



UNIVERSIDADE  
ESTADUAL DE LONDRINA

---

WILLIAN FABRICIO ARBOLEYA LOPES

IMPACTO DA POLÍTICA MONETÁRIA NA BALANÇA  
COMERCIAL DO BRASIL:  
TRANSMISSÃO VIA TAXA DE CÂMBIO

---

Londrina  
2019

WILLIAN FABRICIO ARBOLEYA LOPES

**IMPACTO DA POLÍTICA MONETÁRIA NA BALANÇA  
COMERCIAL DO BRASIL:  
TRANSMISSÃO VIA TAXA DE CÂMBIO**

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  
2019

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

Arboleya-Lopes, Willian F.

Impacto da Política Monetária na Balança Comercial do Brasil: Transmissão via taxa de câmbio / Willian Fabricio Arboleya Lopes,

Londrina, 2019.

91 f. : il.

Orientador: Carlos Eduardo Caldarelli

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.

1. Balança Comercial - Tese. 2. Mecanismos de Transmissão - Tese. 3. Política Monetária - Tese. 4. Canal de Transmissão do Câmbio. I. Caldarelli, Carlos Eduardo. II. Universidade Estadual de Londrina. Centro de Estudos Sociais Aplicados. Programa de Pós-Graduação de Mestrado em Economia Regional. III. Título.

WILLIAN FABRICIO ARBOLEYA LOPES

**IMPACTO DA POLÍTICA MONETÁRIA NA BALANÇA COMERCIAL  
DO BRASIL:  
TRANSMISSÃO VIA TAXA DE CÂMBIO**

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. Marcelo da Silva Bego  
Universidade Estadual de Londrina – UEL

Londrina, 19 de janeiro de 2019.

*À minha família.*

## AGRADECIMENTOS

Agradeço em primeiro lugar minha família, pelo apoio e amor incondicional em todas as decisões de minha vida que me trouxeram até aqui e me tornaram quem eu sou. Fica o destaque a meu primo Pablo Arboléya, que com sua sagacidade e dedicação aos estudos sempre me motiva e desafia a estudar cada vez mais. Minha gratidão se estende à minha namorada, Beatriz Lippe, por todo seu amor, apoio, amizade, respeito, compreensão e parceria. Obrigado por tornar as grandes dificuldades da minha vida mais fáceis de superar e por me conceder a experiência e honra de me sentir amado por completo.

Sou grato aos meus amigos. Os de longa data: Gobbi e família; Caio Guides e Wilma Silveira, pela experiência de vida e por me mostrarem o verdadeiro significado de amizade. Aos amigos mais recentes que conheci através de minha namorada, pelas experiências universitárias que eu carecia. Aos grandes amigos e veteranos do mestrado: Willian Ruivo, Gustavo Vaz, Adilson Casula, Gustavo Castro, Elianara Gomes, Karla Tyskowski e Carina Nakatani, por todo apoio e orientações que implicaram em decisões assertivas durante o programa de mestrado.

Aos amigos que tive o privilégio de estudar no programa de mestrado, os quais tive a honra de partilhar momentos inesquecíveis dentro e fora da sala de aula.

Agradeço ao meu orientador Carlos Caldarelli, que foi sempre presente, dedicado à minha formação acadêmica e que me orientou com uma paciência homérica e de forma assertiva. Você é um exemplo do que um profissional acadêmico deve ser. Aos professores membros da minha banca, Marcia Gabardo e Marcelo Bego, por todas suas contribuições a este trabalho e por toda amizade fora do ambiente acadêmico. Obrigado aos ensinamentos de todos os professores do programa, com especial destaque a: Joanna Alexopoulos e Sidnei Pereira por todo incentivo e apoio. Aos professores que não fazem parte do programa, mas sou grato por seus ensinamentos e amizade: Jacques Dias e Paulo Liboni.

A todos os citados, muito obrigado por contribuírem com minha vida acadêmica e me tornarem uma pessoa melhor.

Agradeço à Capes pela disponibilidade da bolsa de mestrado que foi condição necessária para meu ingresso e conclusão do programa. E à toda equipe administrativa e operacional da UEL, por fornecerem um ambiente adequado para minha formação. Espero ter feito valer todos os recursos públicos empregados no decorrer do programa.

A todos vocês mencionados acima, fica minha eterna gratidão. Essa conquista se deve em grande parte a vocês. Muito obrigado.

*”Mais seguro é o pensado. Muito depressa, se bem. O que logo se faz logo se desfaz; mas o que há de durar uma eternidade há de levar outra para ser feito.”*

*Baltasar Gracián.*

ARBOLEYA-LOPES, Willian Fabricio. **Impacto da Política Monetária na Balança Comercial do Brasil: transmissão via taxa de câmbio**. 2019. 91 f. Dissertação (Mestrado em Economia Regional) – Universidade Estadual de Londrina, Londrina, 2019.

## RESUMO

A política monetária como ferramenta para a tomada de decisões macroeconômicas tem ganhado maior relevância desde a década de 1980, quando diversos policymakers abordam o trilema da economia aberta com flexibilização cambial e perfeita mobilidade de capitais. No caso brasileiro, o mecanismo de transmissão mais eficiente é o canal do câmbio. Assim, o objetivo desse trabalho é mensurar os efeitos da política monetária na balança comercial brasileira pelo canal do câmbio. Para a estimação dos efeitos da política monetária e o câmbio sobre a balança comercial desagregada, foi utilizado o modelo econométrico de Vetores Autorregressivos Estrutural (SVAR). Com isso, os resultados obtidos permitem concluir que a política monetária é relevante sobre o comportamento da balança comercial. Além disso, apesar do mecanismo de transmissão da política monetária - via câmbio - sobre a balança comercial brasileira estar presente, o efeito absorção é que predomina o comportamento da balança comercial brasileira.

**Palavras Chaves:** Política monetária. Balança comercial. Taxa de câmbio. Mecanismo de transmissão. Categoria econômica.

ARBOLEYA-LOPES, Willian Fabricio. **Monetary Policy Impact over Trade Balance in Brazil: transmission thru exchange rate.**2019. 91 p. Dissertation (Master's degree in Regional Economics) – Universidade Estadual de Londrina, Londrina, 2019.

### ABSTRACT

The monetary policy as macroeconomics decision making tool has getting more relevancy since 1980, when many policymakers address the open economy trilemma with exchange rate flexibilization and perfect capital mobility. In the Brazilian case the most efficient transmission mechanism is the exchange rate channel. Thus, this research has the main goal to estimate the monetary policy effects over the trade balance thru the exchange rate channel. To estimate the effects of the monetary policy and the foreign exchange over the disaggregated trade balance, the econometric model structural vector autorregressive (SVAR) was employed. Hence, the obtained results allow one to conclude that the monetary policy is relevant over the trade balance's behavior. Furthermore, although the monetary policy mechanism - thru exchange rate - over the trade balance is present, the absorption effect prevail over the behaviour of the trade balance.

**Keywords:** Monetary policy. Trade balance. Exchange rate. Transmission mechanism. Economic Category.

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Balança Comercial por Grandes Categorias Econômicas ( $X/M$ ) x Taxa de Juros (%) . . . . .	51
Figura 2 – Balança Comercial por Grandes Categorias Econômicas ( $X/M$ ) x Taxa de Câmbio ( $BRL/USD$ ) . . . . .	52
Figura 3 – Modelo: BK. Impulso na Taxa de Juros e Resposta da Taxa de Câmbio e Renda Doméstica . . . . .	58
Figura 4 – Função de Resposta Cumulativa da Balança de Bens de Capital ao Impulso da Taxa de Câmbio, Renda Doméstica e Taxa de Juros . . . . .	59
Figura 5 – Função de Resposta Cumulativa da Balança de Bens de Consumo Duráveis ao Impulso da Taxa de Câmbio, Renda Doméstica e Taxa de Juros . . . . .	60
Figura 6 – Função de Resposta Cumulativa da Balança de Bens de Consumo Não Duráveis ao Impulso da Taxa de Câmbio, Renda Doméstica e Taxa de Juros . . . . .	62
Figura 7 – Função de Resposta Cumulativa da Balança de Bens Intermediários ao Impulso da Taxa de Câmbio, Renda Doméstica e Taxa de Juros . . . . .	63
Figura 8 – Modelo BCD . . . . .	81
Figura 9 – Modelo BCND . . . . .	81
Figura 10 – Modelo BI . . . . .	81
Figura 11 – Estabilidade do Modelo SVAR BK e BCD. . . . .	88
Figura 12 – Estabilidade do Modelo SVAR BI e BNCD. . . . .	88

## LISTA DE QUADROS

Quadro 1 – Hipóteses Teóricas dos Efeitos de uma Política Monetária Contracionista na Renda Doméstica, Taxa de Câmbio e Taxa de Juros. . . . .	26
Quadro 2 – Principais Estudos Empíricos sobre o Mecanismo de Transmissão Monetária via Câmbio . . . . .	27
Quadro 3 – Tipos de efeitos do Câmbio na Balança Comercial. . . . .	31
Quadro 4 – Principais Estudos Empíricos Brasileiros Sobre o Comportamento da Balança Comercial Frente a Choques Cambiais. . . . .	32
Quadro 5 – Principais Estudos Empíricos sobre o Mecanismo de Transmissão Monetária via Câmbio sobre a Balança Comercial . . . . .	36
Quadro 6 – Teste de Estacionariedade Dickey-Fuller . . . . .	44
Quadro 7 – Teste de Estacionariedade Phillips-Perron . . . . .	46
Quadro 8 – Teste de Estacionariedade KPSS . . . . .	46
Quadro 9 – Teste de Estacionariedade Dickey-Fuller - Mínimos Quadrados Generalizados	47
Quadro 10 – Possíveis Reações da BC frete ao Câmbio. . . . .	73
Quadro 11 – Grandes Categorias Econômicas . . . . .	91

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Representatividade das Grandes Categorias Econômicas na Balança Comercial	53
Tabela 2 – Relações Contemporâneas da Taxa de Câmbio, Renda Doméstica e Taxa de Juros sobre a Balança Comercial . . . . .	55
Tabela 3 – Relações Contemporâneas da Taxa de Juros sobre a Taxa de Câmbio e Renda Doméstica . . . . .	56
Tabela 4 – Resposta Cumulativa (12 meses) da Taxa de Câmbio e Renda Doméstica ao choque inesperado na Taxa de Juros . . . . .	58
Tabela 5 – Resultados do Teste de Estacionariedade Dickey-Fuller Aumentado. . . . .	76
Tabela 6 – Resultados do Teste de Estacionariedade Phillips-Perron . . . . .	77
Tabela 7 – Resultados do Teste de Estacionariedade DF-GLS . . . . .	78
Tabela 8 – Resultados do Teste de Estacionariedade KPSS . . . . .	79
Tabela 9 – Seleção de Defasagens pelos critérios de informação LR, AIC, HQIC, SBIC	80
Tabela 10 – Testes de Normalidade dos Resíduos - Bens de Capital . . . . .	82
Tabela 11 – Testes de Normalidade dos Resíduos - Bens de Consumo Duráveis . . . . .	82
Tabela 12 – Testes de Normalidade dos Resíduos - Bens de Consumo Não Duráveis . . . . .	82
Tabela 13 – Testes de Normalidade dos Resíduos - Bens Intermediários . . . . .	83
Tabela 14 – Testes de Autocorrelação Serial dos Resíduos - Bens de Capital . . . . .	84
Tabela 15 – Testes de Autocorrelação Serial dos Resíduos - Bens de Consumo Duráveis	84
Tabela 16 – Testes de Autocorrelação Serial dos Resíduos - Bens de Consumo Não Duráveis	84
Tabela 17 – Testes de Autocorrelação Serial dos Resíduos - Bens Intermediários . . . . .	85
Tabela 18 – Testes de Wald para Exclusão de Defasagens - Bens de Consumo Duráveis .	86
Tabela 19 – Testes de Wald para Exclusão de Defasagens - Bens de Consumo Duráveis .	86
Tabela 20 – Testes de Wald para Exclusão de Defasagens - Bens de Consumo Não Duráveis	86
Tabela 21 – Testes de Wald para Exclusão de Defasagens - Bens Intermediários . . . . .	87

## LISTA DE SIGLAS E ABREVIACÕES

ADF	Dickey-Fuller Aumentado
AIC	Critério de Informação de Akaike
AR	Modelo Autorregressivo
AR1	Modelo Autorregressivo de Primeira Ordem
BACEN	Banco Central
BC	Balança Comercial
BCD	Bens de Consumo Duráveis
BCND	Bens de Consumo Duráveis
BK	Bens de Capital
Bk	Bartlett Kernel
BI	Bens Intermediários
BRM	Modelo Bickerdike-Robinson-Metzler
CIF	Cost Insurance and Freight
CIRF	Função de Resposta ao Impulso Cumulativa
CML	Condição de Marshall-Lerner
DF	Dickey-Fuller
DF-GLS	Dickey-Fuller - Mínimos Quadrados Generalizados
FFR	Federal Funds Rate
FM-OLS	Mínimos Quadrados Ordinários Totalmente Modificados
FMI	Fundo Monetário Internacional
FFR	Federal Funds Rate
FPE	Erro de predição final
G.L.	Graus de Liberdade
GIRF	Função de Resposta ao Impulso Generalizada
HQIC	Critério de Informação de Hannan-Quinn
I(0)	Integrada de Ordem 0

I(1)	Integrada de Ordem 1
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia Estatística
IPEA	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada
IGP-DI	Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna
KPSS	Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin
LL	Log-Verossimilhança.
lnBCD	Logaritmo Natural da Balança de Bens de Consumo Duráveis
lnBCND	Logaritmo Natural da Balança de Bens de Consumo Duráveis
lnBK	Logaritmo Natural da Balança de Bens de Capital
lnBI	Logaritmo Natural da Balança de Bens Intermediários
LR	Razão de Verossimilhança.
MAIC	Critério de Informação de Akaike Modificado
MQO	Mínimos Quadrados Generalizados
NW	Critério de Informação Newey-West
PIB	Produto Interno Bruto
PP	Phillips-Perron
PPI	Producer Price Index
SBIC	Critério de Informação Bayesiano de Schwarz
SVAR	Modelo de Vetores Autorregressivos Estrutural
SVEC	Modelo de Vetor de Correção de Erros Estrutural
VAR	Vetores Autorregressivos
VEC	Vetor de Correção de Erros

# SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO</b>	<b>18</b>
<b>2</b>	<b>REVISÃO DE LITERATURA</b>	<b>21</b>
2.1	Mecanismos de transmissão da política monetária e o "trilema da economia aberta"	21
2.2	Mecanismo de transmissão da política monetária: canal do câmbio	25
2.3	Taxa de câmbio e balança comercial	30
2.4	Mecanismos de transmissão da política monetária - via câmbio - na balança comercial	35
<b>3</b>	<b>METODOLOGIA</b>	<b>40</b>
3.1	Estratégia empírica	40
3.2	Base de dados e tratamento	41
3.3	Pré-estimação	42
3.3.1	<i>Estacionariedade e Testes de Estacionariedade</i>	42
3.3.1.1	Dickey-Fuller (DF)	43
3.3.1.2	Teste Dickey Fuller Aumentado (ADF)	45
3.3.1.3	Teste Phillips-Perron (PP)	45
3.3.1.4	Teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)	46
3.3.1.5	Teste Dickey-Fuller Mínimos Quadrados Generalizados (DF-GLS)	46
3.4	Modelo Estrutural de Vetores Autorregressivos (SVAR)	47
3.4.1	<i>Função de Resposta ao Impulso</i>	49
3.5	Pós-estimação	49
<b>4</b>	<b>RESULTADOS E DISCUSSÃO</b>	<b>51</b>
4.1	Análise preliminar	51
4.2	Pré-estimação	54
4.3	Discussão dos resultados	55
4.3.1	<i>Relações contemporâneas</i>	55
4.3.2	<i>Funções de Resposta ao Impulso Generalizadas e Cumulativas</i>	58
4.3.2.1	Taxa de Câmbio e Renda Doméstica	58
4.3.2.2	Balança Comercial de Bens de Capital	59
4.3.2.3	Balança Comercial de Bens de Consumo Duráveis	60
4.3.2.4	Balança Comercial de Bens de Consumo Não Duráveis	62
4.3.2.5	Balança Comercial de Bens Intermediários	63
4.4	Pós-estimação	64

<b>5</b>	<b>CONCLUSÃO</b> . . . . .	<b>65</b>
	<b>BIBLIOGRAFIA</b> . . . . .	<b>67</b>
	<b>APÊNDICES</b> . . . . .	<b>71</b>
	<b>APÊNDICE A – COMPORTAMENTO DA BALANÇA COMERCIAL FRENTE UM CHOQUE CAMBIAL.</b> . . . . .	<b>72</b>
	<b>APÊNDICE B – TESTES DE ESTACIONARIEDADE</b> . . . . .	<b>75</b>
	<b>APÊNDICE C – SELEÇÃO DE DEFASAGENS</b> . . . . .	<b>80</b>
	<b>APÊNDICE D – FUNÇÕES CUMULATIVAS DE RESPOSTA DA TAXA DE CÂMBIO E RENDA DOMÉSTICA AO IMPULSO DA TAXA DE JUROS</b> . . . . .	<b>81</b>
	<b>APÊNDICE E – TESTES DE NORMALIDADE DOS RESÍDUOS</b> . . . . .	<b>82</b>
	<b>APÊNDICE F – TESTES DE AUTOCORRELAÇÃO SERIAL DOS RE- SÍDUOS</b> . . . . .	<b>84</b>
	<b>APÊNDICE G – TESTES DE WALD PARA EXCLUSÃO DE DEFA- SAGENS</b> . . . . .	<b>86</b>
	<b>APÊNDICE H – ESTABILIDADE DO SVAR.</b> . . . . .	<b>88</b>
	<b>APÊNDICE I – SVAR MATRICIAL</b> . . . . .	<b>89</b>
	<b>APÊNDICES</b> . . . . .	<b>90</b>
	<b>ANEXO A – ANEXO</b> . . . . .	<b>91</b>

# 1 INTRODUÇÃO

A abertura comercial e a flexibilização da taxa de câmbio de vários países emergentes, ocorrida na década de 1980, contribuiu para um ambiente econômico mais globalizado e tornou a ferramenta da política monetária ainda mais importante para a tomada de decisões macroeconômicas (MISHKIN, 1996). No caso brasileiro, a abertura econômica ocorreu no início da década de 1990 e a taxa de câmbio tornou-se flexível no final da mesma, em 1999 (GIAMBIAGI; CASTRO; HERMANN, 2011).

Para compreensão do ganho de importância da política monetária nas decisões macroeconômicas ocorrido nas últimas décadas, é preciso conhecer o que a literatura econômica denomina como "trilema da economia aberta". Ele consiste no gerenciamento simultâneo da liberalização da mobilidade de capitais, o controle da taxa de câmbio e taxa de juros e é extremamente complexo. Assim, cabe às autoridades monetárias lidarem com esses três fatores e definirem, respectivamente, o grau de mobilidade de capitais, flexibilização do câmbio e independência da política monetária. É visto que os principais países emergentes têm adotado desde as últimas décadas uma alta mobilidade de capitais e taxa de câmbio flexível, de forma que precise dar mais atenção apenas à sua política monetária por meio do controle da taxa de juros, dada a impossibilidade de operar os três componentes ao mesmo tempo (VEIGA; MENDONÇA, 2016).

A política monetária operando a taxa básica de juros, impacta na taxa de câmbio, no preço dos ativos, no crédito e nas expectativas dos agentes. Em específico, quando uma alteração na política monetária surte efeitos na taxa de câmbio e, por consequência, impacta as exportações líquidas, tal efeito é chamado de mecanismo de transmissão da política monetária via taxa de câmbio (MISHKIN, 1996). Desta feita, a alteração de política monetária, via transmissão cambial, tem efeitos sobre exportações líquidas.

Um ponto intermediário nessa sequência é o impacto das variações cambiais sobre a balança comercial, sendo esse tema difundido na literatura nacional<sup>1</sup> e internacional<sup>2</sup>. Onde destaca-se o estudo empírico acerca da Condição Marshall-Lerner (CML)<sup>3</sup> sobre a balança comercial brasileira desagregada em grandes categorias econômicas, para o período 2000 a 2013. O estudo de Machoski (2016) confirma que a influência de um choque positivo na taxa de câmbio (desvalorização da moeda doméstica) impacta positivamente a balança comercial de bens de capital e negativamente os bens intermediários. Corroborando com os estudos de Carneiro (2013), o qual concluiu que os bens manufaturados possuem certa influência das variações do câmbio

<sup>1</sup> (ALENCAR *et al.*, 2014; CARNEIRO, 2013; MACHOSKI, 2016)

<sup>2</sup> (BACKUS D.K; KEHOE; KYDLAND, 1994; BAHMANI-OSKOOEE, 1985; BAHMANI-OSKOOEE, 2001; BAHMANI-OSKOOEE; GOSWAMI; TALUKDAR, 2005; BAHMANI-OSKOOEE; RATHA, 2007; BAHMANI-OSKOOEE; HARVEY, 2012; BAHMANI-OSKOOEE; XU, 2012; BAHMANI-OSKOOEE; ZHANG, 2014; BALDWIN; KRUGMAN, 1989; DIXIT, 1994; JAMILOV, 2013)

<sup>3</sup> Dadas algumas pressuposições teóricas, uma depreciação cambial implica em saldos positivos da balança comercial.

real. Isso fica claro numa análise em que as exportações decresciam a medida que o câmbio se valorizava. Porém, as variações cambiais apresentaram pouca influência nas exportações totais.

Acerca da literatura relacionada ao impacto da política monetária na balança comercial os trabalhos são mais escassos, no entanto, nota-se consonância entre os trabalhos empíricos com os teóricos, citando apenas um deles, destacamos o estudo de Ivrendi e Guloglu (2010), que analisaram o comportamento da balança comercial dado o mecanismo de transmissão da política monetária via câmbio, no curto e longo-prazo. Identificaram que o emprego de uma política monetária contracionista aprecia a taxa de câmbio, o que resulta numa melhora da balança comercial.

Com isso, levantam-se algumas questões, como:

- A partir do momento em que o Brasil passou a ter uma economia aberta, com alta mobilidade de capitais e câmbio flexível, qual o efeito do mecanismo de transmissão da política monetária via câmbio sobre a balança comercial brasileira (desagregada em grandes categorias econômicas)?
- Qual seria a magnitude do impacto de curto prazo da taxa de câmbio, renda e taxa de juros sobre a balança comercial brasileira?
- Quais abordagens teóricas melhor explicam o comportamento da balança comercial brasileira?

