertemporal speculation, devaluation, and the J-curve, **Journal of International Economics**, Elsevier, vol. 27, No. 3-4, p. 335-345, 1989.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. São Paulo. 5ª Edição. AMGH, 2011.

HILL, R. C.; JUDGE, G. G.; GRIFFITHS, W.E. **Econometria**. 2ª Edição. São Paulo: Saraiva, 2003.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – **IBGE**. Disponível em <<http://www.ibge.gov.br/home/>>. Acesso em março de 2015.

ISARD, P. **Exchange rate economics**. London: Cambridge University Press, 1995.

JAMILOV, R. J-curve Dynamics and the Marshall-Lerner Condition: Evidence from Azerbaijan. **Transition Studies Review**, Vol. 19, p. 313-323, 2012.

JOHANSEN, S. Statistical analysis on cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, vol. 12, p. 231-254, 1988.

KANNEBLEY JUNIOR, S; PRINCE, D de; SCARPELLI, M C. Histerese e o comércio exterior de produtos industrializados brasileiros. **Pesquisa e Planejamento Econômico: PPE**, vol. 41, No. 3, p. 397-432, Dezembro 2011.

KEMP, M. C. The Balance of Payments and the Terms of Trade in Relation to Financial Controls, **Review of Economic Studies**, vol. 37, No. 1, p. 25-31, janeiro 1970.

KENEN, P. B. Macroeconomic theory and policy: how the closed economy was opened. In: JONES, R. W.; KENEN, P. B. **Handbook of international economics**, vol. 2: international monetary economics and finance. Amsterdam: North-Holland, 1985.

KRUEGER, A. O. **Exchange rate determination**. London: Cambridge University Press, 1983.

LERNER, A. P. **The Economics of Control: principles of welfare economics**. The Macmillan Company, 1944.

MAGEE, S.P. Currency Contracts, Pass Through and Devaluation, **Brooking Papers on Economic Activity**, vol. 1, p. 303-325, 1973.

MANSOORIAN, A. habits and Durability in Consumption, and the Dynamics of the Current Account, **Journal of International Economics**, p. 69-82, fevereiro 1998.

MARSHAL, A. **Money, Credit and Commerce**. Macmillan, London, 1923.

MARQUES, L. P. **Teste de cointegração para a Paridade do Poder de Compra para o Brasil – Evidências do Efeito Balassa-Samuelson**. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2003.

MARTINS, G; ARRUDA, e L. **Taxa de câmbio e balança comercial: evidências para o estado do Ceará**. Encontro do Ceará em Debate. Disponível em: http://www2.ipece.ce.gov.br/encontro/2014/trabalhos/TAXA_DE_CAMBIO_E_BALANCA_COMERCIAL_EVIDENCIAS_PARA_O_ESTADO_DO_CEAR_A.pdf, 2014. Acesso em: 17 mar. 2015.

MENDES, S. I; PIZA, C. C. de T. Relação entre a taxa de câmbio e a balança comercial: um teste empírico sobre a curva j no comércio bilateral Brasil - EUA. **Revista Jovens Pesquisadores**, vol. 4, No. 7, p. 72-103, julho/dezembro 2007.

METZLER, L. A. The theory of international trade. In: ELLIS, H. S. (ed.) **A survey of contemporary economics**, vol. 1, 1948.

MOURA, G. V. **Condição de Marshall-Lerner e quebra estrutural na economia brasileira**. 86 f. Dissertação (Mestrado) - Curso de Economia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2005.

MOURA, G.; SILVA, S da. Is there a Brazilian J Curve? **Economic Bulletin**, vol. 6, No. 1, p. 1-17, 2005.

NG, S.; P. PERRON. Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power, **Econometrica**, vol. 69, n. 6, p. 1519-1554, 2001.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, Oxford, vol. 75, No. 2, p. 335-246, 1988.

ROBINSON, J. **Essays in the theory of employment**. Oxford: Basil Blackwell, 201 p., 1947.

SECRETARIA DO COMÉRCIO EXTERIOR DO MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA E COMÉRCIO – MDIC/SECEX. Disponível em: <<http://www.mdic.gov.br/sitio/interna/index.php?area=5>>. Acesso em março de 2015.

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, outubro/dezembro 2012.

SIMS, C. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, Oxford, Vol. 48, No. 1, p. 1-48, 1980.

SONAGLIO, C. M.; SCALCO, P. R.; CAMPOS, A. C. Taxa de Câmbio e a Balança Comercial Brasileira de Manufaturados: Evidências da J-Curve. **Revista Economia**, vol. 11, No. 3, p. 711–734, setembro/dezembro 2010.

