

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

MATEUS RAMALHO RIBEIRO DA FONSECA

**POLÍTICA MONETÁRIA EM UM CONTEXTO DE METAS DE INFLAÇÃO,
CÂMBIO FLEXÍVEL E MOBILIDADE DE CAPITAIS: UMA INVESTIGAÇÃO
TEÓRICA, HISTÓRICA E EMPÍRICA**

PORTO ALEGRE

2018

MATEUS RAMALHO RIBEIRO DA FONSECA

**POLÍTICA MONETÁRIA EM UM CONTEXTO DE METAS DE INFLAÇÃO,
CÂMBIO FLEXÍVEL E MOBILIDADE DE CAPITAIS: UMA INVESTIGAÇÃO
TEÓRICA, HISTÓRICA E EMPÍRICA**

Tese submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para a obtenção do título de Doutor em Economia, área de concentração: Economia do Desenvolvimento.

Orientador: Prof. Dr. Fernando Ferrari Filho

**PORTO ALEGRE
2018**

CIP - Catalogação na Publicação

Fonseca, Mateus Ramalho Ribeiro da
Política monetária em um contexto de metas de
inflação, câmbio flexível e mobilidade de capitais: uma
investigação teórica, histórica e empírica / Mateus
Ramalho Ribeiro da Fonseca. -- 2018.

240 f.

Orientador: Fernando Ferrari Filho.

Tese (Doutorado) -- Universidade Federal do Rio
Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas,
Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre,
BR-RS, 2018.

1. Política monetária. 2. Regime de metas de
inflação. 3. Vetor de correção de erros. 4. Taxa de
câmbio. 5. Integração financeira. I. Ferrari Filho,
Fernando, orient. II. Título.

MATEUS RAMALHO RIBEIRO DA FONSECA

**POLÍTICA MONETÁRIA EM UM CONTEXTO DE METAS DE INFLAÇÃO,
CÂMBIO FLEXÍVEL E MOBILIDADE DE CAPITAIS: UMA INVESTIGAÇÃO
TEÓRICA, HISTÓRICA E EMPÍRICA**

Tese submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para a obtenção do título de Doutor em Economia, área de concentração: Economia do Desenvolvimento.

Aprovada em: Porto Alegre, 12 de junho de 2018.

BANCA EXAMINADORA:

Prof. Dr. Fernando Ferrari Filho – Orientador
UFRGS

Prof^a. Dr^a. Eliane Cristina de Araújo
UEM

Prof. Dr. André Luiz Gomes Nassif
UFF

Prof. Dr. André Moreira Cunha
UFRGS

*Para Clarissa, o amor da minha vida, e
para meus pais, Valmir e Mágda.*

AGRADECIMENTOS

Primeiramente, gostaria de agradecer a Deus por me propiciar uma oportunidade tão ímpar em minha vida, que é o de fazer um doutorado em economia. Quero agradecer a minha esposa, Clarissa Ussueli, que sempre me apoiou em minha jornada como economista, tanto nos bons momentos, quanto nos momentos difíceis. Agradeço também aos meus pais, Valmir e Mágda, por me apoiarem sempre em minhas decisões, sendo eles, responsáveis em grande parte do que sou hoje. Agradeço aos meus grandes amigos Sandra e Hudson, e suas filhas, Rafaela e Rebeca, que proporcionaram incríveis risadas nos momentos de descontração, independente da noite ou do churrasco

Gostaria de agradecer especialmente ao meu orientador Fernando Ferrari Filho, que me ensinou a pensar como um keynesiano, sempre disposta a me ajudar, sendo bem direto quando as dúvidas surgiam. Quero agradecer também, ao professor André Moreira Cunha, que foi membro das minhas bancas de qualificação e de defesa de tese, sempre avaliando meu trabalho de maneira imparcial e objetiva, levantando sempre boas questões, e sempre trazendo muitos dados, além de ser um excelente professor. Agradeço ao professor André Nassif que participaram de minha banca de tese, contribuindo com excelentes sugestões ao meu trabalho. Agradeço especialmente a professora Eliane de Araújo, por ter também participado da minha defesa de tese, contribuindo com muitas ideias para melhorar meu trabalho, além de ter participado ativamente na elaboração dessa tese. Considero-te como minha segunda mãe, Eliane, além de uma excelente colega de trabalho e uma grande amiga. Quero agradecer também ao professor Marcelo Milan, que participou da minha banca de qualificação e esteve sempre perto durante essa jornada.

Quero agradecer também aos professores da Faculdade de Ciências Econômicas (FCE) da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS) que participaram da longa jornada que foi esse doutorado, em especial: Pedro Cesar Dutra Fonseca, Octávio Augusto Conceição e Sérgio Marley Monteiro.

Gostaria de agradecer especialmente ao pessoal da secretaria do PPGE/UFRGS, em especial a Iara e a Maria de Lourdes, que foram sempre muito atenciosas, nos alertando dos compromissos que temos, junto ao programa de pós-graduação, ou por conversar sobre tudo a qualquer momento.

Quero agradecer aos meus colegas de doutorado, que compartilharam comigo alegrias e dificuldades nesses dois longos anos de caminhada, em especial aos meus grandes amigos, Samuel Costa Peres, que vai me acompanhar do mestrado na UEM, além do grande amigo que surgiu nessa jornada, Pedro Perfeito, que além de colega de publicação, virou meu grande amigo para vida. Além deles, um agradecimento aos colegas de turma Graça Godinho, Tiago Cavalcante, Elisa Buttenbender, Débora Nunes. Quero agradecer aos colegas que fiz no PPGE/UFRGS, tanto os veteranos quanto aos calouros pelas conversas e troca de ideias.

Quero agradecer aos governos do PT de Luis Inácio Lula da Silva e Dilma Rousseff por terem promovido o ensino e a pesquisa na pós-graduação com a ampliação e aumento do valor das bolsas da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) e que me manteve por 48 meses com bolsa. Essa bolsa foi fundamental para que eu pudesse manter minha pesquisa e me permitiu eu participar de congressos e escrever artigos, além de me manter em Porto Alegre.

Quero agradecer especialmente ao bar Xirú's que fica em frente a FCE e que permitiu encontros pós-aula com colegas, amigos e professores, para beber e conversar sobre os mais diversos assuntos, além de consumir parte da bolsa que recebíamos.

*“A dificuldade real não reside nas novas ideias,
mas em conseguir escapar das antigas”.*
John Maynard Keynes

RESUMO

A presente tese tenta avaliar a política monetária sob o Regime de Metas de Inflação (RMI), num contexto de flexibilidade cambial e integração financeira. No campo teórico, este trabalho avalia no primeiro ensaio, os aspectos teóricos do RMI e também do Novo Consenso Macroeconômico (NCM), assim como a crítica pós-keynesiana ao NCM. Na sequência, avalia-se a evolução do debate acerca da política monetária após a Crise Financeira Internacional, assim como os aspectos teóricos da integração financeira global e dos Ciclos Financeiros Globais, e suas consequências para a condução da política monetária. No aspecto histórico, avalia-se brevemente no segundo ensaio, o comportamento das principais variáveis macroeconômicas concernentes a política monetária, taxa de câmbio e crescimento econômico, assim como, os arranjos institucionais do RMI de cada país, evidenciando suas principais diferenças. O Brasil tem um dos RMI mais rígidos e as maiores taxas de juros entre os países analisados. No âmbito empírico, realizou-se três exercícios econométricos distintos. O primeiro, por meio do modelo VEC, comparam-se a eficiência do RMI brasileiro com outros 12 países selecionados, no que diz respeito ao controle inflacionário, ao repasse cambial e do crescimento econômico. O Brasil, assim como outros países em desenvolvimento, tem um dos RMI mais ineficientes, com evidências da presença de *price-puzzle*, além de apresentar um elevado repasse cambial para o nível de preços e ter impactos no crescimento econômico. O segundo exercício econométrico buscou-se analisar a não-linearidade da política monetária brasileira com relação ao repasse cambial para o nível de preços, utilizando o modelo MS-VAR. O modelo mostrou fortes evidências empíricas de que há repasse cambial tanto em momentos de apreciação, quanto de depreciação cambial, configurando assim, uma política monetária com dois regimes cambiais. O terceiro exercício busca evidenciar, por meio do modelo VEC, os impactos que a integração financeira global, tem na condução da política monetária brasileira. Encontrou-se indícios de que a taxa de câmbio opera entre os ciclos financeiros globais e o nível de preços da economia brasileira, mostrando, assim, que a política monetária sob o RMI, tendo como base altas taxas de juros, é ineficiente. Tais fatos sugerem que a taxa de câmbio tem um papel fundamental no controle da inflação e no desempenho do próprio RMI; todavia, há a necessidade de uma reavaliação da política cambial que vêm sendo adotada no Brasil para além do papel de mecanismo de controle de preços.