Para responder tais perguntas, o objetivo geral deste trabalho é mensurar e analisar o impacto do mecanismo de transmissão da política monetária - via câmbio - sobre a balança comercial brasileira, desagregada em grandes categorias econômicas - Bens de Capital (BK), Bens de Consumo Duráveis (BCD), Bens de Consumo Não Duráveis (BCND) e Bens Intermediários (BI), para o período de 2000 a 2017. Os objetivos específicos da pesquisa são:

- Verificar a relação entre a política monetária (taxa de juros), câmbio e balança comercial, bem como analisar a relação dessas variáveis macroeconômicas;
- Estimar, por meio de um modelo econométrico, o impacto no curto e longo prazo do mecanismo de transmissão da política monetária - via câmbio - na balança comercial brasileira, no período de 2000 e 2017.
- Discutir quais abordagens teóricas melhor explicam o comportamento da balança comercial brasileira, com base no referencial consultado e resultados obtidos pelo modelo econométrico.

Para o cumprimento de tais objetivos, é imprescindível uma pesquisa bibliográfica dos principais estudos teóricos e empíricos das últimas décadas que tratam dos mecanismos de transmissão da política monetária via câmbio. Este estudo aborda a balança comercial desagregada, por categorias de uso, e para as estimativas é empregada a ferramenta econométrica

de análise das séries temporais, denominada Modelo de Vetores Autorregressivos Estrutural (SVAR).

O presente estudo está estruturado em cinco capítulos, incluindo esta Introdução. O segundo capítulo traz uma revisão dos principais trabalhos que abordaram as relações do mecanismo de transmissão da política monetária na taxa de câmbio; desta na balança comercial e da política monetária na balança comercial. No terceiro capítulo é abordada a metodologia utilizada na pesquisa, bem como a especificação e fontes das variáveis utilizadas; os testes de pré e pós-estimação efetuados nas séries e os modelos econométricos empregados na estimação. No quarto capítulo são apresentados os resultados obtidos e suas análises, bem como a discussão dos mesmos. Por fim, no último capítulo encontram-se as considerações finais.

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

Neste capítulo, realiza-se a revisão teórica e empírica dos mecanismos de transmissão da política monetária na taxa de câmbio; da taxa de câmbio sobre a balança comercial e, por fim, destacam-se estudos que relacionam os impactos da política monetária na balança comercial via taxa de câmbio.

### 2.1 Mecanismos de transmissão da política monetária e o "trilema da economia aberta"

O maior dinamismo comercial e financeiro entre as economias capitalistas a partir da década de 80, tornou-as mais suscetíveis à influência externa e aumentou a preocupação dos *policymakers* quanto à estabilidade do crescimento e desenvolvimento de suas respectivas economias. Posto isso, esses *policymakers* passaram a lidar com o chamado "trilema da economia aberta", que consiste na impossibilidade dos países em adotarem simultaneamente uma perfeita mobilidade de capitais, controlar a taxa de câmbio e ter uma política monetária independente (VEIGA; MENDONÇA, 2016).

Segundo Veiga e Mendonça (2016) são definições e características de cada elemento do "trilema":

- (i) Liberalização da mobilidade de capitais: medida conforme a presença ou ausência de barreiras regulatórias na conta de capitais e transações correntes;
- (ii) Controle da taxa de câmbio: a qual o país pode adotar um regime de câmbio fixo, flutuação suja ou flutuante. No caso dos dois primeiros, o estado interfere diretamente na taxa de câmbio do país, o que a torna menos volátil, porém suscetível a ataques especulativos. No último, o valor da taxa depende da oferta e demanda do mercado, geralmente mais volátil; e
- (iii) Independência da Política Monetária: Índice medido pela correlação da taxa de juros de mercado mensal doméstica e do país de referência. O índice vai de 0 a 1 e quanto mais próximo de 1, maior a independência da política monetária.

A partir da década de 1980, diferentes países desenvolvidos e em desenvolvimento facilitaram a movimentação nacional e internacional de capitais financeiros por meio da remoção de várias restrições à mobilidade, e em sua maioria, adotaram um regime de metas de inflação para obterem maior estabilidade nos preços, contribuindo para um cenário mais adequado para o crescimento e desenvolvimento econômico. A alta mobilidade de capitais acompanhada da adoção de uma política cambial flexível propiciou um ambiente para que mecanismos de transmissão de política monetária se tornassem mais eficientes no controle das variáveis

macroeconômicas (CARVALHO, 2005). Logo, justifica-se a importância de os países em desenvolvimento estudarem o trilema, sobretudo os que possuem maior vulnerabilidade externa (AIZENMAN; CHINN; ITO, 2010).

O aumento da mobilidade de capitais reduziria o *trade-off* do trilema, e caberia aos *policymakers* gerenciarem apenas sua taxa de câmbio e independência da política monetária, sendo esta última por meio do controle da taxa de juros e, em alguns casos, um regime de metas de inflação. Veiga e Mendonça (2016) encontraram evidências empíricas que a política monetária se mostrou pouco relevante para o controle inflacionário e volatilidade do PIB dos países latino-americanos no período de 1980 até 2010. Provavelmente, por conta do horizonte estreito da curva de rendimentos desses países<sup>1</sup>. Além disso, destacaram que o controle cambial se mostrou relevante para reduzir a volatilidade do PIB dessas economias e em conjunto com a abertura financeira, reduz a inflação.

A política monetária consiste num conjunto de ações de um *policymaker* a fim de ajustar os meios de pagamento de uma economia por meio medidas reguladoras sobre os recursos monetários. Na maioria dos casos, o agente que opera a política monetária é o Banco Central, que controla essa política através das diversas técnicas de intervenção, sendo a principal: o controle da taxa de juros (SANDRONI, 1999).

Desde que a política monetária ganhou maior força como ferramenta de política econômica, desde a década de 80, medidas de austeridade têm sido incentivadas pelo Fundo Monetário Internacional (FMI). Apesar de sua eficiência, o impacto social em países em desenvolvimento é criticado por Killick (2003), o qual argumenta que a redução do investimento agregado ocorre em todo período da medida contracionista, induzindo a um excesso de capacidade utilizada resultado da redução da absorção. Ademais, à medida que há melhora na economia doméstica, o investimento não cresce na mesma proporção.

Os estudos relativos ao impacto da política monetária na economia têm aumentado nos últimos anos, com isso os mecanismos de transmissão da política monetária tem ganhado destaque em discussões teóricas e empíricas. Os mecanismos de transmissão da política monetária podem ser entendidos como processos dinâmicos, nos quais as políticas monetárias são transmitidas a fim de alcançarem determinado objetivo econômico (PACHECO *et al.*, 2006).

Conforme Brasil (1999), considerando o uso mais intensivo da política monetária, é importante que se tenha noção da propagação e intensidade dessa na economia, para que se avaliem os potenciais efeitos em outras variáveis, uma vez que os principais mecanismos de transmissão são: a taxa de juros, taxa de câmbio, preço dos ativos, crédito e expectativas dos agentes. Afetando tais variáveis, a política monetária influi nos níveis de poupança, investimento e gasto de pessoas (e empresas), os quais impactam na demanda agregada e, conseqüentemente, na taxa de juros. Tais considerações destacam a importância de se conhecer os efeitos dos mecanismos de transmissão na economia, para a tomada de decisões assertivas que propiciem

<sup>1</sup> O horizonte estreito da curva de investimentos no Brasil se deu por conta dos vários anos de alta e persistente inflação, instabilidade política, desequilíbrios fiscais e vulnerabilidade externa (VEIGA; MENDONÇA, 2016).

um ambiente estável para o desenvolvimento econômico.

Nesse sentido, Tobin *et al.* (2003) apontam que os mecanismos de transmissão da política monetária de curto prazo afetam a economia no médio e longo prazo, e podem ser considerados um desafio. Carvalho *et al.* (2017), posteriormente, afirmam que tais mecanismos no Brasil merecem destaque devido a algumas de suas particularidades. Assim, o grau de influência e propagação de cada mecanismo de transmissão depende das particularidades de cada economia (SOUZA, 2016).

O Canal do Crédito é o que transmite os choques de determinada política monetária para a economia real, por meio de alterações no preço do crédito. Isso ocorre, pois, uma variação na taxa básica de juros é transmitida às taxas de juros do mercado de crédito. Um aumento dessas taxas induz as famílias a tomarem menos empréstimos, o que impacta no consumo agregado, e torna o investimento por parte das empresas menos atraentes em resposta à um valor mais elevado para eventuais financiamentos, além da eventual queda no consumo já ocorrida (BARBOZA, 2015).

Apesar do mercado de crédito consistir em cerca de 30% do PIB brasileiro, o canal do crédito é um mecanismo de transmissão pouco expressivo. Alguns dos fatores que justificam a baixa expressividade do canal são: o estreito horizonte de investimentos e a oferta de crédito privado relativamente baixa se considerar o tamanho da economia. Isso se deu por causa das décadas de alta inflação, que induziram os bancos a exigirem altas taxas de retorno, o que afastou a demanda de crédito do setor privado. Em complemento, as décadas de altos déficits fiscais tornaram o Estado o principal tomador de empréstimos bancários, o que atrofiou ainda mais a demanda do setor privado (CARVALHO *et al.*, 2017). Além disso, o setor bancário nacional é altamente concentrado<sup>2</sup>. Isso implica em um ganho de escala, que apesar de trazer um efeito positivo, como a estabilidade no sistema financeiro, é predominantemente negativo, onde os bancos passam a tomar empréstimos a taxas mais baixas e não reduzem o *spread* bancário. Ou seja, a redução do custo da taxa de tomada de empréstimo não é acompanhada de uma redução da taxa de oferta de empréstimos. E no caso brasileiro o *spread* bancário é maior que a média mundial (NASCIMENTO *et al.*, 2018).

O Canal do Valor dos Ativos influencia o comportamento dos consumidores por meio do efeito riqueza. Entende-se esse efeito como o impacto dos impulsos da taxa básica de juros sobre a riqueza dos agentes. Isso ocorre, já que o preço de um ativo representa basicamente o valor presente esperado que esse ativo irá render. Uma política monetária contracionista eleva as taxas de desconto e reduz o valor presente do ativo. Essa redução no valor, vista como empobrecimento, reduz o consumo agregado. Vale ressaltar que esse efeito impacta o comportamento das instituições financeiras, as quais, dada uma mesma política, reduzem sua oferta de crédito (BARBOZA, 2015).

O entendimento do Canal das Taxas de Juros pressupõe a existência de uma curva de

<sup>2</sup> Conforme o (BRASIL, 2017), 82% dos ativos totais estão em posse dos cinco principais bancos nacionais. É a mais alta concentração entre os países emergentes.

rendimentos bem definida e que haja uma relação entre as taxas de diferentes maturidades, o *policymaker* alterando apenas a taxa de juros de curtíssimo prazo impactará toda estrutura do complexo das taxas de juros. Partindo-se do fato que as empresas se deparam com o *trade-off* entre investir em capital ou aplicar seus recursos financeiros, as alterações das taxas de juros impactam no investimento agregado. Para o consumidor, o impacto é semelhante, pois interfere no *trade-off* entre consumo e poupança, quando se tomam as suas preferências intertemporais como variável exógena (BARBOZA, 2015).

O Canal das Expectativas de Inflação tem fundamental importância na determinação da dinâmica inflacionária. Geralmente, as expectativas respondem negativamente às alterações na taxa básica de juros. Assim, é possível elencar três maneiras distintas (duas diretas e uma indireta) sobre a forma pela qual a inflação age no processo de formação dos preços: primeiro, diretamente por meio de sua incorporação nos preços dos bens e serviços da economia; segundo, diretamente por meio dos salários, através de sua incorporação aos salários nominais; terceiro, indiretamente já que se supõe que altere a taxa real de juros (BARBOZA, 2015).

Em síntese, no caso brasileiro, esses três canais podem ser considerados ainda mais complicados por conta de três fatores principais: o primeiro é por causa da curva de investimentos brasileira ser bastante estreita. Segundo, os contratos possuem algumas medidas de proteção que reduzem sua duração. E, por último, as incertezas dos agentes os levam a crer na inutilidade de se formar expectativas por períodos de tempo relativamente longos (CARVALHO *et al.*, 2017).

O Canal da Taxa de Câmbio possui elevada importância nas economias mais abertas que adotam taxa de câmbio flutuante e livre mobilidade de capitais, transmitindo os efeitos da política monetária de duas maneiras: uma se refere ao volume, seja pela oscilação no volume das exportações e importações e outra que trata de um efeito nos preços dos bens comercializáveis - importações e exportações (BRASIL, 1999).

Assim, pode-se concluir que este canal tem extrema importância por duas razões complementares. Primeiro, pelo fato de tomar o lugar do canal do crédito a partir da década de 1990, quando diversos contratos eram indexados à variação do dólar em relação à doméstica. Segundo, dado o horizonte estreito da curva de rendimentos, os agentes econômicos têm pautado suas decisões no curto prazo<sup>3</sup>. Num caso mais extremo, quando a taxa básica de juros atinge dois dígitos, as decisões de investimento passam a ser tomadas com base na taxa de curtíssimo prazo o que torna a curva de rendimentos desnecessária (CARVALHO *et al.*, 2017).

No caso brasileiro, Lopes (1997) destaca que o canal do câmbio foi o principal mecanismo utilizado partir da criação do Plano Real, em 1994, apesar de sua força ser atenuada dada à alta inflação e regime cambial da época<sup>4</sup>. No entanto, vale ratificar que a alta inflação reduz o poder dos mecanismos de transmissão da política monetária, que só passam a ganhar força à medida que a economia se estabiliza e as taxas de juros se equiparam às dos países desenvolvidos.

<sup>3</sup> Acompanha-se a taxa SELIC no período de até um ano (CARVALHO *et al.*, 2017).

<sup>4</sup> Regime de bandas cambiais ou flutuação suja, onde a taxa de câmbio oscila dentro de um patamar mínimo e máximo, onde o Banco Central interfere a medida que a taxa se aproxima de alguma banda (GIAMBIAGI; CASTRO; HERMANN, 2011)

Em complemento, Céspedes, Lima e Maka (2008) afirmam que a partir da mudança de regime cambial em 1999, esse mecanismo passou a desempenhar um papel importante no controle das variáveis macroeconômicas.

## 2.2 Mecanismo de transmissão da política monetária: canal do câmbio

Os estudos anteriores revelaram a importância do canal do câmbio na economia brasileira como mecanismo de transmissão da política monetária e, tomado isso sob a perspectiva de uma pequena economia aberta com perfeita mobilidade de capitais, considerando a taxa de câmbio flexível, a política monetária se tornaria uma ferramenta bastante efetiva de tomada de decisão dos *policymakers*. O mecanismo de transmissão via câmbio, além de menos volátil, tem capacidade de influenciar o comportamento da taxa de câmbio, a ponto de ser considerado como a própria política cambial, afetando as exportações líquidas da economia, a depender de sua composição (CARVALHO *et al.*, 2017).

Acerca da taxa de juros, é indispensável fazer breves considerações sobre a taxa nominal e real, para compreensão do mecanismo de transmissão da política monetária pelo canal do câmbio. A relação entre a taxa de juros real e nominal é regida por dois pressupostos: expectativas racionais e rigidez de salários e preços dos bens e serviços. Apesar de que as expectativas racionais impliquem na perfeita flexibilidade de preços e salários, evidências empíricas apresentam certa rigidez no curtíssimo prazo. Por isso, variações nas taxas de juros nominais afetam diretamente as taxas reais no curto prazo e eventualmente de médio prazo, enquanto os preços e expectativas vão se ajustando (TAYLOR, 1995).

Quando analisa-se a taxa de câmbio de um determinado país, sendo taxa de câmbio a razão *Moeda Nacional / Moeda Estrangeira*, entende-se como depreciação da taxa de câmbio quando há elevação da mesma. Isso é sinônimo de desvalorização da moeda nacional ou valorização da moeda estrangeira. No tocante à valorização cambial, o raciocínio é análogo (BLANCHARD, 2011).

No caso da distinção entre a taxa de câmbio nominal e real, considera-se a taxa nominal como o preço de uma moeda em relação à outra. No caso do câmbio real, essa taxa mede a relação de poder de compra entre as moedas (BLANCHARD, 2011). No âmbito do mecanismo de transmissão da política monetária, dado o ajuste lento nos preços dos salários e dos bens e serviços, uma desvalorização do câmbio nominal implicará numa variação positiva do câmbio real de curto prazo. No longo prazo, as taxas de juros e de câmbio - real e nominal - irão convergir para seus pontos de equilíbrio à medida que os preços se ajustam. Como medida de política monetária, tem-se como as principais: estoque de moeda agregado, taxa de redesconto e taxa de juros. Considerando uma medida de política monetária contracionista entende-se respectivamente por: redução na oferta de moeda, aumento da taxa de redesconto e da taxa de juros. Para a situação de política expansionista, o raciocínio é análogo (TAYLOR, 1995).

Os efeitos do mecanismo de transmissão via câmbio são observados quando uma mu-

dança na política monetária implica variações sobre a taxa de câmbio e essas, por sua vez, impactam as exportações líquidas. Vale ressaltar que tais mecanismos influem apenas no curto e médio prazo, uma vez que no longo prazo a moeda pode ser considerada neutra. O único efeito de longo prazo seria a mudança do nível de preços (BRASIL, 1999).

Para melhor compreensão do mecanismo, considere uma pequena economia aberta, com perfeita mobilidade de capitais e taxa de câmbio flexível, a qual, dada uma política monetária expansionista (redução na taxa básica de juros), *coeteris paribus*, haveria uma redução do estoque de capitais internacionais, pois as taxas de juros de outros países se tornariam mais atrativas, relativamente. Dessa forma, a moeda doméstica passaria a se desvalorizar, já que no mercado doméstico houve uma redução da oferta de moeda estrangeira, o que causaria um aumento da taxa de câmbio. Tal aumento torna os bens domésticos relativamente mais baratos ao exterior, o que aumenta as exportações líquidas no país. Para o caso contracionista, ou seja, uma redução da taxa básica de juros, a relação é análoga, porém como resultado tem-se uma erosão das exportações líquidas (MISHKIN, 1996).

Com isso, vale tratar das hipóteses teóricas dos efeitos de uma política monetária contracionista sobre as variáveis macroeconômicas. Os modelos teóricos orientam os efeitos de longo prazo, enquanto em relação ao curto prazo há consenso que a política monetária influencia as variáveis macroeconômicas, mas há opiniões divergentes sobre os mecanismos de transmissão (IVRENDI; GULOGLU, 2010). Dessa forma, o Quadro 1 abaixo apresenta algumas hipóteses teóricas sobre o efeito da política monetária contracionista (elevação da taxa de juros) na renda doméstica, taxa de câmbio e balança comercial.

Quadro 1 – Hipóteses Teóricas dos Efeitos de uma Política Monetária Contracionista na Renda Doméstica, Taxa de Câmbio e Taxa de Juros.

Variáveis	Hipóteses
Renda Doméstica	Espera-se uma queda ou no máximo um não aumento da renda doméstica, que logo converge ao ponto de equilíbrio. Isso por conta da possível contração do investimento e do consumo agregado.
Taxa de Câmbio	Espera-se uma apreciação da moeda doméstica vista pela taxa de câmbio nominal e uma depreciação gradual em direção ao equilíbrio. Isso é esperado pela paridade descoberta da taxa de juros. No entanto há uma exceção, quando a moeda se deprecia dada uma política contracionista é chamado de <i>exchange rate puzzle</i> .
Balança Comercial	O efeito é incerto a depender da abordagem teórica, como: Elasticidades, CML, Absorção, Curva-J e <i>Overshooting</i> . Essas abordagens serão apresentadas de forma mais abrangente no Apêndice A.

Fonte – Elaborado pelo autor.

A seguir está o Quadro 2, que mostra os principais estudos empíricos sobre o impacto da política monetária no câmbio, e em continuação estão os principais achados dos estudos citados.

Quadro 2 – Principais Estudos Empíricos sobre o Mecanismo de Transmissão Monetária via Câmbio

Autor(res)	Variáveis	Modelo	Observações (continua)
Eichenbaum e Evans (1993)	$Y_{US}$ : Produção industrial dos Estados Unidos; $Y_{FOR}$ : Renda mundial; $P$ : Nível de preços ao consumidor; $R_{US}$ : Taxa de juros doméstica; $R_{FOR}$ : Taxa de juros externa; $FFR$ : Taxa básica de Juros dos EUA; $NBRX$ : Taxa de Redesconto; $s_{FOR}$ : Taxa de câmbio nominal. Razão do Dólar Americano com a moeda estrangeira <sup>5</sup> .	Modelos SVAR: $X_t = A(L)X_t - 1 + \epsilon_t$ (i) $X_t = [Y, Y_{FOR}, P, R_{US}, R_{FOR}, FFR, NBRX, s_{FOR}]$ (ii) $X_t = [Y, P, NBRX, FFR, s_{FOR}]$ (iii) $X_t = [Y, P; Y_{FOR}, R_{FOR}, NBRX, s_{FOR}, FFR]$ <sup>6</sup>	Analisaram o comportamento da economia americana e externa, dado um choque na Política Monetária. Estimaram três modelos, considerando como medida de Política Monetária: NBRX, FFR e Índice Romer e Romer (1989). Quando mencionado valorização, entende-se como uma queda na taxa de câmbio (USD/Moeda Estrangeira). Medida de política monetária: FFR e NBRX.
Jang e Ogaki (2004)	$RFF$ : FFR; $NBRX$ : Taxa de Redesconto; $Y_{US}$ : Produto dos Estados Unidos; $P_{US}$ : Nível de preços dos Estados Unidos; $Y_{JP}$ : Produto do Japão; $R_{JP}$ : Taxa de juros do Japão; $er$ : Taxa de câmbio real (Taxa de câmbio nominal + $P_{JP} - P_{US}$ ).	$X_t = [y_{US}, P_{US}, y_{JP}, R_{JP}, RFF, NBRX, er]$	Analisaram o comportamento da economia americana e japonesa, dado um choque na Política Monetária. Quando mencionado valorização, entende-se como uma queda na taxa de câmbio (USD/JPY). Medida de política monetária: FFR e NBRX.