SPOLADOR, H. F. S. **Impactos dinâmicos dos choques de oferta e demanda sobre a agricultura brasileira**. Tese (Doutorado Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2006.

SUPRINYAK, C. E. Moeda, tesouro e riqueza: uma anatomia conceitual do mercantilismo britânico do início do século 17. **Estudos Econômicos**. [online], vol. 39, No. 3, p. 571-596, 2009.

TELES, V. K. Choques cambiais, política monetária e equilíbrio externo da economia brasileira em um ambiente de hysteresis. *Economia Aplicada*. [online]. vol. 9, No. 3, p. 415-426, 2005.

YAZICI, M. Is the J Curve effect observable in Turkish agricultural sector? **Journal of Central European Agriculture**, vol. 7, No. 2, p. 319-322, 2006.

ZINI JÚNIOR, A. **Taxa de câmbio e política cambial no Brasil**. 2. ed. São Paulo: Universidade de São Paulo, 1995.

APÊNDICES

Apêndice A - Matrizes de correlação

Tabela 9 - Matriz de correlação: Variáveis em nível

	lnBCBK	lnBCBD	lnBCBND	lnBCBIMP	lnCAM	lnPIB	lnPIBMUNDO
lnBCBK	1,00						
lnBCBD	0,77	1,00					
lnBCBND	0,75	0,8	1,00				
lnBCBIMP	-0,37	-0,75	-0,39	1,00			
lnCAM	0,49	0,73	0,54	-0,71	1,00		
lnPIB	0,19	0,35	0,21	-0,39	0,86	1,00	
lnPIBMUNDO	-0,29	-0,69	-0,34	0,95	-0,59	-0,22	1,00

Fonte: Elaboração da autora.

Tabela 10 - Matriz de correlação: Variáveis 1ª diferença

	d.lnBCBK	d.lnBCBD	d.lnBCBND	d.lnBCBIMP	d.lnCAM	d.lnPIB	d.lnPIBMUNDO
d.lnBCBK	1,00						
d.lnBCBD	0,19	1,00					
d.lnBCBND	-0,03	0,18	1,00				
d.lnBCBIMP	-0,07	0,07	0,08	1,00			
d.lnCAM	0,06	0,11	0,01	-0,14	1,00		
d.lnPIB	0,07	0,08	0,00	-0,06	0,86	1,00	
d.lnPIBMUNDO	-0,1	-0,1	-0,1	0,19	-0,33	-0,22	1,00

Fonte: Elaboração da autora.

APÊNDICE B – Escolha ótima do número de defasagens

Tabela 11 - Critérios para a seleção do número de defasagens

Variável	FPE	AIC	SC	HQ	Defasagem utilizada - AIC
lnBCBK	4	4	3	2	4
lnBCBD	4	4	2	2	4
lnBCBND	4	4	2	2	4
lnBCBIMP	4	4	2	1	4

Fonte: Elaboração da autora.

Nota: Cada teste foi realizado considerando um nível de significância de 5%.

APÊNDICE C – Testes de cointegração

Tabela 12 – Determinação do número de vetores de cointegração: Balança comercial de bens de capital

Número de Vetores	<i>rconstant</i>		<i>constant</i>		<i>rtrend</i>	
	Estatística-traço	Est. Máximo Autovalor	Estatística-traço	Est. Máximo Autovalor	Estatística-traço	Est. Máximo Autovalor
p == 0	.	52,9183*	47,9590	.	.	66,3244
p <= 1	0,12102	317,643	27,3414	0,11814*	0,14175	41,2546*
p <= 2	0,10512	135,488	105,210	0,09748	0,10848	224,230

Fonte: Elaboração da autora.

Nota: Estatisticamente significativo ao nível de 5%.

Tabela 13 - Determinação do número de vetores de cointegração: Balança Comercial de bens duráveis

Número de Vetores	<i>rconstant</i>		<i>constant</i>		<i>rtrend</i>	
	Estatística-traço	Est. Máximo Autovalor	Estatística-traço	Est. Máximo Autovalor	Estatística-traço	Est. Máximo Autovalor
p == 0	.	621	.	569,953	.	778,710
p <= 1	0,16497	32,5590*	0,16290	27,8351*	0,18559	442,040
p <= 2	0,09818	156,116	0,09463	115,315	0,13070	21,2333*

Fonte: Elaboração da autora.

Nota: Estatisticamente significativo ao nível de 5%.