Palavras-chave: Política monetária. Regime de metas de inflação. Vetor de correção de erros. Taxa de câmbio. Integração financeira.

ABSTRACT

This study aims to evaluate the monetary evolution of the Inflation Target Regime (IT) in a context of exchange rate flexibility and financial integration. In the theoretical field, this work was evaluated in the first essay, the theoretical questions of the IT and also of the New Macroeconomic Consensus (NMC), as well as a post-Keynesian criticism to NMC. Following an assessment of the monetary policy debate following an International Financial Crisis, as well as the financial issues for the financial and global integration of Global Financials, and their consequences for the generation of monetary policy. The evaluation of the risk in the historical statistics, the evaluation of the risk changes the monetary changes, the risk must change the expansion policies, and the risk must have different conditions. Brazil has one of the most rigid ITs and the main interest rates among the analyzed countries. In the empirical context, the different econometric exercises are carried out. The first one, through the VEC model, compares the efficiency of the Brazilian IT with 12 other selected countries, than respect for inflationary control, exchange rate transfers and economic growth. Brazil, like other developing countries, has more inefficient IT, with evidence of the presence of price-puzzles, as well as a high exchange rate repayment for the price level and the impacts on economic growth. The second econometric exercise sought to analyze the non-linearity of the Brazilian monetary policy in relation to the pass-through to the price level, using the MS-VAR model. The model of empirical demonstrations that there is to change both in moments of appreciation and the exchange depreciation, thus forming a monetary policy with two exchange rate regimes. The third study seeks the evidence, through the VEC model, of the impacts that global financial integration has on Brazilian monetary policy. We find that the indexes of an exchange rate between the cycles and the level of prices of the Brazilian economy, thus showing a monetary policy on the IT, based on interest rates, is inefficient. Such facts should that an exchange rate has a key role in controlling the rate and performance of the IT itself; however, there is a reappraisal of the exchange rate policy that has been adopted in Brazil beyond the role of the price control mechanism.

Keywords: Monetary policy. Inflation target. Vector error correction model. Exchange rate. Financial integration.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Comportamento da taxa de juros e do nível de preços na África do Sul, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2017.....	53
Figura 2 - Comportamento da taxa de câmbio real e nominal (eixo da esquerda) e do nível de preços (eixo da direita) na África do Sul, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2017 .	54
Figura 3 - Comportamento da taxa de crescimento (eixos inferior e da esquerda) e da taxa de juros (eixos superior e da direita) na África do Sul, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2016	55
Figura 4 - Comportamento da taxa de juros e do nível de preços na Austrália, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2017	56
Figura 5 – Comportamento da taxa de câmbio real e nominal (eixo da esquerda) e do nível de preços (eixo da direita) na Austrália, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2017	57
Figura 6 - Comportamento da taxa de crescimento (eixo da inferior e da esquerda) e da taxa de juros (eixo superior e da direita) na Austrália, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2016	58
Figura 7 - Comportamento da taxa de juros e do nível de preços no Brasil, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2017.....	59
Figura 8 - Comportamento da taxa de câmbio real e nominal (eixo da esquerda) e do nível de preços (eixo da direita) no Brasil, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2017	60
Figura 9 - Comportamento da taxa de crescimento (eixo da inferior e da esquerda) e da taxa de juros (eixo superior e da direita) no Brasil, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2016	61
Figura 10 - Comportamento da taxa de juros (eixo da esquerda) e do nível de preços (eixo da direita) no Canadá, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2017.....	62
Figura 11 - Comportamento da taxa de câmbio real e nominal (eixo da esquerda) e do nível de preços (eixo da direita) no Canadá, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2017.....	63
Figura 12 - Comportamento da taxa de crescimento (eixo da inferior e da esquerda) e da taxa de juros (eixo superior e da direita) no Canadá, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2016	64
Figura 13 - Comportamento da taxa de juros (eixo da esquerda) e da evolução do nível de preços (eixo da direita) no Chile, antes e depois da adoção do RMI de 1995 a 2017.....	65
Figura 14 - Comportamento da taxa de câmbio real e nominal (eixo da esquerda) e do nível de preços (eixo da direita) no Chile, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2017.....	66

Figura 15 - Comportamento da taxa de crescimento (eixo da inferior e da esquerda) e da taxa de juros (eixo superior e da direita) no Chile, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2016	67
Figura 16 - Comportamento da taxa de juros (eixo da esquerda) e do nível de preços (eixo da direita) na Colômbia, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2017	68
Figura 17 - Comportamento da taxa de câmbio real e nominal (eixo da esquerda) e do nível de preços (eixo da direita) na Colômbia, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2017	69
Figura 18 - Comportamento da taxa de crescimento (eixo da inferior e da esquerda) e da taxa de juros (eixo superior e da direita) na Colômbia, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2016	70
Figura 19 - Comportamento da taxa de juros (eixo da esquerda) e da evolução do nível de preços (eixo da direita) na Coreia do Sul, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2017.	71
Figura 20 - Comportamento da taxa de câmbio real e nominal (eixo da esquerda) e do nível de preços (eixo da direita) na Coreia do Sul, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2017.	72
Figura 21 - Comportamento da taxa de crescimento (eixo da inferior e da esquerda) e da taxa de juros (eixo superior e da direita) na Coreia do Sul, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2016	73
Figura 22 – Comportamento da taxa de juros (eixo da esquerda) e do nível de preços (eixo da direita) em Israel, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2017	74
Figura 23 – Comportamento da taxa de câmbio real e nominal (eixo da esquerda) e da evolução do nível de preços (eixo da direita) em Israel, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2017.	75
Figura 24 - Comportamento da taxa de crescimento (eixo da inferior e da esquerda) e da taxa de juros (eixo superior e da direita) em Israel, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2016	76
Figura 25 – Comportamento da taxa de juros (eixo da esquerda) e do nível de preços (eixo da direita) no México, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2017.....	77
Figura 26 – Comportamento da taxa de câmbio real e nominal (eixo da esquerda) e do nível de preços (eixo da direita) no México, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2017.....	78
Figura 27 - Comportamento da taxa de crescimento (eixo da inferior e da esquerda) e da taxa de juros (eixo superior e da direita) no México, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2016	79
Figura 28 – Comportamento da taxa de juros (eixo da esquerda) e do nível de preços (eixo da direita) na Nova Zelândia, depois da adoção do RMI de 1990 a 2017.....	80

Figura 29 – Comportamento da taxa de câmbio real e nominal (eixo da esquerda) e do nível de preços (eixo da direita) na Nova Zelândia, depois da adoção do RMI de 1990 a 2017.	81
Figura 30 - Comportamento da taxa de crescimento (eixo da inferior e da esquerda) e da taxa de juros (eixo superior e da direita) na Nova Zelândia, depois da adoção do RMI de 1990 a 2016.....	82
Figura 31 - Comportamento da taxa de juros (eixo da esquerda) e do nível de preços (eixo da direita) no Peru, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2017.....	83
Figura 32 - Comportamento da taxa de câmbio real e nominal (eixo da esquerda) e do nível de preços (eixo da direita) no Peru, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2017	84
Figura 33 - Comportamento da taxa de crescimento (eixo da inferior e da esquerda) e da taxa de juros (eixo superior e da direita) no Peru, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2016	85
Figura 34 – Comportamento da taxa de juros (eixo da esquerda) e da evolução do nível de preços (eixo da direita) no Reino Unido, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2017..	86
Figura 35 – Comportamento da taxa de câmbio real e nominal (eixo da esquerda) e da evolução do nível de preços (eixo da direita) no Reino Unido, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2017	87
Figura 36 - Comportamento da taxa de crescimento (eixo da inferior e da esquerda) e da taxa de juros (eixo superior e da direita) no Reino Unido, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2016	88
Figura 37 - Comportamento da taxa de juros (eixo da esquerda) e do nível de preços (eixo da direita) na Turquia, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2017.....	89
Figura 38 - Comportamento da taxa de juros (eixo da esquerda) e do nível de preços (eixo da direita) na Turquia, depois da adoção do RMI de 2006 a 2017.....	90
Figura 39 - Comportamento da taxa de câmbio real e nominal (eixo da esquerda) e do nível de preços (eixo da direita) na Turquia, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2017	91
Figura 40 - Comportamento da taxa de câmbio real e nominal (eixo da esquerda) e do nível de preços (eixo da direita) na Turquia, depois da adoção do RMI de 2006 a 2017	92
Figura 41 - Comportamento da taxa de crescimento (eixo da inferior e da esquerda) e da taxa de juros (eixo superior e da direita) na Turquia, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2016	93
Figura 42 - Funções Impulso-Resposta (FIR) para países que a inflação responde de maneira efetiva a um aumento da taxa de juros	112