<sup>5</sup> Yen, Marco Alemão, Lira Italiana, Franco Francês, Libra Esterlina.

<sup>6</sup>  $X_t = A(L)X_{t-1} + \beta(L)d_t + \epsilon_t$ , sendo  $d_t$  a variável correspondente ao Índice Romer e Romer (1989).

Autor(res)	Variáveis	Modelo	Observações (conclusão)
Cushman e Zha (1997)	<i>Exc</i> : Taxa de câmbio; <i>M1</i> : Estoque de moeda; <i>R</i> : Taxa de juros do tesouro canadense; <i>IFS</i> : Índice canadense de preços ao consumidor; <i>y</i> : Produção industrial; <i>T<sub>x</sub></i> : Exportações canadenses aos EUA; <i>T<sub>m</sub></i> : Importações canadenses dos EUA; <i>y*</i> : Produção industrial dos EUA; <i>P*</i> : Índice de preços ao consumidor dos EUA; <i>R*</i> : FFR; <i>Wxp</i> : Exportações totais de commodities em USD.	SVAR com variáveis exógenas: Endógenas: $X_t = [Exc, M1, R, P, y, T_x, T_m]$ Exógenas: $Z_t = [y^*, R^*, P^*, W_{xp}]$	Analisaram o comportamento da economia canadense, dado um choque na Política Monetária. Quando mencionado valorização, entende-se como um aumento da taxa de câmbio (CAD/USD). Medida de política monetária: <i>M1</i> .
Noronha (2007)	$\Delta EMBI$ : Risco país (variação); $\Delta CAMBIO$ : Taxa de câmbio nominal (variação, BRL/USD); $\Delta SELIC$ : Taxa de juros (variação).	VAR $X_t = [\Delta EMBI, \Delta CAMBIO, \Delta SELIC]$	Quando mencionado valorização, entende-se como um aumento da taxa de câmbio (BRL/USD). Medida de política econômica: Taxa de juros.

Fonte – Elaborado pelo autor.

Eichenbaum e Evans (1993) investigaram os efeitos dos instrumentos de política monetária - Federal Funds Rate (FFR), na taxa de redesconto e no índice de política monetária Romer e Romer (1989) - para os Estados Unidos; sobre a moeda nacional ante mais cinco economias: Japão, Alemanha, Itália, França e Inglaterra. Os autores evidenciaram que um choque contracionista na política monetária leva a uma persistente queda na diferença da taxa de juros nominal doméstica e estrangeira. Também é consistente na apreciação da taxa de câmbio doméstica nominal e real. Com isso, é possível inferir que uma economia - como por exemplo o Brasil - em comparação com os Estados Unidos, um aumento na taxa de juros norte americana impacta numa desvalorização da moeda doméstica brasileira, oriunda de uma fuga de capitais do Brasil. Esperava-se também que o modelo evidenciasse o efeito *overshooting*. Apesar de um comportamento semelhante ter sido identificado seis meses após a medida de política monetária, o fato desse efeito não ocorrer contemporaneamente permite concluir que não há indícios de tal fenômeno.

A partir do trabalho de Eichenbaum e Evans (1993), incrementando a discussão acerca da especificação do modelo econométrico do canal da taxa de câmbio, pela ordenação recursiva Faust, Rogers e Wright (2003) e Jang e Ogaki (2004) levantam questões importantes quanto a ordem em que as variáveis são dispostas no modelo importa aos seus respectivos graus de endogeneidade. Deve-se levar em conta que o *policymaker* dispõe de informações prévias relativas à renda (nacional e internacional), por exemplo. No entanto, o problema surge quando se retira a taxa de câmbio do conjunto de variáveis analisadas previamente pelo *policymaker*. É fato que os Bancos Centrais possuem informações em tempo real da taxa de câmbio o que não justificaria tal realocação. Porém, considerar a taxa de câmbio menos endógena que a taxa de juros impossibilitaria a análise do efeito da política monetária sobre o câmbio pelo método recursivo. Assim, consideram o ordenamento da variável menos endógena para a mais endógena: renda externa, renda doméstica, medida de política monetária (agregado monetário, taxa de redesconto, taxa de juros) e taxa de câmbio, sendo que essa última também impacta contemporaneamente na medida de política monetária.

Analisando os efeitos de um choque na política monetária dos Estados Unidos na taxa de câmbio (USD/JPY)<sup>7</sup>, o estudo de Jang e Ogaki (2004) identificou alta volatilidade do câmbio no curto prazo e comportamento de *overshooting*<sup>8</sup>. Além disso, não foi identificada a ocorrência de *price-puzzle*.

Para o Canadá, os efeitos do mecanismo de transmissão da política monetária contracionista - via câmbio - são de apreciação da moeda canadense. O resultado foi semelhante para o câmbio nominal e real. Nas mesmas condições, a taxa de juros respondeu gradual e negativamente. Voltando à taxa de câmbio, enquanto ela se aprecia, as exportações caem, e as importações caem em maior magnitude, o que indica efeitos da Curva-J. Tais resultados corroboram com as hipóteses teóricas desse mecanismo de transmissão (CUSHMAN; ZHA,

<sup>7</sup> Tal qual Eichenbaum e Evans (1993)

<sup>8</sup> Em contraste ao modelo VAR de Eichenbaum e Evans (1993), que identificou o *overshooting* defasado.

1997).

Noronha (2007) analisou o mecanismo de transmissão da política monetária pelo canal do câmbio no Brasil e concluiu que uma política monetária contracionista (aumento da taxa de juros) influenciou para que houvesse maior entrada de capitais estrangeiros, que a moeda doméstica se valorizasse e contribuiu para uma queda na inflação. Vale ressaltar que também foi visto que a efetividade da política monetária sobre o câmbio se dá num cenário de alta liquidez e sem instabilidade internacional. Ou seja, num ambiente com choques exógenos e fuga de capitais, a política monetária perde força.

Como visto, o canal do câmbio é bastante importante numa economia aberta. Apesar da economia brasileira ser considerada relativamente fechada na prática, este canal ainda assim produz efeitos importantes, onde um choque da política monetária, impactaria o valor da moeda nacional por causa da entrada ou saída de capitais internacionais (CARVALHO, 2005). O câmbio, por sua vez, impacta no nível de preços da economia de três maneiras distintas (uma direta e duas indiretas), contemporaneamente ou não. A primeira forma é a do impacto direto no nível de preços dos bens domésticos comercializados no exterior. As commodities são o tipo de mercadoria que mais sofrem tais efeitos, por exemplo. A segunda, é a das variações cambiais impactam indiretamente no nível de preços dos bens comercializáveis, pois existem produtos nacionais que demandam insumos importados. Por fim, a terceira trata o efeito indireto na demanda agregada. Dado um aumento da renda doméstica, os produtos similares importados ficam mais baratos em relação aos domésticos, o que reduz a demanda agregada e consequentemente o nível de preços (BRASIL, 1999).

### 2.3 Taxa de câmbio e balança comercial

Vista a importância da influência da política monetária na taxa de câmbio, deve-se destacar agora o papel da taxa de câmbio na balança comercial. A partir no século XX, à medida que as economias expandiram seu comércio internacional e com o fim do sistema de gestão monetária *Bretton Woods*, o estudo da variável taxa de câmbio tem motivado diversos trabalhos<sup>9</sup> que investigam seus impactos nas variáveis macroeconômicas, dentre elas, destaca-se a balança comercial (MOURA, 2005).

Especialmente no que tange aos efeitos de volume e preço, no caso de uma eventual desvalorização da moeda doméstica sobre a balança comercial, pode haver um aumento das exportações e/ou redução das importações (volume), bem como uma deterioração da balança comercial (preço). A combinação conjunta dos efeitos de uma desvalorização cambial torna incerta a resposta da balança comercial. Porém, espera-se a melhora na balança comercial, quando o efeito de volume se sobrepõe ao de preço. Estes efeitos são explicados no Quadro 3 a seguir:

<sup>9</sup> (BAHMANI-OSKOOEE, 2001), (MOURA, 2005), (TELES, 2005), (CARNEIRO, 2013), (MACHOSKI, 2016), (MORAES *et al.*, 2015), (SCALCO; CARVALHO; CAMPOS, 2012), entre outros.

Quadro 3 – Tipos de efeitos do Câmbio na Balança Comercial.

<b>Efeito</b>	<b>Motivo</b>	<b>Tipo</b>
Aumento das exportações	Os bens domésticos se tornam relativamente mais baratos ao exterior. Ocorre um aumento do saldo da balança comercial, caso o nível de preços permaneça constante.	Volume
Redução das Importações	Os bens estrangeiros se tornam relativamente mais caros, o que eventualmente reduz as importações, caso os produtos importados possam ser substituídos pelos domésticos. O que também aumenta o saldo da balança comercial.	Volume
Deterioração da balança comercial	Aos bens importados que não possuem substitutos domésticos, o valor a pagar por eles passa a ser mais caro. O que piora a balança comercial.	Preço

Fonte – Elaborado pelo autor, com base em Brasil (2012)

O interesse acerca do comportamento da balança comercial em uma economia ganhou impulso com trabalhos empíricos/econômicos e modelos teóricos que se desenvolveram. Deles, surgiram diversas abordagens como a abordagem das elasticidades, condição de Marshall-Lerner, abordagem da absorção, a Curva-J e *overshooting* (CARNEIRO, 2013). A compreensão das formas de interação entre a balança comercial e as variáveis macroeconômicas pode ser sistematizada no Apêndice A. O quadro a seguir apresenta os principais trabalhos empíricos que abordam o comportamento da balança comercial brasileira frente a um choque na taxa de câmbio:

Quadro 4 – Principais Estudos Empíricos Brasileiros Sobre o Comportamento da Balança Comercial Frente a Choques Cambiais.

Autor(res)	Variáveis	Modelo	Observações
Braga e Rossi (1987)	BC: Saldo da balança comercial; Y: Produto industrial doméstico; Y <sub>W</sub> : Média ponderada do Produto industrial bruto dos 10 principais parceiros comerciais do Brasil; λP* / P: taxa de câmbio real.	Defasagem Polinomial Invertida: BC = [Y, Y <sub>W</sub> , λP* / P]	Analysaram os efeitos das variáveis do modelo no decorrer do tempo (1970-1984).
Moura (2005)	TB: Balança comercial <sup>10</sup> ; RER: Taxa de câmbio efetiva real; WI: Renda mundial <sup>11</sup> ; RGDP: Renda brasileira.	MS-VECM: X <sub>t</sub> = [TB, RER, WI, RGDP]	Analysou o comportamento de curto e longo prazo da balança comercial brasileira no período de 1990 e 2003, dada uma depreciação da moeda doméstica.
Scalco, Carvalho e Campos (2012)	BC: Balança Comercial <sup>12</sup> ; Y: Renda doméstica; Y*: Renda mundial; RER: Taxa de câmbio real efetiva.	VECM: BC = β <sub>0</sub> + β <sub>1</sub> Y + β <sub>2</sub> Y* + β <sub>3</sub> RER + ε	Analysando os efeitos de uma depreciação da moeda doméstica no curto e longo prazo sobre o saldo da balança comercial agropecuária brasileira no período de 1994 até 2007. O modelo econométrico se fundamenta na equação de Anju e Uma (1999).
Carneiro (2013)	M: importações; X: Exportações; PDM: Preços relativos da demanda de importações <sup>13</sup> ; PDX: Preços relativos da demanda por exportações; PSX: Preços relativos da oferta de exportações; Y: Renda doméstica; Y <sub>w</sub> : Renda mundial; UCI: Capacidade industrial instalada; CD: Salário médio da indústria.	VECM: Importações: M = PDM + Y + Y <sub>w</sub> X = PDX + PSX + Y <sub>w</sub> + UCI + CD	Verificou interações entre o comportamento das taxas de câmbio e o desempenho do comércio exterior brasileiro de 1996 até 2012. Analysou as importações de forma agregada e por categorias de uso. Analysou as exportações de Produtos Básicos, Semimanufaturados e Manufaturados.

<sup>10</sup> Razão das exportações pelas importações.

<sup>11</sup> Utilizou a *proxy* importações mundiais.

<sup>12</sup> Razão entre das Exportações pelas Importações.

<sup>13</sup> Relação entre taxa de câmbio nominal; níveis de preço e medida de proteção tarifária.

<b>Autor(res)</b>	<b>Variáveis</b>	<b>Modelo</b>	<b>Observações</b> (conclusão)
Moraes <i>et al.</i> (2015)	BC: Balança Comercial do Rio Grande do Sul; Y: Renda doméstica <sup>14</sup> ; Y <sub>W</sub> : Renda estrangeira <sup>15</sup> e TXCR: Taxa de câmbio real.	VECM: X <sub>t</sub> = [BC, Y, Y <sub>W</sub> , TXCR]	Avaliaram o comportamento da balança comercial desagregada do Rio Grande do Sul, mediante uma desvalorização cambial no período de 1999 até 2014.
Machoski (2016)	BC: Balança comercial <sup>16</sup> ; CAM: Taxa de câmbio nominal; Y: PIB brasileiro; Y <sub>W</sub> : PIB mundial.	SVAR E VECM: X <sub>t</sub> = [BC, CAM, Y, Y <sub>W</sub> ]	Verificou a validade da condição Marshall-Lerner e Curva-J são válidas para a balança comercial brasileira desagregada em categorias de uso, nos períodos de 2000 até 2013.

Fonte – Elaborado pelo autor.

<sup>14</sup> Utilizaram a *proxy* o Índice de Desempenho Industrial do Rio Grande do Sul

<sup>15</sup> Utilizaram a *proxy* o Índice de Produção Industrial dos Estados Unidos.

<sup>16</sup> Bens de Capital; Bens de Consumo Duráveis; Bens de Consumo não Duráveis; Bens Intermediários e de Matérias Primas.

Braga e Rossi (1987) investigaram os efeitos de uma desvalorização cambial sobre a balança comercial brasileira e abrem uma discussão sobre a Curva-J. Por não identificarem os efeitos da Curva-J na balança comercial brasileira, afirmam que esse comportamento é incomum em países em desenvolvimento, apesar de ser encontrado em economias desenvolvidas. Contrariando assim os relatos de Bahmani-Oskooee (1985), que identificou o fenômeno na balança comercial da Coreia do Sul, Grécia e Índia.

Moura (2005) conclui com seu estudo que a abordagem das elasticidades é válida para a economia brasileira, bem como a condição de Marshall-Lerner no curto e longo prazos. Porém, assim como Braga e Rossi (1987) não encontrou evidências da Curva-J.

Explorando os efeitos da Curva-J e histerese, Teles (2005) utiliza o modelo de Dixit (1994) na intenção de identificar tais comportamentos na economia brasileira. Desse estudo, extraem-se três considerações gerais. A primeira é que uma economia que adota uma alta taxa de juros reduz o incentivo às exportações. A segunda, que a flexibilização da taxa de câmbio aumentou a volatilidade cambial e afetou a decisão das empresas quanto às exportações. Assim, elas optam pela exportação a partir do instante que a taxa de câmbio as favorece, e caso contrário, reduzem sua atuação ou deixam o mercado externo.

Scalco, Carvalho e Campos (2012) constataram que no longo prazo a condição de Marshall-Lerner é satisfeita na economia brasileira. Considerando a balança comercial como variável dependente, os resultados dos coeficientes do modelo, um choque positivo de 1% na taxa de câmbio real e depois na renda mundial, observa-se que houve o aumento elástico da balança comercial respectivamente de 2,04% e 1,95%.

Carneiro (2013) observou que há pouca influência do câmbio real sobre as exportações e importações; que a demanda doméstica por importações depende da renda doméstica enquanto a demanda mundial por exportações brasileiras depende principalmente da renda externa (exceto os bens manufaturados, que são regidos pelos preços relativos, ou seja, pelo câmbio real).

Moraes *et al.* (2015) evidenciaram a presença dos efeitos da Curva-J na balança comercial gaúcha. A balança comercial de bens industriais apresentou elasticidade mais baixa que a de produtos básicos, dada uma desvalorização cambial.

Machoski (2016) identificou que no longo prazo, os bens de capital são mais sensíveis a choques cambiais e respondem positivamente a uma depreciação. Os bens intermediários apresentam a menor sensibilidade e respondem negativamente. Evidenciou a presença da condição de Marshall-Lerner para a balança comercial de bens de capital e de consumo-duráveis. As funções de resposta ao impulso mostram que a depreciação cambial tem efeito permanentemente positivo e relativamente baixo, para todas as categorias de uso. Com isso, inferiu que uma política cambial de desvalorização não tem relevância para impactar o comércio internacional brasileiro. A balança comercial de bens de consumo não duráveis apresentou pouca sensibilidade frente a um choque cambial. Por fim, afirma que a ineficiência da política cambial de desvalorização não é justificada pelo fenômeno Curva-J, pois não foram encontradas evidências deste.

Apresentados os diversos efeitos que podem ser gerados na balança comercial de uma

economia, no caso de uma desvalorização da moeda doméstica, tem-se maiores subsídios teóricos ao desenvolvimento do modelo teórico proposto para este estudo. No próximo subcapítulo, será abordada a questão cerne do trabalho, partindo dos trabalhos já estudados.

## **2.4 Mecanismos de transmissão da política monetária - via câmbio - na balança comercial**

O canal do câmbio é influente numa economia, desde que ela esteja com uma inflação controlada, adote taxa de câmbio flutuante e livre mobilidade de capitais (BARBOZA, 2015).

No que tange ao efeito de volume do comércio internacional, a partir de um choque contracionista na política monetária (no caso, na taxa básica de juros), *coeteris paribus*, a movimentação de capitais internacionais é estimulada pela elevação da taxa de juros e exerce efeito na taxa nominal e real<sup>17</sup> de câmbio, de maneira que a moeda local passa a se valorizar. Tais variáveis, como já abordadas, são determinantes para as exportações líquidas, dessa maneira, por hipótese, este efeito causaria uma erosão das exportações líquidas, uma vez que pode haver o aumento das importações ou redução nas exportações. O efeito de uma política expansionista é analogamente inverso (BARBOZA, 2015).

O Quadro 5 a seguir apresenta os principais estudos empíricos nacionais e internacionais que abordam o mecanismo de transmissão da política monetária - via câmbio - sobre a balança comercial.

---

<sup>17</sup> O efeito no câmbio real é considerado apenas no curto prazo.

Quadro 5 – Principais Estudos Empíricos sobre o Mecanismo de Transmissão Monetária via Câmbio sobre a Balança Comercial

Autor(res)	Variáveis	Modelo	Observações
Tomazzia e Meurer (2009)	<i>SELIC</i> : Taxa de juros; <i>PIB</i> : Produto Industrial <sup>18</sup> ; <i>IGPM</i> : Índice de preços; <i>CAMBIO</i> : Taxa de câmbio; <i>M1</i> : Agregado Monetário; <i>IMP</i> : Importações brasileiras; <i>EXP</i> : Exportações brasileiras; <i>CPI</i> : Nível de preços externo; <i>FFR</i> : FFR;	SVAR com variáveis exógenas: Endógenas: $X_t = [IMP, EXP, PIB, IGPM, SELIC, M1, CAMBIO]$ Exógenas: $Z_t = [CPI, FFR]$	Investigaram os efeitos dos mecanismos de transmissão de política monetária nos setores industriais da economia brasileira. Estimaram um modelo geral e depois um modelo para cada setor industrial. Medida de política monetária: <i>SELIC</i> .
Ivrendi e Guloglu (2010)	<i>R</i> : Taxa de juros de curto prazo; <i>M</i> : Agregado monetário; <i>P</i> : Nível de preços; <i>Y</i> : Produto real; <i>OIL</i> : Preço mundial do petróleo a termos da moeda doméstica; <i>WST</i> : Taxa de juros externa; <i>NEXR</i> : Taxa de câmbio nominal; <i>REXR</i> : Taxa de câmbio real <i>TB</i> : Balança comercial; <i>REXP</i> : Exportações reais; <i>RIMP</i> : Importações reais.	3 modelos SVEC: Endógenas: (i) $X_t = [TB, NEXR, Y, P, M, R]$ (ii) $X_t = [TB, REXR, Y, P, M, R]$ (iii) $X_t = [RIMP, REXP, P, M, R]$ Exógenas: $Z_t [OIL \text{ e } WST]$	Ivrendi e Guloglu (2010) estimaram a relação entre choques na política monetária, câmbio e balança comercial em cinco países <sup>19</sup> . Como instrumento de política monetária, consideraram o <i>R</i> .

<sup>18</sup> Como *proxy* da renda, foram utilizados os Produtos Industriais dos Bens de Capital, Bens de Consumo Duráveis, Bens de Consumo Não Duráveis, Construção Civil, Bens Intermediários, Veículos Automotores

<sup>19</sup> Austrália, Canadá, Inglaterra, Nova Zelândia e Suécia.

Autor(res)	Variáveis	Modelo	Observações (conclusão)
Ivrendi e Yildirim (2013)	<p><math>M</math>: Agregado Monetário<sup>20</sup>;</p> <p><math>R</math>: taxa de juros de curto prazo<sup>21</sup>;</p> <p><math>P</math>: Nível de preços (medido índice de preços ao consumidor);</p> <p><math>Y</math>: Produto dos países (medido pelo índice de produção industrial);</p> <p><math>REXCR</math>: Taxa de câmbio efetiva real<sup>22</sup>;</p> <p><math>EXP</math>: Exportações</p> <p><math>IMP</math>: Importações;</p> <p><math>TB</math>: Balança comercial, como razão das exportações nominais pelas importações nominais;</p> <p><math>R^*</math>: Taxa de juros mundial, como média aritmética da taxa de juros de curto prazo dos países que compõe o G-7;</p> <p><math>P^*</math>: Índice de preços ao consumidor;</p> <p><math>OIL^*</math>: Preço do petróleo cru em logaritmos naturais;</p> <p><math>Y^*</math>: Índice de produção dos países desenvolvidos.</p>	<p>SVAR com exogeneidade em bloco</p> <p>Endógenas: <math>X_t = [REXCR, M, R, P, Y, EXP, IMP]</math></p> <p>Exógenas: <math>Z_t = [Y^*, R^*, P^*, OIL^*]</math></p>	<p>Investigaram os efeitos de choques nas políticas monetárias internas de países emergentes <sup>23</sup>, também choques externos sobre suas respectivas variáveis macroeconômicas. Os países emergentes são considerados pequenas economias abertas, portanto choques de suas variáveis macroeconômicas não impactam significativamente o restante do mundo.</p>

Fonte – Elaborado pelo autor.