Tabela 14 - Determinação do número de vetores de cointegração: Balança Comercial de bens não-duráveis

Número de Vetores	<i>rconstant</i>		<i>constant</i>		<i>rtrend</i>	
	Estatística-traço	Est. Máximo Autovalor	Estatística-traço	Est. Máximo Autovalor	Estatística-traço	Est. Máximo Autovalor
p == 0	.	48,4105*	.	41.8143*	.	61,6570*
p <= 1	0,12881	257,949	0,12801	193,506	0,13776	373,483
p <= 2	0,08574	110,936	0,06334	86,199	0,11782	167,897

Fonte: Elaboração da autora.

Nota: Estatisticamente significativo ao nível de 5%.

Tabela 15 - Determinação do número de vetores de cointegração: Balança Comercial de bens intermediários e matérias-primas

Número de Vetores	<i>rconstant</i>		<i>constant</i>		<i>rtrend</i>	
	Estatística-traço	Est. Máximo Autovalor	Estatística-traço	Est. Máximo Autovalor	Estatística-traço	Est. Máximo Autovalor
p == 0	.	61,4231	.	56,8355	.	73,1983
p <= 1	0,19821	25,1934*	0,19743	20,7667*	0,20379	35,8247*
p <= 2	0,09193	93,778	0,07631	77,484	0,11431	15,9172

Fonte: Elaboração da autora.

Nota: Estatisticamente significativo ao nível de 5%.

APÊNDICE D - Testes de autocorrelação dos resíduos

Tabela 16 – Testes de autocorrelação dos resíduos: Balança comercial de bens de capital

Defasagens	Estatística	p-valor
1	77,932	0,95479
2	103,396	0,84830
3	179,907	0,32444
4	97,483	0,87944

Fonte: Elaboração da autora.

Nota¹: H₀: Não há autocorrelação.

Tabela 17 – Testes de autocorrelação dos resíduos: Balança comercial de bens duráveis

Defasagens	Estatística	p-valor
1	6,8517	0,97602
2	7,0877	0,97153
3	15,5797	0,48266
4	15,5701	0,48335

Fonte: Elaboração da autora.

Nota¹: H₀: Não há autocorrelação.

Tabela 18 – Testes de autocorrelação dos resíduos: Balança comercial de bens intermediários e matérias-primas

Defasagens	Estatística	p-valor
1	10,6037	0,83326
2	18,4241	0,29965
3	16,0728	0,44789
4	11,2987	0,79068

Fonte: Elaboração da autora.

Nota¹: H₀: Não há autocorrelação.

APÊNDICE E – Testes de normalidade dos resíduos

Tabela 19 – Resultados do teste de Jarque-Bera para os resíduos das regressões

	Estatística	p-valor
BCBK	2,5127	0,00
BCBD	0,0550	0,97
BCBIMP	5,542	0,0626

Fonte: Elaboração da autora.

Nota¹: H₀: Normalidade dos resíduos.

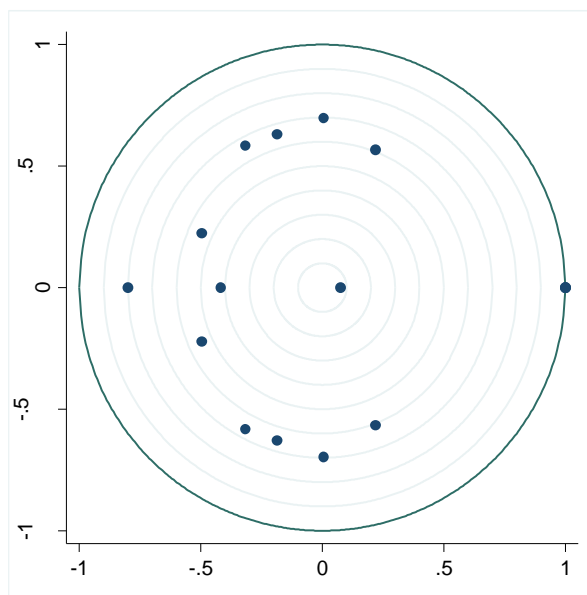
APÊNDICE F – Testes de estabilidade dos VAR's

Figura 14 - Gráfico de estabilidade dos resíduos: Balança comercial de bens de capital
Fonte: Elaboração da autora.