Figura 43 - Funções Impulso-Resposta (FIR) para países que a inflação responde parcialmente da maneira esperada a um aumento da taxa de juros.....	113
Figura 44 - Funções Impulso-Resposta (FIR) para países que a inflação responde com um aumento estável a um aumento da taxa de juros	115
Figura 45 - Funções Impulso-Resposta (FIR) para países que a inflação responde com um aumento explosivo a um aumento da taxa de juros.....	116
Figura 46 - Funções Impulso-Resposta (FIR) para países que a inflação responde com um aumento explosivo a um aumento da taxa de cambio	117
Figura 47 - Funções Impulso-Resposta (FIR) para países que a inflação responde de maneira nula, ou quase nula a um aumento da taxa de cambio.....	118
Figura 48 – Funções Impulso-Resposta (FIR) para países que a inflação responde de maneira negativa um aumento da taxa de cambio.....	119
Figura 49 - Funções Impulso-Resposta (FIR) para países que a atividade econômica responde de maneira negativa um aumento da taxa de juros.....	120
Figura 50 - Funções Impulso-Resposta (FIR) para países que a atividade econômica responde de maneira positiva um aumento da taxa de juros.....	121
Figura 51 – Taxa de câmbio real e nominal (eixo da esquerda), inflação – IPCA (eixo da direita) no Brasil de 1999-2016.....	130
Figura 52 - Comportamento das variáveis selecionadas ao longo do tempo.	141
Figura 53 - Resíduos no MS-VAR	145
Figura 54 – Densidade, Correlograma e QQ-Plot dos resíduos do modelo MS-VAR.....	146
Figura 55 - Ajustamento do modelo aos regimes	147
Figura 56 - Função de Impulso-Resposta dependente do Regime 1 (Choque de um ponto percentual nas variáveis IC, IPI, IPCA e TXC).....	149
Figura 57 - Comportamento das variáveis selecionadas ao longo do tempo	160
Figura 58 - Teste das raízes inversas do polinômio característico	164
Figura 59 - Funções de resposta ao impulso estimadas a partir do modelo VEC (3).....	166

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 - Característica do RMI em cada país selecionado.....	45
Quadro 2 - Tipos de modelo MS-VAR segundo os parâmetros.....	137
Quadro 3 - Especificação dos dados.....	159

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Resultados resumidos dos testes de raiz unitária de Phillips-Perron (PP); Dickey-Fuller Aumentado (ADF); Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) e a decisão.	100
Tabela 2 - Teste de Cointegração de Johansen para todos os países.....	102
Tabela 3 – Testes de Seleção de Defasagens (VAR) para todos os países selecionados	103
Tabela 4 - Testes de Normalidade e Heterocedasticidade dos resíduos no modelo VEC para cada país	105
Tabela 5 - Seleção das defasagens utilizadas no modelo para cada país.....	106
Tabela 6 - Teste de Causalidade de Granger para todos os países	107
Tabela 7 – Vetor de Cointegração para cada país.	110
Tabela 8 - Inflação (IPCA), metas e intervalos de tolerância e taxa de câmbio nominal, Brasil, 1999-2016.....	128
Tabela 9 - Variação da taxa de câmbio e IPCA no Brasil, 1999-2017	131
Tabela 10 - Teste de seleção de defasagem.....	143
Tabela 11 - Teste LR de linearidade.....	144
Tabela 12 - Classificação estimada dos regimes	148
Tabela 13 - Testes de raiz unitária – séries ajustadas - valores t calculado.....	161
Tabela 14 - Critério de informação de Akaike e Schwarz, teste de autocorrelação residual Multiplicador de Lagrange e teste White de heteroscedasticidade	163
Tabela 15 - Teste de cointegração de Johansen para um VEC (3).....	165

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	18
2	CRÍTICA AO REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO COM BASE NA TEORIA PÓS-KEYNESIANA: UMA ANÁLISE PÓS CRISE FINANCEIRA DE 2007-2008	22
2.1	ASPECTOS TEÓRICOS DO RMI	22
2.1.1	Tese de Independência do Banco Central (TIBC)	26
2.2	CRÍTICAS PÓS-KEYNESIANAS AO RMI	28
2.3	ANÁLISE DA POLÍTICA MONETÁRIA PÓS-CRISE FINANCEIRA DE 2008.....	35
2.4	O CFG E SEUS IMPACTOS SOBRE A POLÍTICA MONETÁRIA	39
2.5	CONSIDERAÇÕES FINAIS	43
3	RMI: UMA ANÁLISE COMPARATIVA SOB AS ÓTICAS HISTÓRICA, INSTITUCIONAL E EMPÍRICA	44
3.1	ASPECTOS INSTITUCIONAIS DO RMI DOS PAÍSES SELECIONADOS.....	44
3.2	BREVE HISTÓRICO DO RMI NOS PAÍSES SELECIONADOS	51
3.2.1	África do Sul	52
3.2.2	Austrália	56
3.2.3	Brasil	58
3.2.4	Canadá	61
3.2.5	Chile	64
3.2.6	Colômbia	67
3.2.7	Coreia do Sul	70
3.2.8	Israel	73
3.2.9	México	76
3.2.10	Nova Zelândia	79
3.2.11	Peru	82
3.2.12	Reino Unido	85
3.2.13	Turquia	88
3.3	REVISÃO DA LITERATURA EMPÍRICA ACERCA DO RMI DE MANEIRA COMPARATIVA	93
3.4	EFICÁCIA DO RMI: UMA ABORDAGEM COMPARATIVA UTILIZANDO VEC	98
3.4.1	Análise das séries utilizadas	99

3.4.2	Modelo VEC: estimação e resultados	102
3.4.3	Eficiência do RMI: uma análise comparativa para países selecionados (1990-2017)	111
3.5	CONCLUSÕES	123
4	REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO, CÂMBIO E INTEGRAÇÃO FINANCEIRA: UMA ANÁLISE DA ECONOMIA BRASILEIRA PÓS-ANOS 2000	125
4.1	RELAÇÃO ENTRE CÂMBIO E PREÇOS NO BRASIL: UMA ANÁLISE NÃO-LINEAR	125
4.1.1	Relação entre câmbio e preços: aspectos teóricos e evidências para a economia brasileira	127
4.1.2	Metodologia do modelo MS-VAR	133
4.1.3	Literatura empírica acerca da não-linearidade presente na macroeconomia	138
4.1.4	Dados selecionados	139
4.1.5	O Modelo MS-VAR	142
4.2	POLÍTICA MONETÁRIA E INTEGRAÇÃO FINANCEIRA: UMA ANÁLISE A PARTIR DO MODELO VEC	150
4.2.1	RMI: uma revisão da literatura empírica para o Brasil	152
4.2.2	Política monetária e integração financeira: evidências empíricas a partir do modelo VEC	158
4.3	UMA DISCUSSÃO ALTERNATIVA DA POLÍTICA CAMBIAL PARA ALÉM DO CONTROLE DE PREÇOS E DO CFG: SUGESTÕES DE POLÍTICAS MACROECONÔMICAS PARA O DESENVOLVIMENTO	168
4.4	CONSIDERAÇÕES FINAIS	174
5	CONCLUSÃO	176
	REFERÊNCIAS	179
	APÊNDICE A - COMPORTAMENTO DAS VARIÁVEIS NOS PAÍSES SELECIONADOS	200
	APÊNDICE B - RESULTADOS DOS TESTES DE RAIZ UNITÁRIA (VALOR T) DE PHILLIPS-PERRON (PP); DICKEY-FULLER AUMENTADO (ADF); KWIATKOWSKI-PHILLIPS-SCHMIDT-SHIN (KPSS) E A DECISÃO	207
	APÊNDICE C - RAÍZES DO POLINÔMIO CARACTERÍSTICO PARA CADA PAÍS	216