<sup>20</sup> M2 para o Brasil e Turquia, M1 para a China, M3 para a Rússia e Índia e M0 para a África do Sul.

<sup>21</sup> Taxa dos títulos do tesouro do Brasil, Rússia, África do Sul e Turquia. No caso da Índia, foi a taxa de aluguéis.

<sup>22</sup> Também utilizaram a taxa de câmbio nominal.

<sup>23</sup> África do Sul, Brasil, China, Índia, Rússia e Turquia (*BRICS<sub>T</sub>*)

Tomazzia e Meurer (2009) evidenciaram no modelo geral que a produção industrial responde negativamente a um choque contracionista da política monetária. Nas mesmas condições viram que as tanto as exportações quanto as importações respondem negativamente, até convergirem ao nível pré-choque por volta de seis meses. Quanto à questão setorial, o comportamento da produção de bens de capital se mostrou negativo de até 1,4%, semelhantemente ao dos bens de consumo duráveis. Isso pela semelhança entre eles no que tange a durabilidade dos bens, e pelas decisões de investimento que dependem do ambiente macroeconômico. No caso dos bens intermediários, o efeito ocorreu de forma menos intensa e defasada. Esse fenômeno pode ocorrer por duas razões: primeiro, porque a decisão de aumento ou redução da produção acontece no ato da renegociação ou fechamento dos contratos. Segundo, por conta da propagação da política monetária sobre os demais setores que altera suas demandas bens intermediários. Os bens de consumo não duráveis foram os que menos sofreram influência da política monetária. Isso corrobora com a pressuposição teórica da baixa influência da política monetária sobre o consumo das famílias.

Ivrendi e Guloglu (2010) analisaram que para um choque contracionista na política monetária de cinco economias, tem-se o seguinte comportamento das variáveis: a renda doméstica de todos os países - com exceção da Austrália e Suécia - sofre uma queda, o que corrobora com a teoria. No que tange a taxa de câmbio, com exceção da Suécia, para os demais países, uma política monetária contracionista incorre numa apreciação da moeda (queda da taxa de câmbio) seguida de uma reversão ao nível inicial. Isso vai de acordo com a expectativa teórica e também corrobora com a hipótese de paridade descoberta da taxa de juros (UIP). Em relação à balança comercial, todos os países sofrem uma melhora imediata, com exceção da Inglaterra. Em seguida, Austrália, Canadá e Suécia tiveram pioras abruptas de volta ao nível inicial. O comportamento de tender ao patamar original foi unânime. Assim, concluem que o efeito absorção da renda se sobrepõe ao efeito substituição em quatro dos cinco países. Não evidenciaram efeitos persistentes sobre as balanças comerciais dos países, tal qual é a expectativa teórica e como foi evidenciado empiricamente por Prasad e Gable (1998) e Fisher e Huh (2002). Além disso, não encontraram evidências do efeito Curva-J. O impacto imediato nas importações e exportações reais são negativos em todos os países. Após a resposta inicial, tanto as exportações quanto as importações tendem ao patamar inicial. Ou seja, um choque contracionista da política monetária atrofia a demanda doméstica, que por sua vez reduz as importações reais, o que também aprecia a moeda doméstica e consequentemente reduz as exportações.

Ivrendi e Yildirim (2013) observaram que a resposta à uma política monetária contracionista é a apreciação da taxa de câmbio nominal, ou seja, uma valorização da moeda doméstica seguida com uma reversão ao nível de equilíbrio. Portanto, é válida a hipótese de *overshooting* para todos os países. Sobre a renda doméstica, no curto prazo o efeito ocorreu conforme a pressuposição teórica, ou seja, negativo e estatisticamente significativo na África do Sul, China, Índia e Rússia<sup>24</sup>. No tocante às exportações, os resultados para o Brasil, China e Rússia cor-

<sup>24</sup> Para o Brasil e Turquia, o modelo não apresentou significância estatística

roboram a teoria, ou seja, efeitos significantes e negativos em resposta à política monetária contracionista. Já acerca das Balanças comerciais com exceção da África do Sul, as demais economias apresentaram o efeito da Curva-J invertida, ou seja, a política monetária inicialmente piorou o saldo da balança comercial, o que vai de encontro à hipótese teórica.

A política monetária tem ganhado influência sobre as variáveis macroeconômicas para as economias que adotam alta mobilidade de capitais e taxa de câmbio flexível. É comprovado empiricamente que no Brasil o canal da taxa de câmbio se mostra o mecanismo de transmissão de política monetária mais eficiente. Dos trabalhos teóricos e empíricos pode-se inferir as seguintes hipóteses a serem testadas para o caso de uma política monetária contracionista (aumento da taxa de juros):

- (i) Espera-se que a renda responda negativamente;
- (ii) A taxa de câmbio deve responder positivamente, ou seja, espera-se uma depreciação da moeda doméstica;
- (iii) Espera-se que balança comercial responda negativamente pelas suposições teóricas. Porém, como visto nos estudos empíricos, essa resposta pode ser positiva, já que pode ser determinado pelo efeito absorção.

### 3 METODOLOGIA

Este capítulo apresenta a estratégia empírica utilizada, as fontes e tratamentos dos dados, os testes de pré e pós-estimação e os métodos econométricos utilizados.

#### 3.1 Estratégia empírica

Este estudo tenciona identificar os efeitos que a política monetária induzem na balança comercial via câmbio e, para tanto, a estratégia empírica se baseia nos trabalhos já apresentados que estimaram:

- (i) os efeitos dos mecanismos de transmissão da política monetária em variáveis macroeconômicas e aqueles que deram mais atenção aos efeitos apenas na taxa de câmbio;
- (ii) os efeitos do câmbio na balança comercial;
- (iii) os efeitos do mecanismo de transmissão de política monetária via câmbio na balança comercial;

A revisão de literatura permitiu identificar as principais variáveis que podem ser utilizadas e foram selecionadas para este estudo. Como todos os pesquisadores utilizaram séries temporais, este é um indicativo sobre que tipos de modelos podem ser empregados para o cumprimento dos objetivos. Não obstante, como de praxe na literatura das séries temporais, a determinação dos modelos econométricos depende de pré-estimação. A seguir serão descritas as variáveis que serão utilizadas, bem como o tratamento dos dados e procedimentos pré-estimação.

O modelo especificado com base na revisão de literatura<sup>1</sup>, está identificado numa matriz diagonal superior, onde a ordem das variáveis indica a mais endógena até a menos endógena. Os coeficientes " $a_{ij}$ " são os parâmetros da Matriz A de relações contemporâneas do modelo SVAR a serem estimados.

$$\begin{bmatrix} 1 & a_{12} & a_{13} & a_{14} \\ 0 & 1 & a_{23} & a_{24} \\ 0 & 0 & 1 & a_{34} \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} BC_t \\ c_t \\ Y_t \\ i_t \end{bmatrix}$$

Com isso, entende-se que a balança comercial ( $BC$ ) é a variável mais endógena e sofre influência contemporânea de todas as demais variáveis. A taxa de câmbio não sofre influência

<sup>1</sup> (TOMAZZIA; MEURER, 2009; IVRENDI; GULOGLU, 2010; IVRENDI; YILDIRIM, 2013; MACHOSKI, 2016).

contemporânea da  $BC$ , mas sofre influência da renda doméstica ( $Y$ ) e taxa de juros ( $i$ ), a renda doméstica sofre influência apenas da taxa de juros ( $i$ ), e esta última, por sua vez é a variável menos endógena do modelo.

### 3.2 Base de dados e tratamento

Os dados utilizados têm periodicidade mensal de janeiro de 2000 até dezembro de 2017. Cada variável foi transformada em seu respectivo logaritmo natural, a fim de se obter as elasticidades de transmissão. As variáveis empregadas nos modelos foram:

- $BC$ : Balança comercial;
- $c$ : Taxa de câmbio nominal;
- $i$ : Taxa de juros (Selic);
- $Y$ : Renda doméstica;
- $Yw$ : Renda externa;
- $FFR$ : Taxa de juros dos Estados Unidos;

Para a balança comercial ( $BC$ ), foi considerada taxa de cobertura das exportações pelas importações. Ou seja, é a razão das exportações nominais em milhões de dólares americanos pelas importações nominais em milhões de dólares americanos. Quando a razão é menor que a unidade, tem-se uma balança comercial deficitária; quando é igual a 1, tem-se uma balança comercial em equilíbrio e quando a razão é maior que 1, tem-se uma balança comercial superavitária. Esta maneira de utilizar esta variável elimina a necessidade de deflacionamento da série e já é bem fundamentada na literatura econômica nacional e internacional<sup>2</sup>. Os dados foram coletados do portal eletrônico do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA (2018). A balança comercial brasileira foi desagregada pelas grandes categorias econômicas<sup>3</sup> - Bens de Capital, Bens de Consumo Duráveis, Bens de Consumo Não Duráveis e Bens Intermediários.

Como medida da renda interna foi utilizada a *proxy* PIB Nominal ( $Y$ ) em milhões de Reais. A série foi extraída da base de dados do IPEA (2018) (Ipeadata) e deflacionada pelo Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI), coletado da mesma fonte. Para o PIB mundial ( $Y_W$ ), foi utilizada a *proxy* Total das exportações *Cost Insurance and Freight* (CIF) de todos os países da base de dados do IFS (2018), do Fundo Monetário Internacional (FMI), em milhões de dólares norte-americanos, e deflacionados pelo Índice de Preços ao Produtor dos Estados Unidos (*Producer Price Index - PPI*) do *Bureau of Labor Statistics*. Como variável relativa ao câmbio, foi utilizada a Taxa de Câmbio Nominal ( $c$ ), extraída do IPEA (2018). Como medida de política monetária, foi utilizada a Taxa Básica de Juros - Selic ( $i$ ), ambas coletadas

<sup>2</sup> Ivrendi e Guloglu (2010), Machoski (2016), Moura (2005).

<sup>3</sup> BCND: Estão agregados os bens de consumo não duráveis (vida útil de até um ano) e bens semiduráveis (vida útil de um a três anos). Os de consumo duráveis possuem vida útil acima de um e com valores bastante elevada, ou seja, acima de três anos (IBGE, 2013).

do IPEA (2018). A taxa de juros do exterior utilizada foi a Taxa de Juros Americana (*Federal Funds Rate - FFR*).

Além dessas séries que serão utilizadas no modelo, foram extraídos os dados de Exportações e Importações de cada grande categoria econômica, com intuito de verificar graficamente o comportamento das séries desmembradas. Os dados estão em milhões de dólares norte-americanos e foram deflacionados pelo Índice de Preços ao Produtor dos Estados Unidos (*Producer Price Index - PPI*) do *Bureau of Labor Statistics*.

### 3.3 Pré-estimação

As variáveis utilizadas no trabalho são séries temporais, as quais possuem algumas particularidades, como por exemplo: presença ou não de estacionariedade e tendências estocásticas ou determinísticas. Um dos pressupostos para a estimação econométrica é que as séries possuam média e variância constantes, geralmente não estão presentes em séries de tempo, ou seja, a maior parte das séries temporais são não estacionárias (BUENO, 2008). Por isso, é imprescindível que se faça um estudo prévio acerca das séries a serem trabalhadas, para evitar qualquer erro de especificação ou regressão espúria.

#### 3.3.1 Estacionariedade e Testes de Estacionariedade

A condição de estacionariedade é fundamental para a definição do modelo de séries temporais a ser abordado. Séries estacionárias possuem média e variância constante no tempo, além disso a covariância depende apenas da defasagem entre os períodos. Ou seja, um choque numa série estacionária se dissipa rapidamente e a série volta a convergir para a média. No caso das não estacionárias este choque pode ser permanente e até mesmo explosivo (CHIODI, 2006).

Conforme Bueno (2008), é comum que as séries econômicas não sejam estacionárias e, portanto, não podem ser estimadas pelos métodos convencionais. Tanto que ao estimar um modelo por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) com séries não estacionárias pode-se resultar numa regressão espúria, onde uma ou mais variáveis apresentam relação de causalidade, porém não possuem significado econômico.

A principal característica das séries não estacionárias é a presença de raiz unitária. Para melhor compreensão, considere a variância não condicional um modelo autorregressivo de primeira ordem AR(1) (BUENO, 2008) :

$$Var(y_t) = \frac{1}{(1 - \phi^2)}$$

Quando  $\phi = 1$ , a série não é estacionária e portanto possui raiz unitária. Para que se possa tornar uma série estacionária, basta que se diferencie quantas vezes forem necessárias (BUENO, 2008).

Algumas séries, entretanto, podem ser estacionárias em torno de uma tendência e são denominadas séries de tendência estacionária. Nesse caso não se pode diferenciar a série, uma vez que se adiciona um ruído por tornar o erro não invertível (BUENO, 2008).

Apesar de séries estacionárias e não estacionárias, com tendência estacionária ou determinística, poderem ser distinguidas visualmente, esse tipo de inspeção pode incorrer em equívocos. Nas últimas décadas, diversos tipos de testes de estacionariedade foram desenvolvidos para se verificar a presença ou não de raízes unitárias nas séries de tempo e têm sido amplamente empregados na literatura econômica, dentre eles, destacam-se o Dickey-Fuller (DF), Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP), Dickey-Fuller GLS (DF-GLS), e o Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS).

### 3.3.1.1 Dickey-Fuller (DF)

O teste de estacionariedade Dickey-Fuller (DF) se dá basicamente por um modelo autorregressivo (AR). Para tanto, considere uma regressão por MQO da variável dependente defasada  $y_{t-1}$  explicando a variável  $y_t$ :

$$y_t = \rho y_{t-1} + v_t \quad (3.1)$$

Assumindo que  $v_t$  é um termo de erro aleatório, com média zero e variância constante, avalia-se os casos de  $\rho = 1$  e  $|\rho| < 1$ , sendo que o teste de hipótese de não-estacionariedade é:

$$H_0 : \rho = 1$$

$$H_1 : \rho < 1$$

No caso de  $|\rho| < 1$ , a série é considerada estacionária em nível e, portanto, integrada de ordem zero, ou apenas  $I(0)$ . Como visto anteriormente, pode ser ainda que a série apresente o comportamento estacionário em torno de uma tendência; mas em primeira análise, não se identifica esta estacionariedade. Nesse caso, vale testar o modelo com uma variável tendência (BUENO, 2008).

Para  $\rho = 1$ ,  $y_t$  é um passeio aleatório não estacionário e, portanto, a série tem raiz unitária, pois a variância aumenta conforme o tempo, o que vai contra o pressuposto da variância constante de uma série estacionária. Portanto, trata-se de uma série não estacionária em nível (BUENO, 2008).

Conforme Hill, Griffiths e Judge (2003), para que se resolva o problema de não-estacionariedade de uma série temporal sem tendência estacionária, basta tomar a primeira diferença, ou seja: subtraindo  $y_{t-1}$  de ambos os membros da equação 3.1, onde  $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$  é denominada primeira diferença da série, e obtém-se:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + v_t \quad (3.2)$$

Sendo que:  $\gamma = (\rho - 1)$

Posto isso, o teste de hipótese passa a ser:

$$H_0 : \rho = 1 \Leftrightarrow H_0 : \gamma = 0$$

$$H_1 : \rho < 1 \Leftrightarrow H_1 : \gamma < 0$$

Assim, para o caso  $\gamma = 0$  (equivalente a  $\rho = 1$ ),  $y_t$  é um passeio aleatório, ou seja, a série não é estacionária em primeiras diferenças, já que:

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

A série  $\Delta y_t$  se torna estacionária em primeiras diferenças quando não se rejeita a hipótese alternativa de que  $\gamma < 0$  e  $\rho < 1$ , se e somente se o termo de erro aleatório  $v_t$  for puramente aleatório. O procedimento de tomar a primeira diferença de uma série para estacionarizá-las as torna integradas de ordem 1  $I(1)$ <sup>4</sup> (HILL; GRIFFITHS; JUDGE, 2003).

Assim, após estimar a Equação 3.2 por MQO, observa-se a estatística t para a hipótese nula de raiz-unitária ( $\gamma = 0$ ). No entanto, a estatística t passa a ter uma distribuição  $\tau$  - que teve seus valores críticos tabulados por Dickey e Fuller (1979) - e não mais  $t$  de Student. Se não há rejeição da hipótese nula,  $y_t$  segue um passeio aleatório, ou seja, não é estacionária. O Quadro 6 abaixo apresenta as três maneiras de estimação:

Quadro 6 – Teste de Estacionariedade Dickey-Fuller

Modelo	Descrição	Equação	Teste de Hipótese
$\tau$	Sem drift e sem tendência.	$\Delta y_t = \beta y_{t-1} + \epsilon_t$	$H_0$ : Presença de raiz unitária.  $H_1$ : Ausência de raiz unitária
$\tau_\mu$	Com drift e sem tendência.	$\Delta y_t = \mu + \beta y_{t-1} + \epsilon_t$	
$\tau_\tau$	Com drift e com tendência.	$\Delta y_t = \mu + \beta y_{t-1} + \delta T_t + \epsilon_t$	

Fonte – Elaborado pelo autor.

Segundo Enders (2008), primeiro deve-se verificar se a série é estacionária desconsiderando a existência de *drift* ou tendência determinística. Se for identificada estacionariedade, já

<sup>4</sup> Uma série pode ser diferenciada quantas vezes forem necessárias até que se identifique um comportamento estacionário. A quantidade de diferenciações é igual à ordem de integração da série. Assim, uma série que precisa ser diferenciada " $d$ " vezes, é uma série integrada de ordem " $d$ ", ou apenas  $I(d)$  (HILL; GRIFFITHS; JUDGE, 2003).

nesse modelo, a série é estacionária e não há a necessidade de proceder com os demais modelos. Depois, com *drift* e, por fim, com *drift* e com tendência.

O problema desse teste é que o erro é considerado ruído branco<sup>5</sup>, no entanto, geralmente o erro é um processo estacionário que não necessariamente um ruído branco. Esse problema leva a uma perda de poder do teste e aumenta as chances de cometer um erro tipo II (BUENO, 2008).

### 3.3.1.2 Teste Dickey Fuller Aumentado (ADF)

O teste ADF consiste numa melhora do teste DF convencional, pois corrige o problema do erro apresentado acima regredindo a variável dependente com tantas variáveis autorregressivas necessárias, de forma que o teste dos resíduos não rejeite a hipótese de que se tratam de um ruído branco. A equação geral do modelo é:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (3.3)$$

Sendo:  $\beta = -(1 - \sum_{i=1}^p \phi_i)$  e;  $\lambda_i = -\sum_{j=1}^{p-1} \phi_{j+1}$

Porém, o teste perde validade se os erros tiverem correlação serial<sup>6</sup>, não normalidade ou heterocedasticidade. Além disso, o baixo poder do teste na presença de um componente de médias móveis perto do círculo unitário induz à não rejeição da hipótese nula quando ela é falsa. (BUENO, 2008)

### 3.3.1.3 Teste Phillips-Perron (PP)

Considerando o problema do teste ADF, Phillips e Perron (1984) desenvolveram uma correção não-paramétrica que valida o teste e não depende da especificação de um modelo autorregressivo. Assim, quando trabalha-se com séries que apresentam quebra estrutural, o teste PP é superior ao ADF. A forma das equações e teste de hipótese é idêntico ao teste DF; no entanto, os valores críticos seguem a distribuição dos coeficientes  $z$  (BUENO, 2008). O Quadro 7 abaixo apresenta os modelos, equações e teste de hipótese:

<sup>5</sup> Um ruído branco possui média zero, variância constante e não apresenta autocorrelação.

<sup>6</sup> Para expurgar a correlação serial deve-se especificar um modelo autorregressivo integrado de médias móveis ARIMA (p, 1, q).

Quadro 7 – Teste de Estacionariedade Phillips-Perron

Modelo	Descrição	Equação	Teste de Hipótese
$z$	Sem drift e sem tendência.	$\Delta y_t = \beta y_{t-1} + \epsilon_t$	$H_0$ : Presença de raiz unitária.
$z_\mu$	Com drift e sem tendência.	$\Delta y_t = \mu + \beta y_{t-1} + \epsilon_t$	
$z_\tau$	Com drift e com tendência.	$\Delta y_t = \mu + \beta y_{t-1} + \delta T_t + \epsilon_t$	$H_1$ : Ausência de raiz unitária

Fonte – Elaborado pelo autor

Uma limitação do teste é que ele perde força quando o coeficiente é próximo, mas não é zero (BUENO, 2008).

### 3.3.1.4 Teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)

Um teste complementar ao ADF e PP é o KPSS, que auxilia a identificação de presença de raiz unitária quando os testes anteriores não são suficientemente conclusivos. O Quadro 8 a seguir apresenta os modelos, equações e teste de hipótese:

Quadro 8 – Teste de Estacionariedade KPSS

Modelo	Descrição	Equação	Teste de Hipótese
$\zeta$	Sem tendência.	$y_t = x_t + \epsilon_t$	$H_0$ : Ausência de raiz unitária
$\zeta_\tau$	Com tendência.	$y_t = x_t + \delta_t + \epsilon_t$	$H_1$ : Presença de raiz unitária

Fonte – Elaborado pelo autor

Vale destacar que a aplicação do teste de hipótese desse teste é de maneira contrária ao ADF, PP e DF-GLS, ou seja, a hipótese nula é de ausência de raiz unitária. Uma das principais limitações do teste é que o poder do teste é muito baixo se o processo for um ARIMA (p, 1, 1) (BUENO, 2008).

### 3.3.1.5 Teste Dickey-Fuller Mínimos Quadrados Generalizados (DF-GLS)

Este teste foi desenvolvido com o intuito de aumentar a potência do teste ADF quando há o expurgo dos termos determinísticos da série. Para isso, estima-se o teste DF, porém com um modelo de mínimos quadrados generalizados (BUENO, 2008). O Quadro 9 a seguir apresenta os modelos, equações e teste de hipótese:

Na estimação dos modelos AR, é fundamental que se especifique o modelo de forma que a quantidade de parâmetros seja a melhor possível. Sabe-se que a cada regressor adicional, pode

Quadro 9 – Teste de Estacionariedade Dickey-Fuller - Mínimos Quadrados Generalizados

Modelo	Descrição	Equação	Teste de Hipótese
$\tau_\mu$	Sem tendência.	$\Delta y_t = \mu + \beta y_{t-1} + \sum_{i=1}^t \zeta_j \Delta y_{t-j} \epsilon_t$	$H_0$ : Ausência de raiz unitária
$\tau_\tau$	Com tendência.	$\Delta y_t = \mu + \beta y_{t-1} + \sum_{i=1}^t \zeta_j \Delta y_{t-j} + \gamma T + \epsilon_t$	$H_1$ : Presença de raiz unitária

Fonte – Elaborado pelo autor.

haver uma redução da soma dos quadrados dos resíduos, porém não um aumento. O critério de informação associa uma penalidade a cada parâmetro adicionado. Assim, caso a penalidade seja maior que a diminuição da soma, o regressor adicional se mostra mais custoso que benéfico (BUENO, 2008).