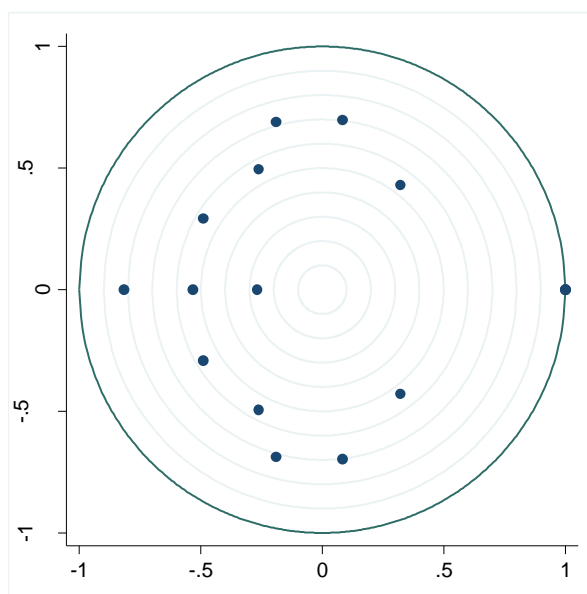


Figura 15 – Gráfico de estabilidade dos resíduos: Balança comercial de bens duráveis
Fonte: Elaboração da autora.

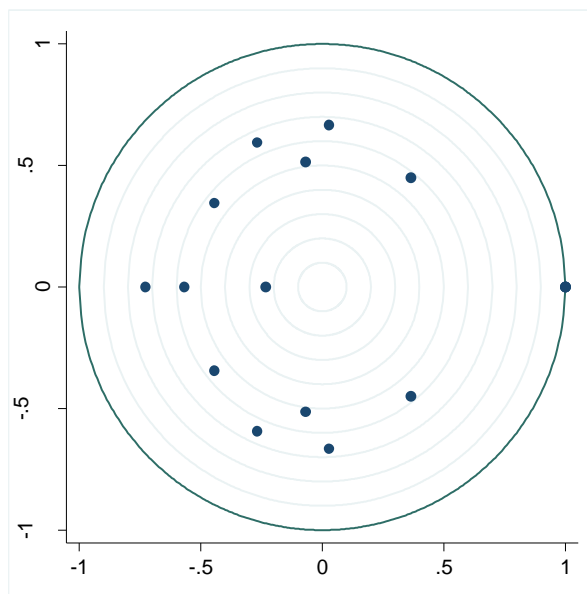


Figura 16 – Gráfico de estabilidade dos resíduos: Balança comercial de bens intermediários e matérias-primas
Fonte: Elaboração da autora.

ANEXOS

ANEXO A – Principais produtos por Categorias de Uso

Tabela 20 – Principais produtos por Categorias de Uso

Bens de capital	Bens Intermediários
Máquinas e equipamentos Máquinas para escritório e equipamentos de informática Máquinas, aparelhos e materiais elétricos Material eletrônico, aparelhos e equipamentos de comunicações Veículos automotores Outros equipamentos de transporte Demais Atividades*	Indústrias Extrativas Alimentos Têxtil Celulose, papel e produtos de papel Refino de petróleo e produção de álcool Outros produtos químicos Borracha e plástico Minerais não metálicos Metalurgia básica Produtos de metal - exclusive máquinas e equipamentos Veículos automotores Demais Atividades**
Bens de consumo durável	Bens de consumo não-durável
Máquinas e Equipamentos Material eletrônico, aparelhos e equipamentos de comunicações Veículos automotores Outros equipamentos de transporte Mobiliário Demais Atividades***	Alimentos Bebidas Fumo Têxtil Vestuário Couros e calçados Edição e impressão Refino de petróleo e produção de álcool Farmacêutica Sabões, detergentes e artigos de perfumaria Demais Atividades****

Fonte: IBGE

*Produtos de Metal - exclusive máquinas e equipamentos; equipamentos de instrumentação médico-hospitalares, ópticos, para automação industrial, cronômetros e relógios; mobiliário e diversos.

**Bebidas; fumo; couros e calçados; madeira; farmacêutica; máquinas e equipamentos; máquinas para escritório e equipamentos de informática; máquinas, aparelhos e materiais elétricos; material eletrônico, aparelhos e equipamentos de comunicações; equipamentos de instrumentação médico-hospitalares, ópticos, para automação industrial, cronômetros e relógios; outros equipamentos de transporte; mobiliário e diversos.

***Têxtil; equipamentos de instrumentação médico-hospitalares, ópticos, para automação industrial, cronômetros e relógios.

****Indústrias extrativas; madeira; celulose, papel e produtos de papel; outros produtos químicos; borracha e plástico; minerais não metálicos; produtos de metal - exclusive máquinas e equipamentos; máquinas, aparelhos e materiais elétricos; equipamentos de instrumentação médico-hospitalares, ópticos, para automação industrial, cronômetros e relógios; mobiliário; e diversos.