APÊNDICE D - TESTES DE CAUSALIDADE DE GRANGER PARA OS PAÍSES SELECIONADOS (RESULTADOS SIGNIFICATIVOS EM NEGRITO).....	220
APÊNDICE E - FUNÇÕES IMPULSO-RESPOSTA (FIR) PARA OS MODELOS VEC ESTIMADOS DE CADA PAÍS EM 24 PERÍODOS.....	228

1 INTRODUÇÃO

A teoria econômica sobre a política monetária, seus impactos e os aspectos que a influenciam tem sido repensado e rediscutido, principalmente, após a Crise Financeira Internacional (CFI) ocorrida em 2007-2008. O arcabouço teórico ortodoxo tem se mostrado pouco eficaz em solucionar os problemas da política monetária quando relacionados à globalização dos mercados financeiros e ao mercado cambial.

Diversos economistas têm argumentado que os países que utilizam uma política monetária sob o Regime de Metas de Inflação (RMI), concepção teórica oriunda do modelo novo-clássico, tem obtido resultados iguais ou mesmo inferiores àqueles que têm regimes monetários híbridos. Essas críticas surgem principalmente de economistas pós-keynesianos como André Modenesi, Fernando Ferrari Filho, João Sicsú, Luis Fernando de Paula, Philip Arestis entre outros.

Modenesi (2005) critica o RMI, primeiro pelo seu foco ser exclusivo na obtenção da meta de inflação. Segundo, por ser um regime monetário rígido e pelo fato de que as evidências internacionais mostram que países que não adotam o RMI obtêm desempenho semelhante ou melhor, quando comparado com os países que adotam o Regime.

Nessa mesma linha, Arestis, Ferrari Filho e Paula (2007; 2011) evidenciam que o RMI foi efetivo no sentido do controle inflacionário, inclusive no Brasil, mas atentando ao fato de que os países que não utilizam tal regime monetário também estão tendo sucesso no controle inflacionário.

Sicsú (1996) argumenta que um dos pressupostos básicos para a adoção do RMI, o Banco Central (BC) independente, seria prejudicial à coordenação das políticas macroeconômicas. Para ele, a independência do BC poderia comprometer a coordenação das políticas monetária e fiscal em cenários de recessão ou de crise econômica generalizada. Esse fato se tornou evidente quando ocorreu CFI: no Brasil, o Banco Central do Brasil (BCB) e o ministro da fazenda criaram um ambiente institucional adverso, uma vez que não houve a coordenação de políticas, o que gerou efeitos indesejados sobre a inflação e o crescimento econômico.

Arestis (2008) critica o RMI pela adoção de uma âncora nominal, em especial de uma meta de inflação, não deixando qualquer margem ou meta para o nível de emprego e/ou ao crescimento do produto. A taxa de juros básica da economia é âncora nominal utilizada pelos BC que utilizam o RMI. Por se preocupar apenas com essa âncora, a autoridade monetária

relega ao segundo plano outras variáveis importantes, como câmbio, emprego e crescimento do produto.

Dessa forma, a presente tese em dois objetivos principais. O primeiro deles é o de analisar de maneira comparativa o Brasil e outros países que adotam o Regime de Metas de Inflação (RMI), destacando aspectos institucionais e empíricos, na condução da política monetária. O segundo é o de avaliar, em duas etapas, a política monetária brasileira em si, buscando na primeira parte as evidências de não-linearidade nos efeitos da política monetária, sobre o nível de preços, na oferta e demanda e sobre a taxa de câmbio.

Na segunda parte, pretende-se avaliar a relação entre a taxa básica de juros e o nível geral de preços para o caso do RMI brasileiro. Com esse objetivo principal, estima-se um modelo de vetores autorregressivos com correção de erros (VEC), baseado no modelo de Modenesi e Araújo (2013). Adicionalmente, a estimação considera também aspectos da integração financeira global, como o ciclo financeiro global, sendo esta, uma contribuição potencialmente original, na avaliação da política monetária brasileira, no âmbito das reflexões pós-keynesianas.

Parte-se do argumento principal de que a elevação da taxa de juros tem um impacto misto sobre a inflação. Se, por um lado, quando avaliada isoladamente, uma política monetária contracionista pode ter um efeito positivo sobre o nível de preços devido ao fenômeno do *price-puzzle*¹; por outro, um aumento da taxa de juros pode estar associado a um processo de sobrevalorização cambial, a qual ajuda a conter a inflação. Além disso, também se considera a hipótese de que a sobrevalorização cambial responde à evolução do ciclo financeiro global.

A metodologia da pesquisa será dividida em três partes. Na parte teórica serão analisados o arcabouço teórico por trás do RMI, assim como sua incorporação na teoria econômica como o Novo Consenso Macroeconômico (NCM). Além disso, evidencia-se a crítica pós-keynesiana ao NCM, principalmente ao RMI, evidenciando possíveis falhas teóricas, no que diz respeito a sua efetividade. Ademais, será analisado os caminhos tomados pela política monetária após a Crise Financeira Internacional (CFI), e sua evolução do ponto de vista teórico, assim como a evolução e o aumento da importância da integração financeira global e os impactos que os Ciclos Financeiros Globais (CFG) têm na política monetária, em especial, ao RMI.

¹ O ponto de partida desse fenômeno é o artigo de Sims (1992), embora o termo *price puzzle* só tenha sido cunhado posteriormente por Eichenbaum (1992), em comentário ao artigo de Sims. O significado será melhor explorado na terceira parte desse trabalho.

Na parte histórica serão analisados brevemente países selecionados que utilizam o RMI como regime de política monetária, assim como os arranjos institucionais que cada país utiliza, comparando-os com o regime brasileiro.

Por fim, na parte empírica serão estimados três modelos, a saber:

- a) o primeiro modelo utilizará o modelo VEC para estimar a eficiência comparativa do RMI e seus impactos sobre o nível de preços e o crescimento, em países selecionados;
- b) no segundo, se utilizará o modelo MS-VAR com o objetivo de encontrar uma possível não linearidade na política monetária, entre a taxa de câmbio e o nível de preços, para o caso brasileiro. Esse modelo surgiu de duas ferramentas econométricas importantes:
 - os vetores autorregressivos (VAR) proposto por Sims (1980), e que atualmente é utilizado amplamente para estabelecer relações macroeconômicas multivariadas; e
 - as correntes markovianas, para se analisar as mudanças de regime de uma relação de variáveis, sendo que o trabalho pioneiro foi o de Hamilton (1989).

Somados esses instrumentais é possível estimar modelos VAR, considerando as mudanças de regime, isto é, permite estimar modelos VAR com relações não lineares. Para que esse modelo em especial seja aplicado, tornam-se necessárias duas características fundamentais. A primeira delas reside em que as cadeias de Markov sigam uma distribuição única invariante. A segunda sugere que elas devem ser ergódicas, apresentando-se convergentes para uma distribuição única e invariante, quando o número de observações tende ao infinito. Essas duas condições fazem com que o modelo VAR estimado não seja explosivo, permitindo inferências estatísticas e econômicas condizentes com a teoria econômica. O intuito é verificar se existem mudanças de regime na política monetária e se, em razão desta, decorrem comportamentos distintos com relação a inflação. Além disso, ideia é investigar ainda se, decorrente de tal não-linearidade, variáveis centrais para a condução da política monetária – taxa de juros, taxa de câmbio, inflação, nível de atividade econômica e dívida pública, estão sujeitas a mudanças de regime desde a adoção do RMI em 1999.; e

- c) por fim, o terceiro modelo utilizará novamente o modelo VEC para estimar, de maneira conjunta, aspectos de política monetária e integração financeira no mesmo modelo, de forma a evidenciar o nexos entre eles.