Perron e Ng (2001) evidenciam que os critérios de informação usualmente utilizados na literatura econômica (Akaike e Schwaz) tendem a selecionar baixas defasagens autorregressivas para o caso de raízes unitárias negativas próximas à unidade. Assim, indica-se que seja utilizado o Critério de Informação de Akaike Modificado (MAIC).

### 3.4 Modelo Estrutural de Vetores Autorregressivos (SVAR)

Como visto no referencial empírico, os modelos SVAR e SVEC são comumente utilizados para se estimar modelos econômicos mais completos, que envolvem sistemas equações interrelacionados. O método de vetores autorregressivos foi desenvolvido originalmente por Sims (1980), e vem sendo amplamente difundido até hoje.

Para compreender o modelo SVAR, é fundamental conhecer o modelo VAR em sua forma mais geral e então aprofundar o seu entendimento até o modelo na forma estrutural. Para tanto, suponha um modelo autorregressivo de ordem  $p$  como um vetor  $n$  variáveis endógenas  $X_t$ , relacionadas numa matriz  $A$ , portanto:

$$AX_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-i} + GZ_t + B\epsilon_t \quad (3.4)$$

Sendo  $A$  uma matriz  $n \times n$  das relações contemporâneas das variáveis endógenas do vetor  $n \times 1$ , que consiste o vetor  $X_t$ .  $B_0$  é um vetor  $n \times 1$ , que corresponde ao intercepto.  $B_i$  são matrizes  $n \times n$ .  $B$  é uma matriz diagonal  $n \times n$  dos desvios-padrão. Por fim,  $\epsilon_t$  é um vetor  $n \times 1$  dos termos de erro aleatórios não correlacionados de forma contemporânea nem temporal (BUENO, 2008).

A Equação 3.4, representa portanto a relação contemporânea e intertemporal das variáveis predeterminadas, advindas de um modelo econômico previamente estruturado (BUENO, 2008).

Na forma matricial, apresentando o modelo a ser empregado, tem-se:

$$\begin{bmatrix} 1 & a_{12} & a_{13} & a_{14} \\ a_{21} & 1 & a_{23} & a_{24} \\ a_{31} & a_{32} & 1 & a_{34} \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} BC_t \\ c_t \\ Y_t \\ i_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \\ b_{30} \\ b_{40} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} & b_{14} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} & b_{24} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} & b_{34} \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & b_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} BC_{t-1} \\ c_{t-1} \\ Y_{t-1} \\ i_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \sigma_{BC} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_c & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_Y & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_i \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{BCt} \\ \epsilon_{ct} \\ \epsilon_{Yt} \\ \epsilon_{it} \end{bmatrix}$$

Sendo que a Matriz  $B_i$  para este caso representa apenas a primeira defasagem das variáveis endógenas. Assim, sem perda de generalidade, quando houver mais defasagens, é somada mais um produto da Matriz  $B_i$  com o vetor das variáveis na(s) defasagem(ns) em questão.

Por conta da endeogeneidade do modelo, este pode ser estimado da forma reduzida, quando se pré multiplica  $A^{-1}$  em ambos os lados da Equação 3.4. Assim, tem-se:

$$A^{-1}AX_t = A^{-1}B_0 + \sum_{i=1}^p A^{-1}B_iX_{t-i} + A^{-1}GZ_t + A^{-1}B\epsilon_t \quad (3.5)$$

Com isso, pode-se expressar o modelo na forma reduzida:

$$X_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i X_{t-i} + e_t \quad (3.6)$$

Sendo:

$$\phi_0 \equiv A^{-1}B_0; \phi_i \equiv A^{-1}B_i; Ae_t \equiv B\epsilon_t$$

Conforme Bueno (2008), as hipóteses assumidas pelo modelo são:

1.  $y_z$  e  $z_t$  são estacionários;
2.  $\epsilon_{yt}$  e  $\epsilon_{zt} \sim RB(0, 1)$
3.  $Cov(\epsilon_{yt}, \epsilon_{zt}) = 0$

Dada a necessidade da inclusão de variáveis exógenas, segundo Bueno (2008) o modelo pode ser generalizado diretamente como:

$$X_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i X_{t-i} + GZ_t + e_t \quad (3.7)$$

Sendo  $G$  uma matriz de coeficientes  $n \times g$  e  $Z_t$  é um vetor  $g \times 1$ , que corresponde às variáveis exógenas.

Além disso, um problema de se estimar o modelo na forma reduzida é que algumas informações são perdidas e por isso, sem uma especificação baseada em hipóteses teóricas é impossível recuperar os parâmetros do modelo original. Visto isso é imprescindível que os parâmetros estruturais sejam recuperados. Isso só é possível por meio de parâmetros estruturais identificados de maneira correta (BUENO, 2008).

Em vista das diversas críticas sofridas pelo modelo, desenvolveu-se o Modelo Estrutural de Vetores Autorregressivos (SVAR) ainda na década de 80. Para Amisano e Giannini (2012) as principais contribuições do SVAR estão relacionadas ao fato de poder incluir restrições estruturais na matriz de relações contemporâneas e proceder com a identificação do modelo de acordo com a teoria econômica. A maneira proposta por Sims (1980) pode ser feita da forma triangular por uma decomposição de Cholesky, onde a ordenação é arbitrária e conforme Bueno (2008) deve ser prudentemente baseada na teoria econômica.

Com isso, é possível analisar as relações contemporâneas através da Matriz  $A$  e as relações de longo-prazo do modelo SVAR com a Matriz  $(A^{-1}B)$ . No Apêndice I está o modelo estrutural a ser estimado.

### 3.4.1 Função de Resposta ao Impulso

O modelo VAR permite também a análise dinâmica dos resultados por meio da função de resposta ao impulso, que mostra como as variáveis endógenas respondem por determinado período a um choque de um desvio padrão nos termos de erro. Ou seja, a função de resposta ao impulso demonstra a resposta de uma variável endógena frente uma perturbação aleatória nos valores contemporâneos e passados de todas variáveis endógenas do modelo (SOUZA, 2016).

Considerando a correlação contemporânea dos resíduos, é preciso que os erros sejam ortogonalizados, por meio da decomposição de Cholesky. Assim, deve-se ordenar o modelo de forma que não haja correlações mútuas (SOUZA, 2016).

Na maior parte das vezes, não é possível identificar todos os parâmetros do SVAR, sem que se imponha algumas restrições no modelo. A decomposição de Choleski trata de uma forma de decomposição arbitrária triangular dos resíduos. O problema reside no fato da ordenação das variáveis ocorrer de maneira arbitrária (BUENO, 2008). Os modelos utilizados no trabalho são especificados por meio de investigação teórica e empírica de literatura correlata ao tema a ser desenvolvido.

## 3.5 Pós-estimação

Após a estimação do modelo SVAR, é necessário verificar sua estabilidade, normalidade, heterocedasticidade e autocorrelação residual. Um modelo VAR precisa ser considerado estável para que possa ser considerado válido estatisticamente. A condição de estabilidade é que os autovalores de  $(I - \sum_{i=1}^p \phi_i L^i)$  estejam fora do círculo unitário. Observe que, nessa condição, não há problemas para se estimar o VAR( $\rho$ ), em um vetor de médias móveis infinito VMA( $\infty$ ) (BUENO, 2008).

Dadas as premissas fundamentais para que o modelo seja estável, é necessário, além de analisar a estabilidade do modelo, verificar se a quantidade de defasagens é adequada ao modelo, se os resíduos estão normalmente distribuídos e não são autocorrelacionados (BUENO, 2008).

O Teste de Normalidade Jarque-Bera é utilizado para verificar normalidade dos resíduos do modelo. Este teste consiste na análise da hipótese nula de distribuição normal dos resíduos, contra a hipótese alternativa de que os resíduos não seguem uma distribuição normal. O Teste do Multiplicador de Lagrange é utilizado para autocorrelação, sendo testada a hipótese nula de ausência de autocorrelação serial contra a alternativa de presença de autocorrelação. E o Teste de Wald verifica se a hipótese nula, de que as variáveis endógenas são estatisticamente não significativas em determinada defasagem, contra a hipótese alternativa de que há significância estatística das defasagens (AMISANO; GIANNINI, 2012).

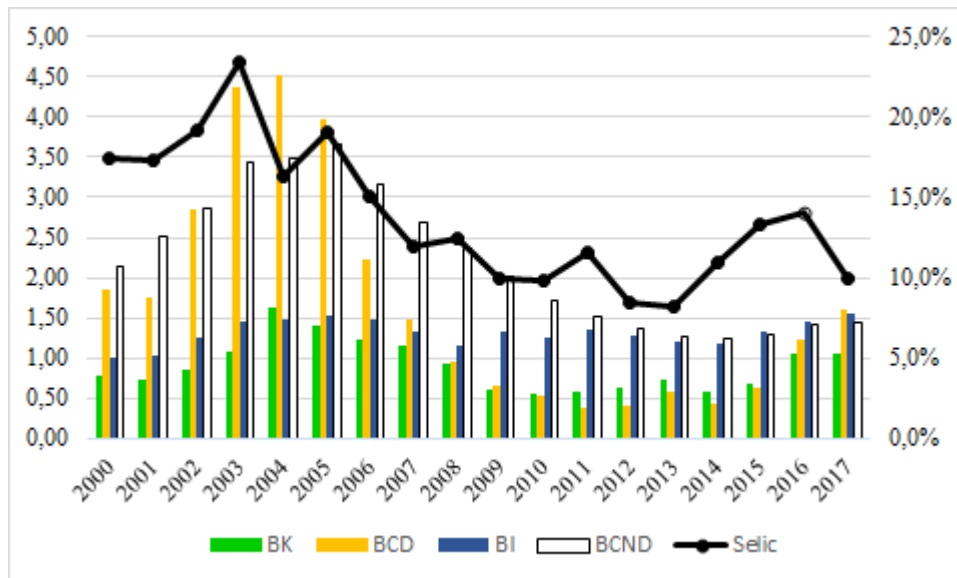
## 4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Neste capítulo são apresentadas as séries de dados utilizadas para estimação do modelo proposto, os resultados dos testes de pré-estimação, os resultados e discussão dos modelos estimados e a verificação da pós-estimação dos mesmos.

### 4.1 Análise preliminar

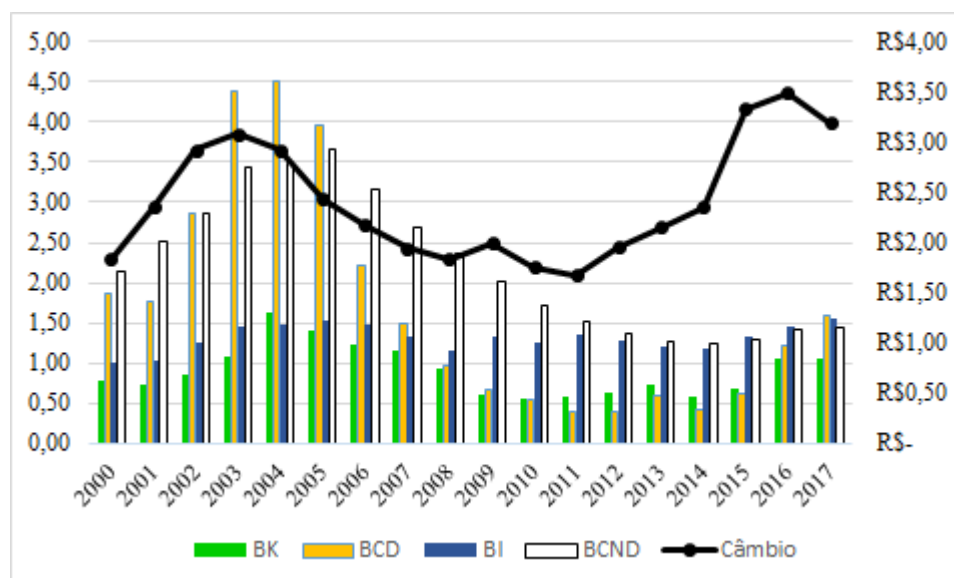
É imprescindível a compreensão do comportamento da balança comercial em relação à taxa de câmbio e taxa de juros, bem como a composição da balança comercial brasileira por grande categoria econômica no período estudado. A seguir, a Figura 1 e Figura 2 mostram o comportamento das exportações e importações por grandes categorias econômicas em contraste respectivamente com a taxa de juros e com a taxa de câmbio. Para facilitar a leitura, as séries foram agregadas em dados anuais.

Figura 1 – Balança Comercial por Grandes Categorias Econômicas ( $X/M$ ) x Taxa de Juros (%)



Fonte – Elaborado pelo autor.

Figura 2 – Balança Comercial por Grandes Categorias Econômicas (X/M) x Taxa de Câmbio (BRL/USD)



Fonte – Elaborado pelo autor.

Analisando a balança comercial desagregada em grandes categorias econômicas, fica evidente sua relação com a taxa de câmbio e juros.

No período de 2000 a 2003, houve depreciação gradual da moeda doméstica e a taxa de juros passou a subir a partir de 2001. Ambas atingiram seu pico em 2003. O comportamento da balança comercial é semelhante ao do câmbio e da taxa de juros para todas as grandes categorias econômicas - podendo ser fruto de um aumento das exportações e/ou redução das importações - sendo que a balança de bens de capital se tornou superavitária a partir de 2003 e a de bens intermediários em 2001. A balança de bens de consumo duráveis e não duráveis manteve a tendência de aumento do superávit no período. Isso denota que uma depreciação cambial e política monetária predominantemente contracionista podem representar impacto positivo na balança comercial.

O período de 2003 a 2008 foi marcado por uma gradual valorização da moeda doméstica, ou seja, uma queda na taxa de câmbio e de forma semelhante, queda na taxa de juros. Todas as balanças comerciais se apresentaram superavitárias, tendo como pico o ano de 2004, com exceção dos bens intermediários que ocorreu 2005. Nesse período houve erosão de todas as balanças comerciais.

No período da crise *subprime*, em 2008 e 2009, houve uma depreciação cambial, que logo retomou a tendência de apreciação. A taxa de juros indica política monetária contracionista no período da crise *subprime*, expansionista em 2011 e novamente contracionista até 2013. O que denota que a taxa de juros pode ter sido uma ferramenta de ajuste macroeconômico nesse período. A partir de 2008 a balança comercial de bens de capital e de consumo duráveis passaram a ser deficitárias, e nos anos seguintes houve um agravamento do déficit e respectivamente uma recuperação de 2011 até 2013. Os bens de consumo duráveis apresentaram queda no superávit e

os intermediários pouco oscilaram no período, mostrando insensibilidade aos choques cambiais e da taxa de juros ocorrida no período.

A partir de 2014 ocorreu a depreciação acentuada da moeda doméstica, sendo seu pico em 2016. Em 2017 houve a convergência à média da série. Comportamento semelhante em relação à taxa de juros. A partir de 2015, todas as balanças comerciais apresentaram uma melhora gradual em seus saldos. Os bens de capital e consumo duráveis se tornaram novamente superavitários a partir de 2016.

A Tabela 1 mostra a representatividade de cada categoria econômica nas importações e exportações de 2000 até 2017, sendo o total expresso em milhões de dólares americanos:

Tabela 1 – Representatividade das Grandes Categorias Econômicas na Balança Comercial

Período	Exportações					Importações				
	BK	BCD	BCND	BI	TOTAIS	BK	BCD	BCND	BI	TOTAIS
2000	12%	5%	16%	63%	USD 79.222,92	15%	3%	7%	61%	USD 81.523,80
2001	11%	5%	17%	61%	USD 82.817,57	16%	3%	7%	60%	USD 80.615,88
2002	9%	5%	17%	62%	USD 86.385,61	14%	2%	8%	61%	USD 69.224,73
2003	8%	6%	17%	63%	USD 102.043,80	11%	2%	7%	64%	USD 68.891,13
2004	11%	6%	15%	61%	USD 128.858,91	11%	2%	7%	63%	USD 85.396,68
2005	10%	5%	16%	60%	USD 149.797,09	11%	2%	7%	62%	USD 94.823,06
2006	9%	5%	16%	60%	USD 167.851,27	11%	3%	7%	60%	USD 112.932,50
2007	10%	4%	15%	59%	USD 188.397,49	12%	4%	8%	59%	USD 143.209,32
2008	10%	4%	14%	59%	USD 214.872,40	12%	4%	7%	57%	USD 189.226,23
2009	7%	3%	15%	62%	USD 175.620,79	14%	6%	9%	57%	USD 147.052,27
2010	7%	3%	13%	65%	USD 219.228,53	14%	6%	9%	57%	USD 199.192,39
2011	7%	2%	12%	66%	USD 257.983,42	13%	7%	9%	55%	USD 230.221,75
2012	8%	2%	12%	65%	USD 239.969,75	14%	6%	9%	55%	USD 222.749,74
2013	10%	3%	12%	66%	USD 238.358,76	14%	5%	9%	55%	USD 237.981,70
2014	7%	2%	13%	67%	USD 219.137,51	13%	5%	10%	55%	USD 225.735,28
2015	8%	2%	13%	68%	USD 195.874,80	14%	4%	11%	58%	USD 177.631,04
2016	10%	3%	13%	67%	USD 193.843,63	13%	3%	12%	61%	USD 146.527,84
2017	8%	4%	12%	67%	USD 220.757,79	11%	3%	12%	61%	USD 155.648,05

Fonte – Elaborado pelo autor

Nota – A soma das porcentagens não é 100%, pois não foram consideradas as exportações e importações de combustíveis e seus derivados.

Nota – Totais de exportação e importações FOB em milhões de USD.

Apesar das exportações de bens de capital quase dobrarem em valor e as importações de bens de capital pouco variarem, houve perda de representatividade em relação ao total, em

comparação com 2000 e 2017. Passando de 12% para 8% nas exportações, sendo que a queda mais acentuada ocorreu em 2009 e a média no período foi de 9%. Referente às importações, elas caíram de 15% para 11% e a média do período foi de 13%. No que tange bens de consumo duráveis, a representatividade se manteve praticamente constante em todo o período, tanto nas exportações quanto nas importações, numa média de 4%. Os bens de consumo não duráveis perderam representatividade nas exportações, apesar do aumento do valor exportado, indo de 16% em 2000 para 12% em 2017, com média de 14%. Já em relação às importações, os valores praticamente triplicaram enquanto a representatividade foi de 7% em 2000 para 12% em 2017, com média de 7%. Os bens intermediários se mantiveram em todo o período com a maior representatividade, com média de 63% nas exportações e 59% nas importações.

## 4.2 Pré-estimação

Os resultados dos testes de raiz unitária encontram-se no Apêndice B. Para o teste ADF para as séries em nível - com exceção da  $\ln BI$  que apresentou tendência estacionária com *drift* ao nível de significância de 1% - as demais apresentaram raiz unitária. Em primeiras diferenças, o teste indica que todas as séries são estacionárias, sem tendência e sem *drift* - com exceção da  $\ln Y$  que possui *drift*.

O teste de raiz unitária PP para as séries em nível indicou que as séries:  $\ln Yw$ ,  $\ln c$ ,  $\ln i$  e  $\ln FFR$  não são estacionárias. Para as séries  $\ln Y$ ,  $\ln BCD$ ,  $\ln BCND$ , verifica-se que se tratam de tendências estacionárias com *drift* a um nível de significância de 10%. As séries  $\ln BI$  se mostrou estacionária com *drift* a um nível de significância de 1% e a  $\ln BK$  se mostrou estacionária com *drift* e tendência estacionária sem *drift* a um nível de significância de 1%. Em primeiras diferenças a um nível de significância de 1% - com exceção de  $\ln Y$ , que se mostrou estacionária com *drift* - todas as séries são estacionárias sem *drift* e sem tendência.

O teste de estacionariedade DF-GLS indica que em nível, todas séries possuem raiz unitária - com exceção da  $\ln i$  que indicou tendência estacionária a um nível de significância de 10%. Em primeiras diferenças,  $\ln BK$ ,  $\ln BCD$ ,  $\ln BCND$  e  $\ln BCND$  não são estacionárias. As demais são estacionárias com nível de significância de 1%.

O teste KPSS para as séries em nível indicou que  $\ln Yw$ ,  $\ln Y$ ,  $\ln c$ ,  $\ln i$ ,  $\ln BCD$ ,  $\ln BCND$  não são estacionárias em nível. O teste para a série  $\ln FFR$  indicou tendência estacionária a um nível de significância de 10%. A série  $\ln BK$  e  $\ln BI$  apresentaram estacionariedade a um nível de significância de 1%. Para as variáveis em primeiras diferenças, foi visto que todas as séries se apresentaram estacionárias e, além disso,  $\ln FFR$ ,  $\ln BCD$  e  $\ln BCND$  também indicaram tendência estacionária.

Visto os resultados dos testes, com exceção de  $\ln BK$  que se mostrou inconclusiva, as demais séries são integradas de primeira ordem  $I(1)$ , com base em tais resultados, opta-se pelo uso das séries em sua primeira diferença para estimação do modelo SVAR, atendendo assim à premissa de que todas as variáveis do modelo devem ser  $I(1)$ .

### 4.3 Discussão dos resultados

#### 4.3.1 Relações contemporâneas

A seguir, na Tabela 2 são apresentados os resultados da matriz de relações contemporâneas do modelo SVAR estimado, em que consideram-se as variáveis endógenas: balança comercial, taxa de câmbio, renda doméstica e taxa de juros. Já na Tabela 3, estão os efeitos contemporâneos da taxa de juros sobre a taxa de câmbio e a renda doméstica.

Tabela 2 – Relações Contemporâneas da Taxa de Câmbio, Renda Doméstica e Taxa de Juros sobre a Balança Comercial

	$\Delta \ln c$	$\Delta \ln Y$	$\Delta \ln i$
$\Delta \ln BK$	-1,28**	-2,250***	0,630**
p-valor	(0,014)	(0,004)	(0,009)
$\Delta \ln BCD$	-0,596*	-0,915*	0,442***
p-valor	(0,100)	(0,088)	(0,006)
$\Delta \ln BCND$	-0,171	-0,893***	0,103
p-valor	(0,318)	(0,001)	(0,183)
$\Delta \ln BI$	-0,389**	-0,496*	0,236***
p-valor	(0,023)	(0,091)	(0,008)

Fonte – Elaborado pelo autor

Nota – Nível de significância: \* (10%); \*\* (5%); \*\*\* (1%)

Tabela 3 – Relações Contemporâneas da Taxa de Juros sobre a Taxa de Câmbio e Renda Doméstica

<b>Modelo</b>	$\Delta \ln c$	$\Delta \ln Y$
$\Delta \ln BK$	-0,02	-0,12***
<b>p-valor</b>	(0,444)	(0,000)
$\Delta \ln BCD$	-0,035	-0,117***
<b>p-valor</b>	(0,257)	(0,000)
$\Delta \ln BCND$	-0,030	-0,107***
<b>p-valor</b>	(0,325)	(0,000)
$\Delta \ln BI$	-0,071**	-0,098***
<b>p-valor</b>	(0,048)	(0,000)

Fonte – Elaborado pelo autor

Nota – Nível de significância: \* (10%); \*\* (5%); \*\*\* (1%)

Sobre a balança comercial de bens de capital, os efeitos contemporâneos do câmbio e renda doméstica são elásticos e negativos, já o efeito da taxa de juros é positivo e inelástico. Significa que a desvalorização cambial resulta numa piora contemporânea da balança comercial, o que vai contra as expectativas teóricas da abordagem das elasticidades e condição de Marshall-Lerner, porém, dá indícios do efeito inicial da Curva-J (piora da balança comercial no primeiro estágio) e vai de acordo com os achados de Machoski (2016). Além disso, nesse modelo não há significância estatística quanto ao efeito contemporâneo da taxa de juros sobre a taxa de câmbio, de acordo com a Tabela 3. Quanto à renda doméstica, de acordo com Carneiro (2013) e com as expectativas teóricas, o efeito contemporâneo é negativo e elástico. Ademais, a relação da renda doméstica com a taxa de juros, tal como esperado na teoria e conforme os achados de Tomazzia e Meurer (2009), é negativa e inelástica, como pode ser visto na Tabela 3. Assim, uma política monetária contracionista implica numa contração da renda doméstica. Quanto à taxa de juros, contrariando as expectativas teóricas, é visto que uma política monetária contracionista leva a uma melhora contemporânea da balança comercial de bens de capital. Com isso, por não haver significância estatística contemporânea entre a taxa de juros e a de câmbio, não se pode confirmar a ocorrência do efeito contemporâneo do mecanismo de transmissão de política monetária via taxa de câmbio sobre a balança comercial de bens de capital. No entanto, o efeito da contração da absorção está presente da seguinte maneira: uma política monetária contracionista (aumento na taxa de juros) resulta numa contração da absorção<sup>1</sup>. Como o efeito da renda é inverso e

<sup>1</sup> Absorção é a renda doméstica menos o saldo da balança comercial, ou seja: Consumo + Investimento + Gastos

elástico sobre a balança comercial, ocorre a melhora da mesma. Esse resultado decorre ou da redução das importações<sup>2</sup>, ou do aumento das exportações<sup>3</sup>.

A relação contemporânea dos bens de consumo duráveis é semelhante à de bens de capital, porém é inelástica em todos os coeficientes. Além disso, não foram encontradas evidências do mecanismo de transmissão de política monetária via taxa de câmbio para esta categoria. Porém, o efeito absorção se faz presente.

Sobre a balança comercial de bens de consumo não duráveis, a única variável do modelo que apresenta significância estatística nas relações contemporâneas é a renda doméstica. A relação é negativa e inelástica, o que indica que para essa categoria de bens, um aumento da renda doméstica piora o saldo da balança comercial, tal qual a expectativa teórica. Não foram encontradas evidências da presença do mecanismo de transmissão da política monetária via câmbio. Apesar de haver significância estatística da renda doméstica com a taxa de juros (Tabela 3), o que poderia significar que o efeito absorção estaria presente em mais essa categoria por causa do efeito negativo da taxa de juros sobre a renda doméstica e por esta explicar o comportamento da balança comercial, não se pode afirmar que uma política monetária contracionista melhore a balança comercial dessa categoria.

Assim como os bens de capital e de consumo duráveis, os efeitos contemporâneos da taxa de câmbio e da renda doméstica são negativos e a taxa de juros exerce efeito positivo sobre a balança comercial de bens intermediários. Isso quer dizer que dado aumento da taxa de câmbio ou da renda doméstica, há uma piora do saldo da balança comercial dos bens intermediários. O inverso ocorre mediante uma política monetária contracionista (aumento da taxa de juros). Além disso, esta categoria apresentou a menor sensibilidade contemporânea em comparação com as demais. Vale destaque que a taxa de juros tem efeito contemporâneo negativo sobre a taxa de câmbio e renda doméstica. Assim, é possível identificar o efeito contemporâneo do mecanismo de transmissão da política monetária via taxa de câmbio e o efeito absorção resultado de uma possível redução das importações ou aumento das exportações.

Com isso, é visto que o mecanismo de transmissão da política monetária via taxa de câmbio só está presente contemporaneamente nos bens intermediários. Analisando o curto prazo (efeito cumulativo de 12 meses), não se pode confirmar a ocorrência do fenômeno da absorção para explicar a balança comercial de bens não duráveis, pois não há significância estatística na relação da taxa de juros e taxa de câmbio. Porém, esse efeito se faz presente nas demais categorias.

---

do Governo.

<sup>2</sup> A variável Importações é função direta da renda doméstica, e diminui mediante uma contração da mesma.

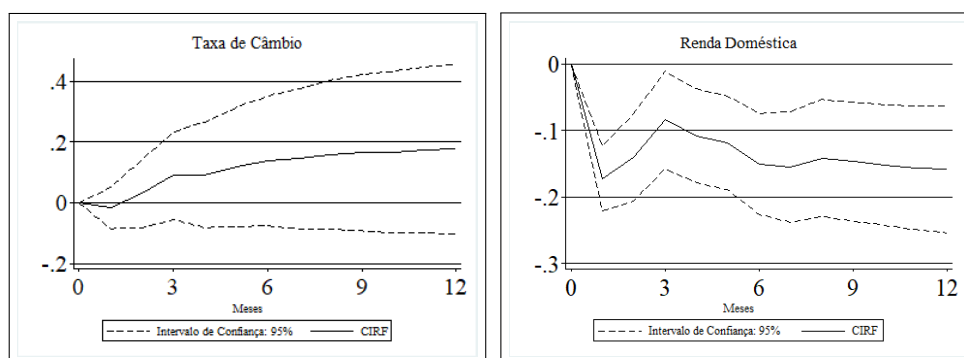
<sup>3</sup> Devido à exportação de excedentes de produção que não serão absorvidos domesticamente por conta da contração da renda doméstica.

### 4.3.2 Funções de Resposta ao Impulso Generalizadas e Cumulativas

#### 4.3.2.1 Taxa de Câmbio e Renda Doméstica

Antes de analisar as balanças comerciais é importante compreender o comportamento da taxa de câmbio e renda doméstica dado um choque inesperado na taxa de juros. Na ?? estão as funções cumulativas de reposta da taxa de câmbio e renda doméstica ao impulso de um desvio padrão da taxa de juros<sup>4</sup>.

Figura 3 – Modelo: BK. Impulso na Taxa de Juros e Resposta da Taxa de Câmbio e Renda Doméstica



Fonte – Elaborado pelo autor.

Tabela 4 – Resposta Cumulativa (12 meses) da Taxa de Câmbio e Renda Doméstica ao choque inesperado na Taxa de Juros

Variáveis	MODELO			
	BK	BCD	BCND	BI
<b>Taxa de Câmbio</b>	0,176	0,144	0,156	0,062
<b>Renda Doméstica</b>	-0,158	-0,147	-0,135	-0,94

Fonte – Elaborado pelo autor

Na Figura 3 observa-se que a resposta cumulativa de ambas é inelástica. A taxa de câmbio positivamente (contrariando as expectativas teóricas) e a renda responde negativamente (de acordo com as expectativas teóricas).

A Tabela 4 indica o efeito cumulativo ao final de 12 meses da resposta da taxa de câmbio e renda doméstica dado um choque inesperado na taxa de juros. Em relação ao câmbio, o modelo mais sensível é o dos bens de capital, seguido dos bens de consumo não duráveis, bens de consumo duráveis e bens intermediários. Em relação à renda doméstica a ordem de sensibilidade

<sup>4</sup> Por conta do ordenamento das variáveis, o resultado das IRFs pouco se diferem nos os modelos. Assim, as demais estão no Apêndice D.

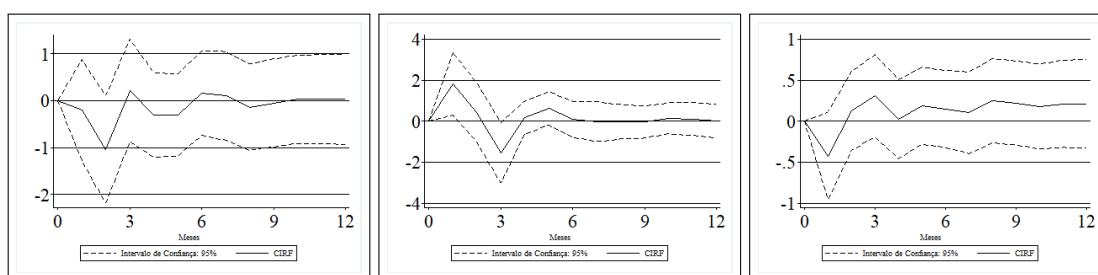
foi parecida, invertendo apenas as posições dos bens de consumo duráveis e não duráveis. Sendo que no modelo dos bens de capital e bens de consumo não duráveis a variável mais sensível à taxa de juros foi a taxa de câmbio. Já no modelo dos bens de consumo não duráveis e bens intermediários, a maior sensibilidade foi da renda doméstica.

Em suma, esses resultados mostram que uma política monetária restritiva tem impactos nas balanças comerciais, pois existe um impacto negativo sobre renda doméstica (o que afeta as importações) e no câmbio (que afeta as exportações e importações). O que dá os primeiros indícios da ocorrência do mecanismo de transmissão da política monetária e da abordagem da absorção.

#### 4.3.2.2 *Balança Comercial de Bens de Capital*

Na Figura 4 estão as funções acumuladas de resposta da balança comercial de bens de capital ao impulso da taxa de câmbio (à esquerda), da renda doméstica (ao centro) e da taxa de juros (à direita).

Figura 4 – Função de Resposta Cumulativa da Balança de Bens de Capital ao Impulso da Taxa de Câmbio, Renda Doméstica e Taxa de Juros



Fonte – Elaborado pelo autor.

Em relação ao câmbio, na Figura 4 (à esquerda), é visto que a resposta inicial da balança comercial é negativa logo depois se reverte ao patamar positivo, porém se estabiliza próximo ao nível inicial. A resposta inicial é condizente com a matriz de efeitos contemporâneos e o comportamento da função é semelhante aos achados de Machoski (2016). Com isso, não se encontram evidências da condição Marshall-Lerner, porém indicam a presença do que seria uma Curva-J parcial, onde ao invés da melhora posterior houve apenas uma estabilização próxima patamar inicial. Assim, com a análise da Tabela 2 e da Figura 4, é possível concluir que a piora da balança comercial não é compensada pelo efeito da Curva-J. Portanto, a política cambial não se mostra eficiente na melhora da balança comercial de bens de capital.

Em relação à renda doméstica, na Figura 4 (ao centro), dado um choque positivo na renda doméstica, a resposta inicial da balança comercial é de melhora, seguida de uma acentuada piora após o primeiro mês. Apesar da alta volatilidade inicial, a partir do sexto mês o efeito

cumulativo é inexpressivo. A resposta inicial foi divergente da encontrada na matriz de relações contemporâneas. Assim, apesar da alta volatilidade inicial, um choque na renda doméstica não é capaz nem de piorar e nem de melhorar a balança comercial de bens de capital no longo prazo.

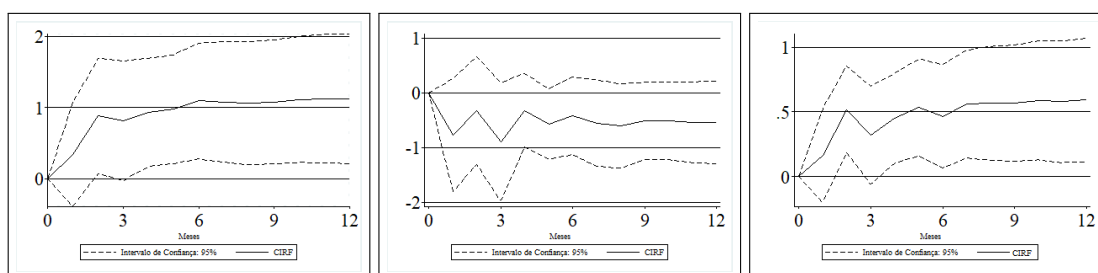
Na Figura 4 (à direita), dado um choque positivo na taxa de juros (correspondente a uma política monetária contracionista) a elasticidade acumulada da balança comercial é positiva, por volta de 0,2, indicando que uma política monetária contracionista, para esse caso melhora o saldo da balança comercial de bens de capital. Além disso, é a taxa de juros que exerce maior influência cumulativa sobre a balança comercial de bens de capital em comparação com as demais variáveis.

Sendo assim, a resposta acumulada inexpressiva desta categoria frente à taxa de câmbio e a renda doméstica torna a taxa de juros a variável que mais influencia a balança comercial dos bens de capital. A resposta pouco elástica à taxa de juros leva à crer que o investimento agregado possa responder tal comportamento, visto que a elevação da taxa de juros afeta as decisões de investimento<sup>5</sup>, o que poderia fazer com que uma empresa opte por aplicar suas divisas ao invés de investir em sua planta fabril, a importação de máquinas, por exemplo. Assim, não se pode afirmar que o mecanismo de transmissão da política monetária via taxa de câmbio seja eficiente sobre a balança comercial de bens de capital.

#### 4.3.2.3 Balança Comercial de Bens de Consumo Duráveis

Na Figura 5, estão as funções acumuladas de resposta da balança comercial de bens de consumo duráveis ao impulso da taxa de câmbio (à esquerda), da renda doméstica (ao centro) e da taxa de juros (à direita).

Figura 5 – Função de Resposta Cumulativa da Balança de Bens de Consumo Duráveis ao Impulso da Taxa de Câmbio, Renda Doméstica e Taxa de Juros



Fonte – Elaborado pelo autor.

Na Figura 5 (à esquerda), a função cumulativa indica que uma desvalorização cambial melhora de maneira elástica o saldo da balança comercial de bens de consumo duráveis. Apesar desse resultado divergir com a relação contemporânea, está de acordo com o encontrado por Machoski (2016) e com a expectativa teórica da condição de Marshall-Lerner. Dessa forma, a

<sup>5</sup> Ver Tomazzia e Meurer (2009).

desvalorização cambial é capaz de melhorar a balança comercial de bens de capital de maneira significativa.

Na Figura 5 (ao centro), a resposta da balança comercial de bens de capital dado um impulso positivo na renda doméstica, resultou numa elasticidade acumulada de  $-0,5$ . Isso indica que um aumento da renda piora o saldo da balança comercial de bens de consumo duráveis, seja pelo aumento das importações ou redução das exportações pelo aumento da absorção. Esses resultados condizem tanto com as relações contemporâneas, quanto com os achados por Carneiro (2013), e mostram que o aumento da absorção faz com que ocorra um aumento das importações ou redução das exportações oriundo do aquecimento do mercado doméstico. Resultando assim, na piora da balança comercial dessa categoria.

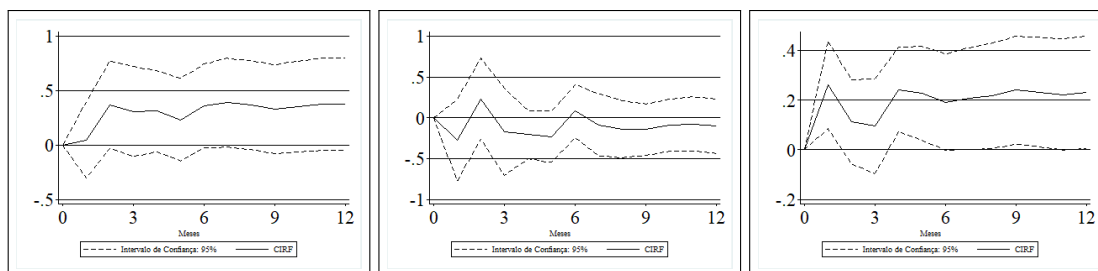
Na Figura 5 (à direita), a função cumulativa de um choque inesperado de um desvio padrão na taxa de juros mostra que a resposta da balança comercial de bens de consumo duráveis é positiva e inelástica no patamar  $0,6$ . Ou seja, uma política monetária contracionista melhora a balança comercial dessa categoria.

Com isso, apesar do comportamento do câmbio e da taxa de juros contrariarem as expectativas teóricas, o canal de transmissão da política monetária via câmbio e abordagem da absorção se fazem presentes. O primeiro ocorre por causa da desvalorização cambial oriunda de uma política monetária contracionista (Figura 3). Como a resposta dessa categoria é positiva em relação ao câmbio, espera-se portanto uma melhora da balança comercial. Quanto à absorção, uma política monetária contracionista reduz a absorção da economia, o que contrai a renda doméstica (Figura 3). Isso resulta em uma melhora da balança comercial, seja pela redução nas importações ou pelo aumento das exportações oriundo do desaquecimento do mercado doméstico, como por exemplo, por ventura de um aumento na taxa de juros, uma família ao invés de comprar/financiar um veículo automotor, pode optar por aplicar o dinheiro, ou não contrair empréstimos a taxas que podem ter sofrido elevação pelo canal do crédito. Portanto, a política monetária apresenta eficiência para a balança comercial de bens de consumo duráveis.

#### 4.3.2.4 Balança Comercial de Bens de Consumo Não Duráveis

Na Figura 6, estão as funções acumuladas de resposta da balança comercial de bens de consumo duráveis ao impulso da taxa de câmbio (à esquerda), da renda doméstica (ao centro) e da taxa de juros (à direita).

Figura 6 – Função de Resposta Cumulativa da Balança de Bens de Consumo Não Duráveis ao Impulso da Taxa de Câmbio, Renda Doméstica e Taxa de Juros



Fonte – Elaborado pelo autor.

Na Figura 6 (à esquerda), a função de resposta ao impulso acumulada mostra que o efeito da taxa de câmbio é positivo sobre a balança comercial de bens de consumo não duráveis com elasticidade acumulada em torno de 0,4. Assim, conforme a expectativa teórica e com os resultados semelhantes encontrados por Machoski (2016), há evidências da condição Marshall-Lerner, porém isso corre com pouca eficiência.

Na Figura 6 (ao centro), a função de resposta ao impulso acumulada mostra que a elasticidade de transmissão acumulada da renda doméstica sobre a balança comercial de bens de consumo não duráveis é baixa (em torno de -0,1), o que diverge dos resultados indicados nas relações contemporâneas. No entanto, esses resultados vão de acordo com Carneiro (2013) e indicam uma piora inelástica da balança comercial dessa categoria dado um aumento na renda.

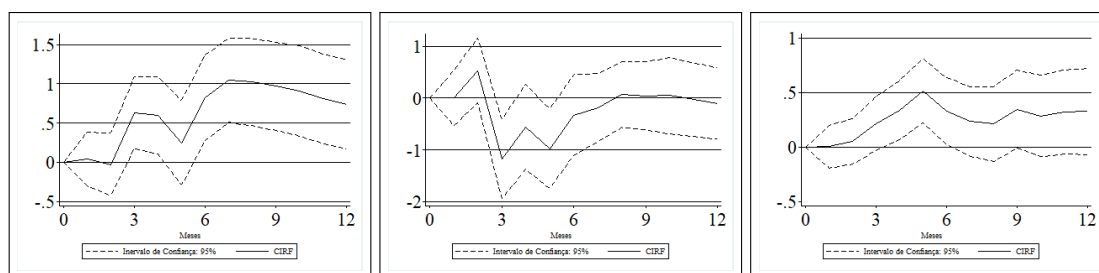
Na Figura 6 (à esquerda) a função de resposta ao impulso acumulada mostra que uma política monetária contracionista gera inicialmente uma resposta positiva da balança comercial de bens de consumo não duráveis, com elasticidade acumulada de pouco mais de 0,2. Contrariando novamente as expectativas teóricas, uma política monetária contracionista exerce influência positiva sobre a balança comercial dessa categoria.

Tal qual os bens de consumo duráveis, apesar do comportamento do câmbio e da taxa de juros contrariarem as expectativas teóricas, o canal de transmissão da política monetária via câmbio e abordagem da absorção se fazem presentes também à balança comercial de bens de consumo não duráveis.

#### 4.3.2.5 Balança Comercial de Bens Intermediários

Na Figura 7, estão as funções acumuladas de resposta da balança comercial de bens de consumo duráveis ao impulso da taxa de câmbio (à esquerda), da renda doméstica (ao centro) e da taxa de juros (à direita).

Figura 7 – Função de Resposta Cumulativa da Balança de Bens Intermediários ao Impulso da Taxa de Câmbio, Renda Doméstica e Taxa de Juros



Fonte – Elaborado pelo autor.

Na Figura 7 (à esquerda), analisando função de resposta ao impulso acumulada, pode-se inferir que a desvalorização cambial surte em efeitos positivos e até elásticos sobre a balança comercial de bens intermediários. Estes resultados divergem dos achados de Machoski (2016), que indicou piora persistente da balança comercial de bens intermediários mediante uma desvalorização cambial. Todavia, a Condição Marshall-Lerner, apesar de inconstante, também é evidenciada nessa categoria.

Na Figura 7 (ao centro), a função de resposta ao impulso acumulada mostra que apesar da grande volatilidade (com oscilações predominantemente negativas) nos primeiros cinco meses, há recuperação e convergência ao nível inicial gradativa e oscilante a partir do quarto mês. Com isso, a resposta dessa categoria frente o aumento da renda doméstica é uma predominante piora que resulta numa elasticidade acumulada próxima a zero, o que está de acordo com os achados por Carneiro (2013) e condiz com as expectativas teóricas.