O presente trabalho será dividido em três ensaios: no primeiro ensaio, pretende-se analisar a literatura em torno do RMI e as críticas a este regime, com enfoque no corrente pós-keynesiana. Em seguida será abordado como está estabelecido o debate em torno da política monetária após a CFI em 2008 e também como que os ciclos financeiros podem interferir na condução da política monetária.

No segundo ensaio analisa-se o comportamento das principais variáveis macroeconômicas que estão diretamente ligadas à política monetária para 13 países selecionados² que adotam o RMI, assim como seus aspectos institucionais, seguida de uma análise empírica comparativa acerca da eficiência do RMI.

Por fim, no terceiro ensaio, analisa-se exclusivamente a economia brasileira com foco nos impactos que a taxa de câmbio tem sobre a política monetária, por meio da estimação de um modelo MS-VAR e como a integração financeira é um elemento importante na condução da política monetária. Ademais, evidencia-se na literatura uma série de medidas para o RMI dado o cenário de câmbio flexível e forte integração financeira da economia brasileira, de forma a melhorar sua performance e sua eficiência no combate à inflação.

² Os critérios de seleção dos países que adotam o RMI será melhor explicitado na segunda parte desta tese.

2 CRÍTICA AO REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO COM BASE NA TEORIA PÓS-KEYNESIANA: UMA ANÁLISE PÓS CRISE FINANCEIRA DE 2007-2008

A proposta deste ensaio é apresentar os principais aspectos teóricos do Regime de Metas de Inflação (RMI), assim como as críticas, com base na teoria pós-keynesiana, ao referido Regime no contexto da crise financeira global de 2008.

Na primeira parte do ensaio se explanará os aspectos teóricos do Novo Consenso Macroeconômico (NCM) que molda os alicerces do RMI e as implicações advindas desse modelo para a condução da política monetária, seguida de uma análise da Tese de Independência do Banco Central. Na segunda parte serão explorados as principais críticas que a escola pós-keynesiana apresenta aos fundamentos teóricos e empíricos a esse “consenso macroeconômico”. Em seguida, se analisará o debate teórico e empírico acerca da política monetária, após a crise financeira global ocorrida em 2008, e seus desdobramentos sobre os países usuários do RMI. Por fim, será analisado brevemente aspectos teóricos do Ciclos Financeiros Globais (CFG) e seus impactos sobre a política monetária baseado nas argumentações de

2.1 ASPECTOS TEÓRICOS DO RMI

Segundo Goodfriend (2005), o surgimento do NCM é caracterizado pela convergência, entre a teoria e prática existente em alguns países, no que diz respeito à política monetária a partir da década de 1990. Seria o equivalente a dizer que a política monetária encontrou o ‘estado da arte’ com o surgimento do NCM.

Taylor (1997; 1998; 2000) lista os cinco princípios que formam o núcleo da macroeconomia moderna:

- a) o produto potencial (ou produto real de longo prazo) pode ser entendido como o modelo neoclássico de crescimento, desenvolvido por Robert Solow (1956), agora ampliado para considerar a tecnologia com variável explicitamente endógena;
- b) não há um *trade-off* entre inflação e desemprego no longo prazo, ou seja, a política monetária afeta a inflação, mas é neutra no que diz respeito às variáveis reais de longo prazo;
- c) no curto prazo, há um *trade-off* entre inflação e desemprego, com significantes implicações para as flutuações econômicas em torno da tendência do PIB (Produto Interno Bruto) potencial. Em razão deste *trade-off*, a política monetária deve manter

- a demanda agregada estável, evitando, assim, flutuações temporárias de preços e salários;
- d) as expectativas inflacionárias e as decisões políticas futuras são endógenas e significativas, ou seja, as expectativas dos agentes econômicos são influenciadas pela política monetária exercida pelos *policymakers*. Então, as expectativas futuras importam na tomada de decisão para se avaliar os impactos das políticas fiscal e monetária; e
- e) as decisões de política monetária devem ser pautadas de acordo com uma regra explícita ou uma função de reação conhecida pelos agentes, na qual a taxa de juros de curto prazo (nesse caso, o instrumento da política monetária) é alterada em resposta a eventos econômicos (vide períodos de expansão ou recessão econômica).

Taylor (1997; 1998) afirma que estes cinco princípios norteiam o núcleo da teoria econômica recente, e seriam aplicados na prática das economias em geral. Contudo, restringir a teoria macroeconômica a estes cinco princípios é ignorar sua complexidade e profundidade, segundo Arestis e Sawyer (2002; 2003; 2004; 2006), isto é, não se pode afirmar que essa teoria está amplamente debatida e se tornou consenso entre os economistas. Isso quer dizer que ainda há importantes debates acerca da Macroeconomia, principalmente pós-crise financeira, como por exemplo, qual o melhor instrumento de política monetária a ser utilizado segundo cada economia e se esse instrumento deve reagir a outras variáveis macroeconômicas, ou apenas a inflação e o produto real, entre outros. O debate estaria em aberto, segundo Romer (2016) e Rezende (2017).

Blinder (1997) expõe quatro pontos que considera o núcleo do novo consenso e que complementa os princípios propostos por Taylor (1997; 1998; 2000):

- a) os salários e os preços são fixos e predeterminados no curto prazo;
- b) o produto é determinado pela demanda no curto prazo;
- c) a política fiscal impacta na demanda agregada, que é sensível à taxa de juros, e também responde à política monetária; e
- d) a relação entre flutuações do desemprego e do crescimento do produto segue uma relação específica, chamada lei de Okun (OKUN, 1962). Além dos pontos apresentados, o autor afirma que para uma boa execução da política monetária, a curva IS deve ser negativamente inclinada no quadrante produto-juros, além da hipótese de que o banco central controla a taxa de juros no curto prazo, corroborando a curva LM.

Arestis e Sawyer (2002; 2003; 2004; 2006) apresentam três proposições sobre o NCM. A primeira delas defende que existe uma âncora nominal, que tem por objetivo determinar o equilíbrio de uma economia. Nos dias atuais, a âncora nominal amplamente usada é a das metas de inflação. A segunda proposição refere-se à propriedade da neutralidade da moeda. A oferta de moeda independe do valor de equilíbrio das variáveis reais no longo prazo. Isto significa que a Curva de Phillips é vertical, ou então, não há *trade-off* entre inflação e desemprego no longo prazo. Com essas características, a economia opera no longo prazo na “*Non Accelerating Inflation Rate of Unemployment*” mais conhecida como *NAIRU*. A terceira proposição argumenta que o principal instrumento de política econômica é a taxa de juros de curto prazo.

Dessa forma, a política fiscal é colocada em segundo plano, exercendo influência secundária quanto à estabilidade de preços e a credibilidade e a transparência por parte da autoridade monetária são elementos-chave para o êxito da âncora nominal. Esses elementos inibem o problema de inconsistência temporal da política monetária e o conseqüente viés inflacionário. Como resultado dessa proposição, a tese de independência do Banco Central é bem-vinda, uma vez que, nessas condições, o viés inflacionário tende a inexistir, elevando a credibilidade e a transparência dos agentes econômicos em torno da autoridade monetária.

Segundo Arestis e Sawyer (2002; 2003; 2008b) e Arestis e Angeriz (2007), no NCM o regime monetário de metas de inflação (RMMI) pode ser descrito, como segue:

$$Y_t^g = a_0 + a_1 Y_{t-1}^g + a_2 E_t(Y_{t+1}^g) + a_3 [R_t - E_t(p_{t+1})] + a_4 rer_t + s_1 \quad (1.1)$$

$$p_t = b_1 Y_t^g + b_2 p_{t-1} + b_3 E_t(p_{t+1}) + b_4 [E_t(p_{wt+1}) - E_t \Delta er_t] + s_2 \quad (1.2)$$

$$R_t = (1 - c_3) [RR^* + E_t(p_{t+1}) + c_1 Y_{t-1}^g + c_2 (p_{t-1} - p^T)] + c_3 R_{t-1} + s_3 \quad (1.3)$$

$$rer_t = d_0 + d_1 [R_t - E_t(p_{t+1})] - [R_{wt} - E(p_{wt+1})] + d_2 CA_t + d_3 E_t(rer_{t+1}) + s_4 \quad (1.4)$$

$$CA_t = e_0 + e_1 rer_t + e_2 Y_t^g + e_3 Y_{wt}^g + s_5 \quad (1.5)$$

$$er_t = rer_t + P_{wt} - P_t \quad (1.6)$$

em que: $b_2 + b_3 = 1$, Y_t^g é o hiato do produto; R corresponde à taxa nominal de juros; p é a taxa de inflação vigente; p^T é a meta de inflação; RR^* é a taxa de juros real de equilíbrio, supondo que o crescimento do produto seja zero e a taxa de inflação é constante como mostra a equação (1.2); s_i (sendo $i = 1, 2, 3, 4$ e 5) representa os choques estocásticos; e E_t refere-se às expectativas no período t .