Na Figura 7 (à direita), a resposta da balança comercial dos bens intermediários mediante um choque na taxa de juros, conforme a função de resposta ao impulso acumulada é uma ascendência nos primeiros cinco meses, seguida de uma queda em direção ao patamar de origem, que logo é revertida e se estabiliza num nível acima ao inicial, com uma elasticidade acumulada de cerca de 0,35. Isso indica que uma política monetária contracionista melhora a balança comercial dessa categoria de maneira persistente.

Com isso, é possível identificar os efeitos do mecanismo de transmissão de política monetária via taxa de câmbio sobre a balança comercial de bens intermediários. No entanto, em exceção às demais categorias, a abordagem da absorção não explica o comportamento dessa categoria.

Em síntese, as funções de resposta ao impulso cumulativas apresentam os seguintes resultados: com exceção dos bens de capital, o mecanismo de transmissão da política monetária e a condição de Marshall-Lerner são evidenciados na balança comercial de todas as grandes categorias econômicas. Respectivamente, da categoria mais sensível para a menos sensível tem-se a balança comercial dos: bens de consumo duráveis, bens de consumo não duráveis e bens intermediários. Porém, ao contrário das expectativas teóricas e com os achados de Ivrendi e Yildirim (2013), a política monetária contracionista melhora o saldo da balança comercial.

A abordagem da absorção é identificada nos bens de consumo não duráveis e bens duráveis, que conforme Tomazzia e Meurer (2009) representam a demanda do ponto de vista das famílias. É visto que políticas monetárias contracionistas exercem uma melhora na balança comercial e são eficientes quando se trata de buscar seu equilíbrio, mas em compensação, tal como a crítica de Killick (2003) ao FMI, o principal efeito ocorre por causa da absorção, ou seja, por uma redução do consumo, investimento ou gastos do governo. Assim, o impacto social levanta a questão da real eficiência da política monetária como ferramenta de política macroeconômica.

#### **4.4 Pós-estimação**

Os resultados da pós-estimação dos modelos SVAR estão nos apêndices. O teste de normalidade Jarque-Bera indica que os resíduos de todas as estimações seguem uma distribuição normal (Apêndice E). Apesar de haver indícios autocorrelação (Apêndice F), conforme o teste do Multiplicador de Lagrange, todos os *eigenvalues* se encontram dentro do círculo unitário (Apêndice H). O teste de Wald (Apêndice G) para exclusão de defasagens indica que para todos os modelos as defasagens adotadas tem significância estatística, com exceção dos bens intermediários, que dentre as seis defasagens selecionadas, a 2 e a 4 não apresentaram significância estatística.

## 5 CONCLUSÃO

A abertura comercial de diversos países a partir da década de 1980 fez com que os *policymakers*, visando a estabilidade macroeconômica, tivessem que lidar com o trilema da economia aberta. Para isso, diversos países têm adotado uma perfeita mobilidade de capitais e taxa de câmbio flexível. Isso deu maior influência à política monetária, que pelos mecanismos de transmissão impacta diversas variáveis macroeconômicas. No Brasil, apesar da abertura comercial ter ocorrido no início da década de 1990, a adoção de uma taxa de câmbio flexível só ocorreu ao final da mesma. Apesar dos canais da taxa de juros, do preço dos ativos, do crédito e expectativas de inflação, apresentarem baixa eficiência, o canal do câmbio é o que se mostra mais eficiente no Brasil. Com isso, este trabalho foi desenvolvido com o objetivo de se estimar os efeitos da política monetária na balança comercial brasileira pelo canal do câmbio. Assim, de maneira distinta da maior parte dos trabalhos que estudam a balança comercial brasileira, o presente estudo leva em consideração o efeito absorção e a taxa de juros é considerada um fator de relevância no comportamento da balança comercial

Da composição da balança comercial brasileira, a representatividade média nas exportações e importações dos bens de capital é respectivamente 9% e 13%; a dos bens de consumo duráveis é 4% para ambos; a dos bens de consumo não duráveis é 14% e 9% e a dos bens intermediários é 63% e 59%. Sendo que em comparação com 2000 e 2017, a representatividade nas exportações de bens de capital, de consumo duráveis e não duráveis caiu e as de bens intermediários aumentou. Referente às importações, a representatividade dos bens de capital caiu, a dos bens de consumo duráveis e bens intermediários se mantiveram estáveis, enquanto a de bens de consumo não duráveis aumentou.

Conforme o modelo SVAR, todas as categorias econômicas se comportam de forma semelhante, a distinguir pela significância estatística e elasticidade de cada uma. A relação contemporânea que a taxa de câmbio e a renda doméstica exercem na balança comercial para cada grande categoria econômica é negativa. Assim, a primeira vai contra e a segunda a favor das expectativas teóricas. No caso da taxa de juros, a relação é positiva e inelástica, o que contraria as expectativas teóricas.

No que se refere aos efeitos contemporâneos, o mecanismo de transmissão da política monetária via taxa de câmbio só está presente contemporaneamente nos bens intermediários. O efeito absorção está presente em todas as categorias, porém não se pode afirmar isso a respeito dos bens de consumo não duráveis.

Em relação às funções de resposta ao impulso cumulativas o mecanismo de transmissão da política monetária é evidenciado na balança comercial de todas as grandes categorias econômicas, com exceção dos bens de capital. A maior sensibilidade é a dos bens de consumo duráveis e a menor a dos bens intermediários. A abordagem da absorção é identificada nos bens de consumo duráveis e não duráveis.

Assim, apesar da eficiência da taxa de juros para explicar o comportamento da balança comercial, há de se verificar se os custos sociais oriundos da contração da absorção ainda mantém essa ferramenta eficiente de fato.

Com isso, conclui-se que a política monetária é relevante sobre o comportamento da balança comercial, mesmo que via o câmbio e de forma inelástica. Além disso, apesar do mecanismo de transmissão da política monetária - via câmbio - sobre a balança comercial brasileira estar presente e mostrar certa eficiência, o efeito absorção é que predomina o comportamento da balança comercial brasileira.

A sugestão para trabalhos futuros pode seguir para três linhas. Uma que mantém o sentido agregado do estudo, mas observa outros países. Outra sugestão é desagregar e regionalizar ainda mais, para melhor compreensão do comportamento do comércio internacional brasileiro. Também sugere-se estimar o impacto social desse mecanismo de transmissão para saber se ao atingir o equilíbrio há um custo social que compensa ou não empregá-lo.

## BIBLIOGRAFIA

AIZENMAN, J.; CHINN, M. D.; ITO, H. The emerging global financial architecture: Tracing and evaluating new patterns of the trilemma configuration. **Journal of international Money and Finance**, Elsevier, v. 29, n. 4, p. 615–641, 2010.

ALENCAR, D. A. *et al.* A taxa de câmbio do brasil é válida no longo prazo? **Revista de Economia Mackenzie**, v. 11, n. 2, 2014.

AMISANO, G.; GIANNINI, C. **Topics in structural VAR econometrics**. Berlin Heidelberg New York: Springer Science & Business Media, 2012.

ANJU, G.-K.; UMA, R. Is there a j-curve? a new estimation for japan. **International Economic Journal**, Taylor & Francis, v. 13, n. 4, p. 71–79, 1999.

BACKUS D.K; KEHOE, P. J.; KYDLAND. International real business cycle. **Journal of Political Economy**, v. 100, n. 4, 1994.

BAHMANI-OSKOOEE, M. Devaluation and the j-curve: some evidence from ldc's. **The review of Economics and Statistics**, JSTOR, p. 500–504, 1985.

\_\_\_\_\_. Nominal and real effective exchange rates of middle eastern countries and their trade performance. **Applied economics**, Taylor & Francis, v. 33, n. 1, p. 103–111, 2001.

BAHMANI-OSKOOEE, M.; GOSWAMI, G. G.; TALUKDAR, B. K. The bilateral j-curve: Australia versus her 23 trading partners. **Australian Economic Papers**, Wiley Online Library, v. 44, n. 2, p. 110–120, 2005.

BAHMANI-OSKOOEE, M.; HARVEY, H. J-curve: Singapore versus her major trading partners. **Economic Papers: A journal of applied economics and policy**, Wiley Online Library, v. 31, n. 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**, v. 4, n. 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**, Wiley Online Library, v. 80, n. 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**, Springer, v. 47, n. 3, p. 227–250, 2014.

BALDWIN, R.; KRUGMAN, P. Persistent trade effects of large exchange rate shocks. **The Quarterly Journal of Economics**, MIT Press, v. 104, n. 4, p. 635–654, 1989.

BARBOZA, R. D. M. Taxa de juros e mecanismos de transmissão da política monetária no brasil. **Brazilian Journal of Political Economy**, SciELO Brasil, v. 35, n. 1, p. 133–155, 2015.

BLANCHARD, O. **Macroeconomia. 5ª edição**. São Paulo.: Ed. Pearson, 2011.

BRAGA, H. C.; ROSSI, J. W. A dinâmica da balança comercial no brasil, 1970-84. **Revista Brasileira de Economia**, v. 41, n. 2, p. 237–248, 1987.

- BRASIL, B. C. do (Ed.). **RELATÓRIO, DE INFLAÇÃO**. [S.l.], 1999.
- \_\_\_\_\_. **Mecanismos de Transmissão da Política Monetária nos Modelos do Banco Central**. [S.l.], 2012.
- \_\_\_\_\_. **RELATÓRIO, DE ECONOMIA BANCÁRIA, jun. 2017**. [S.l.], 2017.
- BUENO, R. D. L. da S. **Econometria de séries temporais**. [S.l.]: Cengage Learning, 2008.
- CARNEIRO, F. L. **A influência da taxa de câmbio sobre o desempenho comercial**. [S.l.], 2013.
- CARVALHO, F. *et al.* **Economia monetária e financeira: teoria e política**. [S.l.]: Elsevier Brasil, 2017. v. 3.
- CARVALHO, F. J. Uma contribuição ao debate em torno da eficácia da política monetária e algumas implicações para o caso do Brasil. **Revista de Economia Política**, SciELO Brasil, v. 25, n. 4, p. 323–336, 2005.
- CÉSPEDES, B.; LIMA, E.; MAKKA, A. Monetary policy, inflation and the level of economic activity in Brazil after the real plan: stylized facts from SVAR models. **Revista Brasileira de Economia**, SciELO Brasil, v. 62, n. 2, p. 123–160, 2008.
- CHIODI, L. **Integração espacial no mercado brasileiro de milho**. Tese (Doutorado) — Universidade de São Paulo, 2006.
- CUSHMAN, D. O.; ZHA, T. Identifying monetary policy in a small open economy under flexible exchange rates. **Journal of Monetary Economics**, Elsevier, v. 39, n. 3, p. 433–448, 1997.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, Taylor & Francis, v. 74, n. 366a, p. 427–431, 1979.
- DIXIT, A. Hysteresis and the duration of the J-curve. **Japan and the World Economy**, Elsevier, v. 6, n. 2, p. 105–115, 1994.
- EICHENBAUM, M.; EVANS, C. L. **Some empirical evidence on the effects of monetary policy shocks on exchange rates**. [S.l.], 1993.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. [S.l.]: John Wiley & Sons, 2008.
- FAUST, J.; ROGERS, J. H.; WRIGHT, J. H. Exchange rate forecasting: the errors we've really made. **Journal of International Economics**, Elsevier, v. 60, n. 1, p. 35–59, 2003.
- FISHER, L. A.; HUH, H. Real exchange rates, trade balances and nominal shocks: evidence for the G-7. **Journal of International Money and Finance**, Elsevier, v. 21, n. 4, p. 497–518, 2002.
- GIAMBIAGI, F.; CASTRO, L.; HERMANN, J. **Economia brasileira contemporânea, 2ª ed.**; Elsevier Brasil, 2011. ISBN 9788535248630. Disponível em: <<https://books.google.com.br/books?id=XwVKKlnyupUC>>.
- HILL, R. C.; GRIFFITHS, W. E.; JUDGE, G. G. **Econometria**. 2ª edição. **Editores Saraiva, São Paulo**, 2003.

IBGE, I. B. de G. E. (Ed.). **CLASSIFICAÇÃO POR GRANDES CATEGORIAS ECONÔMICAS - CGCE - IBGE**. [S.l.], 2013.

IFS, I. International financial statistics. **International Monetary Fund, Washington, DC**, 2018.

IPEA, I. de P. E. A. (Ed.). **SÉRIES TEMPORAIS: BALANÇAS COMERCIAIS POR GRANDES CATEGORIAS ECONÔMICAS**. [S.l.], 2018.

IVRENDI; GULOGLU. Monetary shocks, exchange rates and trade balances: Evidence from inflation targeting countries. **Economic Modelling**, Elsevier, v. 27, n. 5, p. 1144–1155, 2010.

IVRENDI; YILDIRIM. **Monetary policy shocks and macroeconomic variables: evidence from fast growing emerging economies**. [S.l.], 2013.

JAMILOV, R. J-curve dynamics and the marshall–lerner condition: Evidence from azerbaijan. **Transition Studies Review**, Springer, v. 19, n. 3, p. 313–323, 2013.

JANG, K.; OGAKI, M. The effects of monetary policy shocks on exchange rates: A structural vector error correction model approach. **Journal of the Japanese and International Economies**, Elsevier, v. 18, n. 1, p. 99–114, 2004.

KILLICK, T. **IMF programmes in developing countries: Design and impact**. [S.l.]: Routledge, 2003.

LINDERT, P. H.; KINDLEBERGER, C. P. **International economics**, homewood, il: Richard d. Irwin Inc, 1982.

LOPES, F. O mecanismo de transmissão de política monetária numa economia em processo de estabilização: notas sobre o caso do brasil. **Revista de Economia Política**, v. 17, n. 3, p. 5–11, 1997.

MACHOSKI, E. **Variações cambiais e balanço comercial no Brasil: um exame da condição de Marshall-Lerner**. [S.l.], 2016.

MISHKIN, F. S. **The channels of monetary transmission: lessons for monetary policy**. [S.l.], 1996.

MORAES, B. M. M. *et al.* Evidências da curva j para a balança comercial do estado do rio grande do sul (1999-2014). **Revista de Economia**, v. 41, n. 2, 2015.

MOURA, G. V. **Condição de marshall-lerner e quebra estrutural na economia brasileira**. 2005.

NASCIMENTO, W. d. *et al.* **O desenvolvimento do sistema bancário: uma análise da relação entre concentração bancária e spread no brasil pós plano real**. Florianópolis, SC, 2018.

NORONHA, L. **O canal cambial de transmissão da política monetária no regime de metas de inflação no brasil**. **Universidade Federal do Rio de Janeiro, Instituto de Economia, Dissertação de Mestrado, Novembro**, 2007.

PACHECO, L. M. d. M. A. *et al.* **O mecanismo de transmissão da política monetária: o papel dos preços dos activos**. Instituto Superior de Economia e Gestão, 2006.

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

PRASAD, E. S.; GABLE, J. A. International evidence on the determinants of trade dynamics. **Staff Papers**, Springer, v. 45, n. 3, p. 401–439, 1998.

ROMER, C. D.; ROMER, D. H. Does monetary policy matter? a new test in the spirit of friedman and schwartz. **NBER macroeconomics annual**, MIT Press, v. 4, p. 121–170, 1989.

SANDRONI, P. **Novíssimo dicionário de economia**. [S.l.]: Editora Best Seller, 1999.

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**, SciELO Brasil, v. 50, n. 4, p. 595–610, 2012.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, JSTOR, p. 1–48, 1980.

SOUZA, J. B. L. **Dominância fiscal e os seus impactos na política monetária: uma avaliação para a economia brasileira (2001 - 2015)**. [S.l.], 2016.

TAYLOR, J. B. The monetary transmission mechanism: an empirical framework. **Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 4, p. 11–26, 1995.

TELES, V. K. Choques cambiais, política monetária e equilíbrio externo da economia brasileira em um ambiente de hysteresis. **Economia Aplicada**, SciELO Brasil, v. 9, n. 3, p. 415–426, 2005.

TOBIN, J. *et al.* World finance and economic stability. **Books**, Edward Elgar Publishing, 2003.

TOMAZZIA, E. C.; MEURER, R. O mecanismo de transmissão da política monetária no brasil: uma análise em var por setor industrial. **Economia Aplicada**, SciELO Brasil, v. 13, n. 4, p. 371–398, 2009.

VEIGA, I. D. S.; MENDONÇA, H. de. **Trilema Da Economia Aberta Na América Latina**. [S.l.], 2016.

## **Apêndices**

**APÊNDICE A – Comportamento da Balança Comercial Frente Um  
Choque Cambial.**

Quadro 10 – Possíveis Reações da BC frete ao Câmbio.

Abordagem Teórica	Objetivo/ Descrição	Pressuposições	Hipóteses	(continua)
Elasticidades: Modelo Bickerdike- Robinson- Metzler (BRM)	Analisar os efeitos de uma desvalorização do câmbio nominal na balança comercial pelo impacto na demanda e produção de dois países.	<p>Demanda doméstica por importações é função do preço em moeda nacional do bem estrangeiro comercializável.</p> <p>Oferta doméstica de exportações é função do preço em moeda nacional do bem nacional comercializável.</p> <p>Demanda por importações do exterior é função do preço do bem estrangeiro comercializável em moeda estrangeira.</p> <p>Oferta de exportações do exterior é função do preço do bem nacional comercializável em moeda estrangeira.</p> <p>Lei do Preço Único.</p> <p>Não existem bens não transacionáveis.</p> <p>Taxa de câmbio exógena.</p> <p>Efeito substituição explícito na demanda e implícito na produção.</p> <p>Economias pequenas possuem demanda por importações perfeitamente elásticas. Dessa mesma forma é a oferta estrangeira de exportações.</p>	<p>Uma desvalorização da moeda doméstica não afeta a oferta por exportações e demanda por importações interna, visto que são funções dos preços em moeda nacional. No caso da oferta e demanda estrangeira, ambas as curvas se deslocam para cima. Assim, ocorreria um aumento proporcional dos preços em moeda doméstica em relação à taxa de câmbio. Tais efeitos implicam numa melhora da balança comercial tanto pela redução das importações, quanto pelo aumento das exportações.</p>	
Overshooting	Avaliar a dinâmica da taxa de câmbio.	<p>Relaxamento na hipótese de preços perfeitamente flexíveis.</p> <p>Moeda se ajusta instantaneamente.</p> <p>Demanda por moeda é função direta do nível de preços e do produto, e é função inversa da taxa de juros.</p> <p>Hipótese de paridade descoberta da taxa de juros.</p> <p>Taxa de câmbio endógena.</p>	<p>Dada uma política monetária contracionista, espera-se que a taxa de juros suba e a taxa de câmbio se aprecie imediatamente e depois se deprecie.</p>	

Abordagem Teórica	Objetivo/ Descrição	Pressuposições	Hipóteses (conclusão)
Absorção	Verificar os efeitos de uma desvalorização da moeda doméstica afeta a renda; quanto uma alteração na renda afeta a absorção; e como a desvalorização afeta diretamente a renda dado um nível de renda.	Se a economia estiver em pleno emprego, a taxa de câmbio não é suficiente para melhorar a Balança Comercial. Isso, a não ser por uma eventual queda na demanda pelo bem nacional. As exportações não dependem da Renda Interna. Já as importações dependem diretamente dela. A Balança Comercial é função da Renda, menos o Dispendio interno. Efeito renda é função da renda e efeito absorção. Países grandes e ofertas elásticas. Taxa de câmbio exógena.	<b>[REESCREVER]</b> Uma desvalorização cambial implica num efeito substituição da demanda em que ocorre a redução da demanda de bens importados em detrimento aos bens domésticos semelhantes, tal qual a abordagem das elasticidades. Haverá aumento da demanda por bens nacionais (nacional e internacional). Um aumento do produto e renda nacionais maior que do exterior. Efeito renda causa um aumento das importações e redução das exportações, erodindo a balança comercial. Assim é visto que a melhora da balança comercial é mais baixa nesse modelo que à Condição BRM. Pois o efeito-renda tende a aumentar negativamente o efeito-substituição. Se houver uma queda no preço dos bens exportados maior que a dos importados, há piora nos termos de troca. Isso não implica que haverá piora na balança comercial. Ou seja, para que isso ocorra, precisa haver ainda uma piora dos termos de troca for maior que a melhora da balança comercial.
Curva-J	Analisar se dada uma desvalorização cambial, a balança comercial tem um comportamento inicial de deterioração para posterior efeito positivo	Custo das importações nacionais aumenta. Importadores compram mais para evitar possíveis aumentos. Válida para o caso do efeito volume ser mais fraco que o efeito preço. Política Monetária Expansionista. Os preços dos produtos exportados se reduz com a desvalorização. Taxa de câmbio exógena.	Com uma desvalorização da taxa de câmbio doméstica: O custo das importações irá aumentar e a quantidade ficará constante. Caso preço das exportações diminua na mesma proporção que a desvalorização, e a demanda permaneça constante. No primeiro momento a balança se deteriora e esta condição é revertida com base na CML.
Condição de Marshall-Lerner (CML)	Simplificação da abordagem das elasticidades.	Elasticidade infinita para a oferta interna e externa de exportações. Taxa de câmbio exógena.	Se a soma das elasticidades de demanda doméstica e externa superar a unidade, uma desvalorização cambial melhora o saldo da balança comercial.

Fonte – Elaborado pelo autor, baseado em: (CARNEIRO, 2013; LINDERT; KINDLEBERGER, 1982; MACHOSKI, 2016; MORAES *et al.*, 2015; MOURA, 2005; PALMA, 2017; SCALCO; CARVALHO; CAMPOS, 2012; TELES, 2005).

## **APÊNDICE B – Testes de Estacionariedade**

Tabela 5 – Resultados do Teste de Estacionariedade Dickey-Fuller Aumentado.