A equação (1.1) é a demanda agregada, sendo que o hiato do produto depende positivamente do hiato do produto passado, das expectativas dos agentes com relação ao hiato

do produto no período $t + 1$, e negativamente da diferença da taxa de juros atual com as expectativas de inflação futura.

A equação (1.2) refere-se à Curva de Phillips com a inflação sendo baseada no hiato do produto vigente, na taxa de inflação passada e mais uma expectativa de inflação futura.

A equação (1.3) representa a regra de política monetária, na qual está baseada em uma curva LM. Nessa equação, a taxa nominal de juros, depende das expectativas de inflação, do hiato do produto passado, do desvio da inflação em relação à meta (ou *gap* da inflação) e a taxa de juros de equilíbrio. Segundo Arestis (2008), a equação (1.3) representa uma ‘suavização’ da taxa de juros praticada pela autoridade monetária, pois a determinação da taxa de juros depende basicamente da taxa passada com relação às expectativas futuras; esse desempenho da taxa de juros é chamado de ‘dependência histórica’.

A equação (1.4) diz que a taxa de câmbio real é determinada pelo diferencial das taxas de juros reais, saldo em conta corrente, e as expectativas de taxas de câmbio futuras (por meio de fatores internos, como os prêmios de risco da dívida pública interna e o grau de credibilidade da autoridade monetária em se atingir a meta de inflação).

A equação (1.5) determina o saldo em conta corrente como função da taxa real de câmbio e dos hiatos dos produtos nacional e mundial.

A equação (1.6) expressa a taxa de câmbio nominal em termos da taxa de câmbio real. rer_t (Equação 1.4) representa a taxa de câmbio real da economia, enquanto que er_t é a taxa nominal de câmbio (equação 1.5). CA_t é o saldo em transações correntes da balança de pagamentos (equação 1.5).

As equações (1.1), (1.2) e (1.3) representam o modelo de RMI, enquanto que as equações (1.4), (1.5) e (1.6) representam a parte da macroeconomia aberta do modelo. O que resulta em seis equações com seis incógnitas: hiato do produto, taxa de juros, inflação, saldo em transações correntes, taxa de câmbio real e nominal. Com base nesse modelo, muitos bancos centrais conduzem suas políticas monetárias (ARESTIS; SAWYER, 2002; 2003).

Segundo Arestis e Sawyer (2008b) haveria ainda uma sétima equação que relaciona o estoque de moeda com o intuito de acrescentar ao modelo variáveis que envolvam renda, preços e taxa de juros. Contudo, a adição de tal equação nada contribui para o funcionamento do modelo em que o estoque de moeda é semelhante a algo residual e não ao *feedback* para afetar as outras variáveis.

Portanto, o comportamento macroeconômico está expresso por seis equações:

- a) curva IS;
- b) curva de oferta agregada;

- c) regra na condução da política econômica;
- d) taxa de câmbio real;
- e) saldo das contas correntes; e
- f) uma que relaciona o câmbio nominal em função do câmbio real e do nível de preços. Este comportamento é retratado por um modelo de equilíbrio geral dinâmico com rigidez de preços nominais no curto prazo.

Feitas essas considerações acerca do NCM, analisemos a seguir a Tese de Independência do Banco Central.

2.1.1 Tese de Independência do Banco Central (TIBC)

Um dos pilares do RMI é a TIBC, que surge como uma forma de solucionar um problema de política monetária conhecido como inconsistência temporal. Segundo Modenesi (2005), esse problema surge pela falta de comprometimento econômico por parte da autoridade monetária que muitas vezes não tem independência política para exercer suas funções que são a de controlar e manter estável os níveis de preços. Dessa forma, a TIBC viria como uma peça fundamental para os arranjos institucionais, de forma a limitar a discricionariedade da autoridade monetária, evitando, assim, que as expectativas dos agentes econômicos sejam frustradas.

Essa tese baseia-se em dois conceitos:

- a) a existência de evidências empíricas que apontam para uma correlação inversa entre grau de independência do banco central e inflação; e
- b) a existência do viés inflacionário na condução da política monetária (MODENESI, 2005).

Há dois modelos principais na literatura acerca da TIBC: o trabalho de Rogoff (1985) e o de Walsh (1995). O primeiro autor argumenta que para que não haja o problema de inconsistência temporal, o banco central (BC) independente deve ser comandado por um presidente conservador que tenha uma aversão a flutuações inflacionárias maior que a sociedade, o que faria com que a política monetária tivesse maior credibilidade. A solução para esse problema segundo Rogoff (1985) residiria na adoção de um BC totalmente independente, isto é, o banco central teria tanto independência de objetivos, quanto de instrumentos.

Por sua vez, Walsh (1995) trabalha com a hipótese de que haveria um problema de risco-moral por parte do presidente do BC, que não levaria em suas ações, as consequências de sua decisão, podendo acarretar em viés inflacionário. Assim, a correção desse possível problema seria a adoção de um BC parcialmente independente, assumindo apenas a independência dos instrumentos, em que a decisão das metas de inflação seria adotada de maneira conjunta entre o governo e o BC. Nesse caso, haveria punições ao presidente do BC, caso a inflação não convergisse para a meta estipulada previamente.

Contudo, mesmo havendo estudos empíricos¹ que indicam que a independência do BC seria benéfica e mais efetiva para o controle da inflação, há muitas críticas para sua adoção, plena ou parcial. Primeiramente, haveria críticas do ponto de vista político. A adoção de um BC independente faria com que os pressupostos democráticos fossem violados, uma vez que não haveria abertura ao debate com sociedade acerca das escolhas e decisões sobre a política monetária (LEVY, 1995).

Nessa mesma linha, o próprio Milton Friedman (1987) critica a TIBC alegando que a política monetária seria muito importante para estar nas mãos de apenas uma pessoa (no caso o presidente do BC), configurando um poder econômico paralelo ao poder político, no qual não havendo uma forma de controle social sobre o BC poderia haver viés inflacionário, ideia oposta aos que alegam que a independência resolveria esses problemas.

Há ainda, as questões de coordenação de políticas, como alerta Sicsú (1996). Para o autor, a independência do BC poderia comprometer a coordenação das políticas monetária e fiscal em cenários de recessão ou mesmo crise econômica generalizada. Esse fato se tornou evidente, quando ocorreu a crise financeira internacional (CFI) em 2008: no Brasil, o BC e o Ministro da Fazenda criaram um ambiente institucional adverso, uma vez que não houve a coordenação de políticas. Enquanto a política monetária buscava o alcance das metas de inflação, operando a política monetária de maneira restritiva, o governo, por meio de seu Ministro da Fazenda, realizava políticas contracíclicas, de estímulo a demanda.

A CFI serviu em grande medida para mostrar como que a independência do BC pode afetar de maneira drástica o desempenho econômico em um cenário de crise sistêmica (CECCHETTI, 2008). Segundo o autor, devido ao fato de haver uma grande tendência de conservadorismo por parte dos presidentes dos bancos centrais, aliado à independência parcial ou total dos mesmos, houve uma demasiada demora por parte dos bancos centrais em

¹ Para maiores detalhes, ver Cukierman, Web e Neyapti (1992) e Alesina e Summers (1993).

adotarem políticas contracíclicas visando amenizar os efeitos perversos (tais como queda abrupta da produção, aumento de desemprego e redução dos investimentos) gerados pela CFI.

Apresentadas as considerações acerca dos aspectos teóricos do RMI, passa-se para a exposição e a análise das críticas pós-keynesianas ao RMI.

2.2 CRÍTICAS PÓS-KEYNESIANAS AO RMI

A crítica pós-keynesiana ao NCM reside no tratamento dado pelos novo-clássicos à moeda. Segundo a corrente Novo-Clássica, a moeda é neutra no longo prazo. Contudo, Keynes (1982) afirma que, em uma economia monetária, a moeda não é neutra, nem no curto e nem no longo prazo. E é nesse quesito que reside uma grande parte das críticas a formulação do RMI. A moeda não é tratada em nenhum momento no NCM, visto que a premissa básica do modelo é a neutralidade da moeda, ou seja, a moeda por ser neutra, tanto no curto, quanto no longo prazo, ela é considerada exógena, e por isso não é tratada ou abordada pelo modelo. Devido a este fato é imprescindível analisar as críticas pós-keynesianas a esse modelo.

A respeito das análises e das críticas ao NCM do ponto de vista teórico, Fontana (2006), seguindo a mesma linha de Arestis (2009) e Arestis e Sawyer (2008a; 2008b; 2011), destacou um aspecto diferente: um enfoque na rejeição da Teoria Quantitativa da Moeda por parte dos teóricos do *Mainstream* e um retorno à ideia Wickseliana de controle dos níveis de inflação, por meio da utilização da taxa nominal de juros.

Dessa forma, Fontana (2006) possui dois objetivos a responder:

- a) quais são os instrumentos de política monetária utilizados pelos bancos centrais; e
- b) quais variáveis macroeconômicas são afetadas no curto e no longo prazo. Como resultado, a grande maioria dos bancos centrais utiliza a taxa de juros como principal instrumento de política monetária. E as variáveis afetadas são geralmente o nível de endividamento das economias.

Com base nesses argumentos, Arestis (2008) evidencia outra importante crítica ao NCM: a adoção de uma âncora nominal, em especial de uma meta de inflação, não deixando espaço para a estabilização do produto. A âncora nominal mais utilizada é a taxa de juros básica da economia. Por se preocupar apenas com essa âncora, a autoridade monetária relega ao segundo plano outras variáveis importantes, como câmbio, emprego e crescimento do produto.

Esta visão restrita faz com que a economia, baseada apenas na fixação da taxa de juros, seja muito suscetível a flutuações, fazendo com que o nível de emprego, o câmbio e até o crescimento econômico flutuem muito, gerando instabilidades. Para contornar esse problema, Bernanke (2003) e Meyer (2001) sugeriram que a política monetária deveria concentrar-se tanto na produção quanto na estabilidade de preços, pois, dessa forma, os bancos centrais atenuam os impactos que podem haver, tanto no nível de preços, quanto no hiato de produto, gerando uma estabilidade macroeconômica maior.

Além do ponto de vista da utilização da taxa de juros como uma única ferramenta de controle da inflação, o conceito de taxa de juros, em especial o da taxa de juros natural, presente na obra do Keynes (1930), é motivo de controvérsia entre os pós-keynesianos. Embora o autor não explicita a relação entre a taxa natural de juros e a taxa de mercado nas equações fundamentais, ela é um elemento central, uma vez que determina a igualdade entre poupança e investimento, e os patamares de preços e produto de uma economia². Nas palavras do próprio Keynes (1930, p. 130):

Following Wicksell, it will be convenient to call the rate of interest which would cause the second term of our second fundamental equation to be zero the natural rate of interest, and the rate which actually prevails the market rate of interest. Thus the natural rate of interest is the rate at which saving and the value of investment are exactly balanced, so that the price level of output as a whole (π) exactly corresponds to the money rate of efficient earnings of the factors of production. Every departure of the market rate from the natural tends, on the other hand, to set up a disturbance of the price level by causing the second term of the second fundamental equation to depart from zero³.

Contudo, posteriormente Keynes (1982) admite que seria equivocado de sua parte tratar de maneira separada a taxa natural de juros e o volume de emprego. O autor reconhece que a economia pode estar em equilíbrio mesmo não empregando plenamente os fatores de produção. Dessa forma, seria mais coerente falar em várias taxas de juros de equilíbrio: uma para determinar cada ponto de emprego dos fatores de produção, bem como uma taxa de juros dita “ótima” para representar o uso pleno dos fatores de produção. Em suas palavras:

² Keynes (1976) argumenta que a taxa de juros natural seria aquela que equilibraria os níveis de poupança e investimento, enquanto que a taxa de juros natural de mercado criaria perturbações no nível de preços.

³ Seguindo o Wicksell, será conveniente chamar a taxa de juros que faria com que o segundo termo de nossa segunda equação fundamental seja zero a taxa natural de juros e a taxa que realmente prevalece a taxa de juros do mercado. Assim, a taxa natural de juros é a taxa em que a economia e o valor do investimento são exatamente equilibrados, de modo que o nível de preço da produção como um todo (π) corresponde exatamente à taxa de juros dos ganhos eficientes dos fatores de produção. Toda a saída da taxa de mercado do natural tende, por outro lado, a criar uma perturbação do nível de preços ao fazer com que o segundo termo da segunda equação fundamental se afaste de zero.

Em minha obra *Treatise on Money* defini o que pretendia ser uma taxa de juros de natureza única, a que chamei de taxa natural de juros - isto é, aquela que na terminologia de meu *Treatise* mantinha a igualdade entre o montante de poupança (segundo a definição ali adotada) e o montante do investimento. Pensei assim desenvolver e esclarecer a noção de “taxa natural de juros” de Wicksell que, segundo ele, era a que conservaria a estabilidade de um certo nível de preços não muito bem definida [...]. Tinha eu, contudo, ignorado o fato de que, segundo esta definição, há em cada sociedade uma taxa de juros diferente para cada volume teórico de emprego hipotético. E para ele a mesma é “natural” no sentido de que o sistema estará em equilíbrio com esse nível de taxa de juros e esse volume de emprego. Foi, portanto, um erro falar da taxa natural de juros ou sugerir que anterior definição lhe daria um valor único independente do volume de emprego. Eu não compreendia então que, em certas circunstâncias, o sistema pode estar em equilíbrio abaixo do pleno emprego. (KEYNES, 1982, p. 189).

Após as considerações teóricas da crítica pós-keynesiana, faz-se necessário analisar as críticas ao NCM do ponto de vista empírico. Sicsú (2003), Arestis e Sawyer (2003) e Modenesi (2005) evidenciam que não há correlação entre a adoção do RMI e a queda efetiva da inflação. Ou seja, não há qualquer evidência prática de que a utilização do RMI foi o grande responsável pelas quedas das taxas de inflação pelo mundo.

Modenesi (2005) mostra claramente que países que não adotaram o RMI tiveram êxito no controle inflacionário e que essa queda generalizada das taxas de inflação começou a partir da década de 1990, tendo um padrão estável ao longo das duas décadas seguintes. Utilizando o mesmo argumento, a hipótese de que os bancos centrais independentes determinam uma taxa de inflação menor é feita *ad hoc*. Além disso, critica-se os indicadores de independência dos bancos centrais propostos. Carvalho (1995) e Mendonça (2001a; 2016) mostram que os indicadores criados são muito subjetivos e que não daria para comparar, com os dados públicos existentes, o quão independente são os bancos centrais.

Arestis (2009) apresenta argumentos que surgiram da avaliação da estrutura do NCM e da política de metas de inflação implementada em vários países, criticando este modelo. Entre esses argumentos estão:

- a) baixa inflação e estabilidade de preços nem sempre levam a estabilidade econômica;
- b) a taxa de câmbio é pouco evidenciada nas políticas econômicas;
- c) não há evidências suficientes de que a Curva de Phillips seja vertical no longo prazo⁴;
- d) não há provas de que a NAIRU não é afetada pelas políticas econômicas, pela demanda agregada e pela existência de mercados de trabalho flexíveis;

⁴ Países que operam com baixíssimos níveis de inflação (como por exemplo, o Japão) apresentariam uma Curva de Phillips negativamente inclinada, evidenciando um *trade-off* entre inflação e desemprego. Ver Hughes-Hallet (2000) e Holden (2004).

- e) países que não adotaram o RMI têm obtido bons resultados no controle inflacionário, tanto quanto aqueles países que adotaram o referido Regime;
- f) não há evidências empíricas que uma política fiscal contracionista realmente afete o nível de preços;
- g) não se tem evidências de que as proposições teóricas do NCM sejam validadas pela evidência empírica disponível; e
- h) o RMI é eficiente para combater inflações de demanda, mas não a inflação de custos.