Critério de Informação	AIC, SBIC, LL, LR, FPE																	
	VARIÁVEIS EM NÍVEL I(0)							VARIÁVEIS PRIMEIRAS DIFERENÇAS I(1)										
	τ		Def.	τ <sub>μ</sub>		Def.	τ <sub>τ</sub>	τ		Def.	τ <sub>μ</sub>		Def.	τ <sub>τ</sub>	Def.			
lnYw	1,238	exp	7	-1,549	ns	7	-2,051	ns	7	-4,687	***	6	-4,862	***	6	-4,887	***	6
lnY	1,734	exp	7	-0,392	ns	7	-2,240	ns	7	-17,165	***	6	-6,568	***	6	-6,556	***	6
lnc	0,303	exp	2	-0,973	ns	2	-1,670	ns	2	-8,307	***	1	-8,336	***	1	-8,316	***	1
lni	-1,327	ns	2	-0,719	ns	2	-1,519	ns	2	-4,216	***	5	-4,268	***	5	-4,271	***	5
lnFFR	-1,347	ns	2	-1,501	ns	2	-0,584	ns	2	-8,192	***	1	-8,187	***	1	-8,350	***	1
lnBK	-1,490	ns	6	-1,586	ns	6	-1,601	ns	6	-9,152	***	5	-9,133	***	5	-9,115	***	5
lnBCD	-1,011	ns	3	-0,975	ns	3	-0,460	ns	3	-11,624	***	2	-11,600	***	2	-11,635	***	2
lnBCND	-0,781	ns	4	-0,581	ns	4	-2,438	ns	4	-9,561	***	3	-9,563	***	3	-9,608	***	3
lnBI	-1,481	ns	2	-3,795	***	2	-3,880	**	2	-8,136	***	8	-8,206	***	8	-8,193	***	8

Fonte – Elaborado pelo autor

Nota – Critério de Informação: AIC: Akaike. SBIC: Bayesiano de Schwarz. LL: Log-Verossimilhança. LR: Razão de Verossimilhança. FPE: Erro de predição final.

Nota – exp: Série Explosiva. ns: Série não Estacionária. Estacionária a um nível de significância: \* (10%); \*\* (5%); \*\*\* (1%)

Tabela 6 – Resultados do Teste de Estacionariedade Phillips-Perron

Critério de In- formação	NW																	
	Variáveis	VARIÁVEIS EM NÍVEL I(0)						VARIÁVEIS PRIMEIRAS DIFERENÇAS I(1)										
		Z	Def.	$Z_{\mu}$	Def.	$Z_{\tau}$	Def.	Z	Def.	$Z_{\mu}$	Def.	$Z_{\tau}$	Def.					
lnYw	1,423	exp	4	-1,893	ns	4	-2,734	ns	4	-23,373	***	4	-23,74	***	4	-23,807	***	4
lnY	1,523	exp	4	-0,817	ns	4	-3,272	*	4	-18,479	***	4	-18,719	***	4	-18,665	***	4
lnC	0,336	exp	4	-1,46	ns	4	-1,514	ns	4	-9,461	***	4	-9,474	***	4	-9,452	***	4
lni	-1,327	ns	4	-0,719	ns	4	-1,519	ns	4	-24,842	***	4	-24,927	***	4	-24,901	***	4
lnFFR	-1,274	ns	4	-1,422	ns	4	-0,46	ns	4	-9,156	***	4	-9,145	***	4	-9,257	***	4
lnBK	-6,448	***	4	-7,394	***	4	-7,858	***	4	-34,107	***	4	-34,015	***	4	-33,918	***	4
lnBCD	-1,322	ns	4	-1,338	ns	4	-1,306	ns	4	-27,001	***	4	-26,946	***	4	-27,054	***	4
lnBCND	-0,862	ns	4	-1,19	ns	4	-3,206	*	4	-27,919	***	4	-27,927	***	4	-27,971	***	4
lnBI	-1,908	*	4	-5,181	***	4	-5,391	***	4	-21,885	***	4	-21,853	***	4	-21,804	***	4

Fonte – Elaborado pelo autor

Nota – Critério de Informação: Newey-West.

Nota – exp: Série Explosiva. ns: Série não Estacionária. Estacionária a um nível de significância: \* (10%); \*\* (5%); \*\*\* (1%)

Tabela 7 – Resultados do Teste de Estacionariedade DF-GLS

MAIC												
Variáveis	VARIÁVEIS EM NÍVEL I(0)						VARIÁVEIS PRIMEIRAS DIFERENÇAS I(1)					
	$\tau_\mu$	Def.		$\tau_\tau$	Def.		$\tau_\mu$	Def.		$\tau_\tau$	Def.	
lnYw	0,074	exp	13	-1,857	ns	13	-2,146	**	13	-2,598	*	13
lnY	0,668	exp	12	-1,755	ns	12	-1,242	ns	14	-2,046	ns	14
lnC	-0,82	ns	1	-1,613	ns	1	-2,648	**	14	-5,752	***	3
lni	-0,442	ns	12	-2,849	*	12	-4,106	***	4	-4,122	***	4
lnFFR	-0,72	ns	1	-0,982	ns	1	-2,335	**	11	-2,51	ns	11
lnBK	-1,057	ns	14	-1,378	ns	14	-0,288	ns	13	-1,85	ns	11
lnBCD	-1,213	ns	12	-1,694	ns	12	-0,506	ns	13	-1,866	ns	11
lnBCND	-0,757	ns	14	-1,189	ns	14	-0,181	ns	14	-1,687	ns	13
lnBI	-0,49	ns	14	-1,717	ns	14	-9,048	***	2	-8,985	***	2

Fonte – Elaborado pelo autor

Nota – st: Sem tendência. ct: Com tendência.

Nota – Critério de Informação: Akaike Modificado.

Nota – exp: Série Explosiva. ns: Série não Estacionária. Estacionária a um nível de significância: \* (10%); \*\* (5%); \*\*\* (1%)

Tabela 8 – Resultados do Teste de Estacionariedade KPSS

Variáveis	VARIÁVEIS EM NÍVEL I(0)				VARIÁVEIS PRIMEIRAS DIFERENÇAS I(1)							
	$\zeta$		Def.	$\zeta_\tau$	Def.	$\zeta$	Def.	$\zeta_\tau$	Def.			
lnYw	1,66	ns	10	0,395	ns	10	0,103	****	8	0,0261	****	7
lnY	1,96	ns	10	0,225	ns	10	0,068	****	9	0,068	****	10
lnC	0,325	****	10	0,326	ns	10	0,118	****	8	0,109	****	8
lni	1,25	ns	10	0,218	ns	10	0,07	****	20	0,064	****	19
lnFFR	1,25	ns	10	0,191	*	10	0,274	****	9	0,144	***	8
lnBK	0,496	**	11	0,207	***	11	0,032	****	3	0,031	****	3
lnBCD	1,18	ns	10	0,27	ns	10	0,242	****	6	0,183	*	6
lnBCND	1,6	ns	11	0,274	ns	11	0,206	****	8	0,148	**	8
lnBI	0,288	****	10	0,189	***	10	0,032	****	5	0,029	****	5

Fonte – Elaborado pelo autor

Nota – Critério de Informação: Bartlett Kernel.

Nota – ns: Série não Estacionária. Estacionária a um nível de significância: \*\*\*\* (10%); \*\*\* (5%); \*\* (2%); \* (1%)

## APÊNDICE C – Seleção de Defasagens

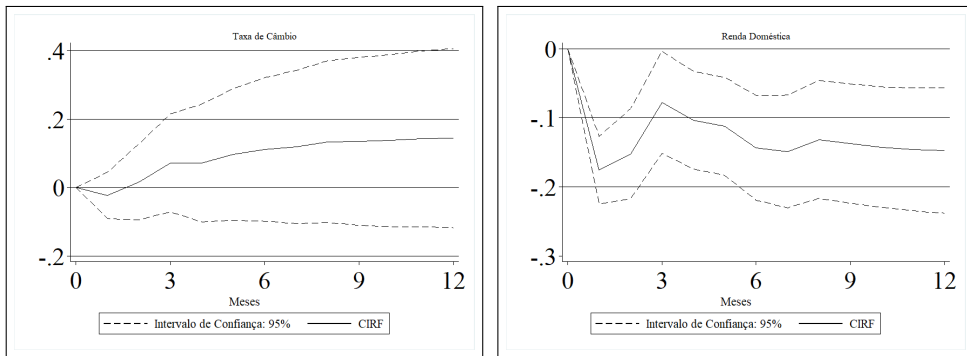
Tabela 9 – Seleção de Defasagens pelos critérios de informação LR, AIC, HQIC, SBIC

Modelos	LR		FPE		AIC		HQIC		SBIC	
	Defasagem	Coeficiente	Defasagem	Coeficiente	Defasagem	Coeficiente	Defasagem	Coeficiente	Defasagem	Coeficiente
BK	3	75,536	3	4.7e-10	3	-10,1218	3	-9,73788	1	-9,23731
BCD	3	59,081	3	2.2e-10	3	-10,8843	3	-10,5003	1	-10,1566
BCND	3	78,491	3	5.4e-11	3	-12,2917	3	-11,9077	1	-11,5229
BI	6	113,030	6	2.6e-11	6	-13,0175	6	-12,3192	1	-11,4977

Fonte – Elaborado pelo autor

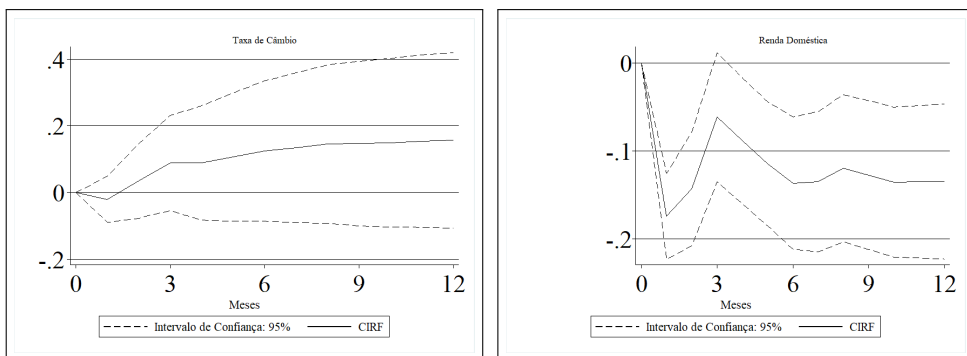
## APÊNDICE D – Funções Cumulativas de Resposta da Taxa de câmbio e Renda Doméstica ao Impulso da Taxa de Juros

Figura 8 – Modelo BCD



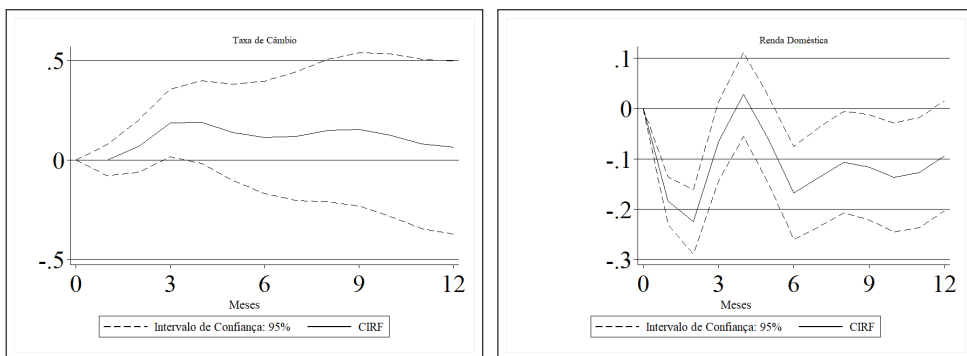
Fonte – Elaborado pelo autor.

Figura 9 – Modelo BCND



Fonte – Elaborado pelo autor.

Figura 10 – Modelo BI



Fonte – Elaborado pelo autor.

## APÊNDICE E – Testes de Normalidade dos Resíduos

Tabela 10 – Testes de Normalidade dos Resíduos - Bens de Capital

Testes	$\chi^2$	G. L.	P-valor	Teste de Hipótese	Conclusão
<b>Jarque-Bera</b>	2,225	2	0,3288		
<b>Assimetria</b>	0,16851	1	0,31651	Não rejeição da H0	Os resíduos seguem distribuição normal
<b>Curtose</b>	3,3718	1	0,26913		

Fonte – Elaborado pelo autor

Tabela 11 – Testes de Normalidade dos Resíduos - Bens de Consumo Duráveis

Testes	$\chi^2$	G. L.	P-valor	Teste de Hipótese	Conclusão
<b>Jarque-Bera</b>	4,335	2	0,11444		
<b>Assimetria</b>	-0,04745	1	0,77791	Não rejeição da H0	Os resíduos seguem distribuição normal
<b>Curtose</b>	3,6941	1	0,03912		

Fonte – Elaborado pelo autor

Tabela 12 – Testes de Normalidade dos Resíduos - Bens de Consumo Não Duráveis

Testes	$\chi^2$	G. L.	P-valor	Teste de Hipótese	Conclusão
<b>Jarque-Bera</b>	0,129	2	0,9376		
<b>Assimetria</b>	0,05948	1	0,7237	Não rejeição da H0	Os resíduos seguem distribuição normal
<b>Curtose</b>	3,0207	1	0,9510		

Fonte – Elaborado pelo autor

Tabela 13 – Testes de Normalidade dos Resíduos - Bens Intermediários

Testes	$\chi^2$	G. L.	P-valor	Teste de Hipótese	Conclusão
<b>Jarque-Bera</b>	2,348	2	0,3091		
<b>Assimetria</b>	0,665	1	0,4148	Não rejeição da H0	Os resíduos seguem distribuição normal
<b>Curtose</b>	1,683	1	0,1945		

Fonte – Elaborado pelo autor

## APÊNDICE F – Testes de Autocorrelação Serial dos Resíduos

Tabela 14 – Testes de Autocorrelação Serial dos Resíduos - Bens de Capital

Defasagem	$\chi^2$	G. L.	P-valor	Teste de Hipótese	Conclusão
1	57,0364	16	0,0000		
2	36,0602	16	0,0028	Rejeição da H0	Presença de autocorrelação serial.
3	59,9277	16	0,0000		

Fonte – Elaborado pelo autor

Tabela 15 – Testes de Autocorrelação Serial dos Resíduos - Bens de Consumo Duráveis

Defasagem	$\chi^2$	G. L.	P-valor	Teste de Hipótese	Conclusão
1	55,8954	16	0,0000		
2	28,6539	16	0,0264	Rejeição da H0	Presença de autocorrelação serial.
3	40,3342	16	0,0007		

Fonte – Elaborado pelo autor

Tabela 16 – Testes de Autocorrelação Serial dos Resíduos - Bens de Consumo Não Duráveis

Defasagem	$\chi^2$	G. L.	P-valor	Teste de Hipótese	Conclusão
1	46,5351	16	0,00008		
2	36,2021	16	0,00271	Rejeição da H0	Presença de autocorrelação serial.
3	58,8454	16	0,00000		

Fonte – Elaborado pelo autor

Tabela 17 – Testes de Autocorrelação Serial dos Resíduos - Bens Intermediários

Defasagem	$\chi^2$	G. L.	P-valor	Teste de Hipótese	Conclusão
1	32,5385	16	0,0085		
2	43,3930	16	0,0002		
3	42,1222	16	0,0004		
4	27,0309	16	0,0411	Rejeição da H0	Presença de autocorrelação serial.
5	30,6534	16	0,0149		
6	30,8239	16	0,0142		

Fonte – Elaborado pelo autor

## APÊNDICE G – Testes de Wald para Exclusão de Defasagens

Tabela 18 – Testes de Wald para Exclusão de Defasagens - Bens de Consumo Duráveis

Defasagem	$\chi^2$	G. L.	P-valor	Teste de Hipótese	Conclusão
1	144,8763	4	0,0000		
2	47,33314	4	0,0000	Rejeição da H0	Defasagens estatisticamente significativas.
3	1862004	4	0,0010		

Fonte – Elaborado pelo autor

Tabela 19 – Testes de Wald para Exclusão de Defasagens - Bens de Consumo Duráveis

Defasagem	$\chi^2$	G. L.	P-valor	Teste de Hipótese	Conclusão
1	84,0411	4	0,0000		
2	25,98487	4	0,0000	Rejeição da H0	Defasagens estatisticamente significativas.
3	9,326199	4	0,0530		

Fonte – Elaborado pelo autor

Tabela 20 – Testes de Wald para Exclusão de Defasagens - Bens de Consumo Não Duráveis

Defasagem	$\chi^2$	G. L.	P-valor	Teste de Hipótese	Conclusão
1	81,68851	4	0,0000		
2	20,09314	4	0,0000	Rejeição da H0	Defasagens estatisticamente significativas.
3	17,85188	4	0,0010		

Fonte – Elaborado pelo autor

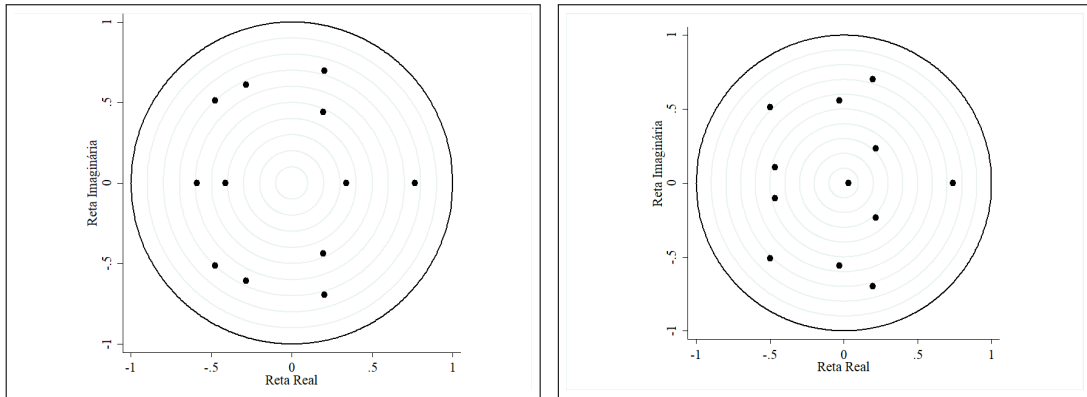
Tabela 21 – Testes de Wald para Exclusão de Defasagens - Bens Intermediários

<b>Defasagem</b>	$\chi^2$	<b>G. L.</b>	<b>P-valor</b>	<b>Teste de Hipótese</b>	<b>Conclusão</b>
<b>1</b>	41,08879	4	0,0000	Rejeição da H0	Defasagem estatisticamente significativa.
<b>2</b>	5,170467	4	0,2700	Não Rejeição da H0	Defasagem não significativa.
<b>3</b>	52,19828	4	0,0000	Rejeição da H0	Defasagem estatisticamente significativa.
<b>4</b>	5,52474	4	0,2380	Não Rejeição da H0	Defasagem não significativa.
<b>5</b>	26,82774	4	0,0000	Rejeição da H0	Defasagem estatisticamente significativa.
<b>6</b>	12,95462	4	0,0110	Rejeição da H0	Defasagem estatisticamente significativa.

Fonte – Elaborado pelo autor

## APÊNDICE H – Estabilidade do SVAR.

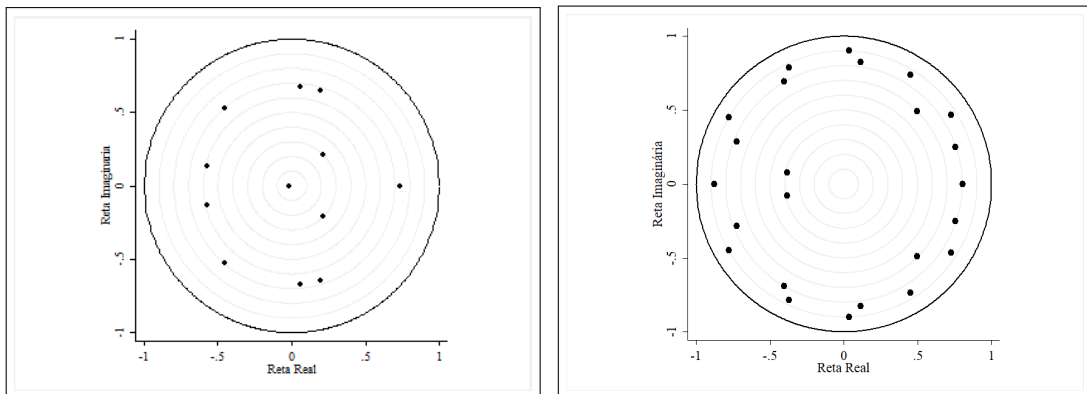
Figura 11 – Estabilidade do Modelo SVAR BK e BCD.



Fonte – Elaborado pelo autor.

Nota – BK à esquerda e BCD à direita.

Figura 12 – Estabilidade do Modelo SVAR BI e BCND.



Fonte – Elaborado pelo autor.

Nota – BCND à esquerda e BI à direita.

## APÊNDICE I – SVAR Matricial

$$\begin{bmatrix} 1 & a_{12} & a_{13} & a_{14} \\ 0 & 1 & a_{23} & a_{24} \\ 0 & 0 & 1 & a_{34} \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} BC_t \\ c_t \\ Y_t \\ i_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \\ b_{30} \\ b_{40} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} & b_{14} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} & b_{24} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} & b_{34} \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & b_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} BC_{t-1} \\ c_{t-1} \\ Y_{t-1} \\ i_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \\ g_{31} & g_{32} \\ g_{41} & g_{42} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Yw_t & FFR_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \sigma_{BC} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_c & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_Y & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_i \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{BCt} \\ \epsilon_{ct} \\ \epsilon_{Yt} \\ \epsilon_{it} \end{bmatrix}$$

## **Anexos**

## ANEXO A – Anexo

Quadro 11 – Grandes Categorias Econômicas

<b>Grande Categoria Econômica</b>	<b>Produtos Compreendidos na Categoria</b>
<b>Bens de Capital</b>	Máquinas e Equipamentos Máquinas para escritório e Equipamentos de informática Máquinas, aparelhos e equipamentos de comunicação Veículos automotores industriais Outros equipamentos de transporte industriais Outros produtos*
<b>Bens de Consumo Duráveis</b>	Máquinas e Equipamentos Material Eletrônico, aparelhos e equipamentos de comunicação. Veículos automotores Outros equipamentos de transporte Mobiliário Outros produtos**
<b>Bens de Consumo Não Duráveis</b>	Alimentos Bebidas Tabaco Têxteis Vestuário Couro e calçados Edição e impressão Refino de petróleo e produção de álcool Farmacêutica Sabões, detergentes e perfumes
<b>Bens Intermediários</b>	Indústrias extrativas Alimentos Têxteis 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 - Exceto máquinas e equipamentos Partes e peças de Veículos Automotores Outros produtos****

Fonte – IBGE (2013)