No que diz respeito ao primeiro argumento, Arestis e Angeriz (2007; 2008) mostram que o modelo do NCM é caracterizado por uma política monetária na qual a taxa de juros é o instrumento básico, mas o mercado monetário e as instituições financeiras geralmente não são mencionados e muito menos modelados. Ou seja, os modelos de política monetária ignoram completamente o fato de existir um mercado bancário, com capacidade de criação de moeda e um mercado financeiro. Esse ‘*Black Hole*’ no modelo gera distorções de caráter monetário, implicando em estimações equivocadas, principalmente nos países emergentes.

Outra observação importante a ser feita ainda sobre o mercado monetário é a de como os saldos monetários reais entram na primeira equação. Isso por que a utilidade marginal do consumo depende diretamente dos saldos monetários reais, que não é compreendida pelo modelo em questão.

Ainda na mesma linha de raciocínio anterior, o aspecto central da teoria de Keynes e dos pós-keynesianos é a não neutralidade da moeda, isto é, a política monetária tem um efeito persistente sobre as variáveis reais da economia. Araujo (2013) evidencia a ideia por trás da não neutralidade da moeda que pode ser descrita da seguinte forma:

[...] em uma economia empresarial, os indivíduos, em determinadas situações, preferem reter moeda ao invés de demandar por ativos reprodutíveis, resultando em uma diminuição do nível de atividade econômica. Em outras palavras, a moeda, devido a alguns atributos peculiares (leia-se elevado prêmio de liquidez), torna-se especialmente atraente em certas conjunturas, o que leva a uma realocação da riqueza na direção dos ativos líquidos e uma transferência da circulação industrial para a circulação financeira (ARAUJO, 2013, p. 08).

Ainda o mesmo autor destaca três características inerentes a uma economia monetária de produção, sendo elas:

- a) as decisões dos empresários de investir e produzir são orientadas, principalmente, pela obtenção de lucros na forma monetária. Portanto, a moeda apresenta papel

fundamental neste tipo de economia, a de constituir a variável chave do agente mais importante da economia, a firma;

- b) os agentes adotam decisões em um ambiente de incerteza, ou seja, em um mundo não ergódico, onde não há possibilidades probabilísticas confiáveis, os agentes baseiam suas expectativas numa base de dados muito frágil, sendo forçados a se utilizar do *animal spirits*, como destacado por Keynes (1982); e
- c) os processos produtivos e de troca são organizados e orientados segundo uma rede ampla de contratos monetários, divididos em dois tipos: os contratos à vista e os contratos futuros. No caso da economia, o importante são os contratos futuros, uma vez que eles atenuam e permitem a socialização das incertezas sobre o processo produtivo, como também permitem um controle maior dos custos por parte dos empresários.

No que diz respeito ao segundo argumento, Arestis e Angeriz (2007) evidenciam que a política cambial não é levada em conta no modelo do NCM. As equações tratam tanto do câmbio real e nominal (equações 1.4 e 1.6) e do saldo em transações correntes (1.5), mas não existe uma preocupação no NCM quanto a uma política cambial pré-definida, sendo que o câmbio flutuante é o recomendado pelo NCM.

Isso quer dizer que o câmbio é uma variável presente no modelo, mas que não é fundamental para determinar taxas de juros e inflação. Contudo, Araújo e Modenesi (2010) e Modenesi e Araújo (2013) evidenciam que na economia brasileira mudanças no câmbio tiveram importantes efeitos na inflação e, conseqüentemente, na política monetária como um todo.

Quanto ao terceiro argumento, Hughes-Hallet (2000) e Jucelius (2008) alertam para o fato de que não há evidências empíricas suficientes para afirmar que no longo prazo a Curva de Phillips é vertical. A Curva de Phillips é historicamente tema de debates entre os economistas que lidam com economia monetária, porque há basicamente duas correntes teóricas acerca dela:

- a) a primeira afirma que a Curva de Phillips é vertical no longo prazo, de forma que mudanças de curto prazo por quaisquer motivos, geram inflação (FRIEDMAN, 1968; 1977); e
- b) a segunda defende que não há evidências concretas de que a Curva de Phillips seja vertical, quando se opera com baixos níveis de inflação (HUGHES-HALLET, 2000; JUCELIUS, 2008).

Como não há evidências empíricas de que a Curva de Phillips seja vertical no longo prazo, mudanças de oferta de moeda podem influenciar variáveis reais. E é esse estudo que Jucelius (2008) realizou, evidenciando que, com os dados existentes para os Estados Unidos e para a Zona do Euro, mudanças em variáveis nominais (como moeda) impactam variáveis reais (como é o caso do produto de uma economia).

Para a quarta crítica, Arestis, Baddeley e Sawyer (2007) e Arestis e Sawyer (2008a) discutem sobre o impacto da taxa de desemprego na inflação. Para estes autores, mudanças na demanda agregada e nos mercados de trabalhos, ditos flexíveis, tendem a impactar o nível de emprego. Por exemplo, uma política fiscal expansionista (via renúncia fiscal e/ou aumentos dos gastos) tende a expandir a demanda agregada e, com a existência de mercados de trabalhos flexíveis, o nível de desemprego tende a diminuir.

Essa mudança do nível de desemprego via uma política fiscal expansionista foi verificada pelos autores para nove países da União Europeia. Ou seja, uma mudança na demanda agregada teve impacto significativo no nível de emprego em países com mercados de trabalhos ditos flexíveis. Nos países que têm mercado de trabalho rígido, tal efeito não se verifica e, como resposta a esses países, uma maior flexibilização das leis trabalhistas seria uma saída para a diminuição do desemprego.

No quinto argumento, discutido no início desta seção, Arestis e Angeriz (2007; 2008) e Arestis, Ferrari Filho e Paula (2007; 2011) evidenciam que o RMI foi efetivo no sentido do controle inflacionário, inclusive no Brasil. No entanto, há um fato curioso de que os países que não utilizam tal regime monetário também estão tendo sucesso no controle inflacionário. No mundo todo, a inflação se desacelerou no início da década de 1990. Isso significa que parte do sucesso do controle inflacionário não está relacionada ao regime monetário em si, mas por outras questões, como a queda generalizada dos níveis de preços em todo o mundo e aumento de produtividade.

Quanto à sexta crítica, Arestis e Angeriz (2009) discutem o fato de que a política monetária envolve basicamente a manipulação da taxa de juros do banco central para alcançar o seu objetivo principal, que na maioria das vezes, é a taxa de inflação. Além disso, mudanças na política fiscal são lentas quando comparadas com mudanças na política monetária, fazendo com que a primeira política seja eficiente para a estabilização do produto.

Os autores realizaram um estudo para a Zona do Euro, EUA e Reino Unido, no qual o objetivo era medir a sensibilidade da inflação a mudanças na taxa de juros e se essas

mudanças impactariam nas variáveis reais. Como resultado, destacam os dois interessantes aspectos do estudo:

- a) os resultados empíricos obtidos apontam para um efeito relativamente fraco das alterações da taxa de juros sobre a inflação; e
- b) a política monetária pode ter efeitos de longo prazo sobre variáveis reais, como o PIB. Assim, a política fiscal, ao contrário do que prega a corrente vigente, pode impactar fortemente a economia segundo os resultados empíricos obtidos, tendo um papel importante e relevante na elaboração da política econômica.

Nessa mesma linha, Hein e Truger (2008) e Hein e Schoder (2011) abordam o *mix* de políticas fiscal e monetária, com a mesma ênfase da crítica ao modelo do NCM, comparando os quadros de França, Alemanha, Inglaterra e Suécia. Os autores chegaram a resultados semelhantes ao de Arestis e Angeriz (2009) e concluem que não há evidências de que a política monetária expansionista impacta positivamente a inflação e conjuntamente com a política fiscal contracionista impacta negativamente a inflação.

Dando continuidade às argumentações, Arestis e Sawyer (2004; 2008a; 2008b) afirmam que não há evidências suficientes que comprovem que as proposições teóricas do NCM sejam validadas por evidências empíricas. Tudo o que foi discutido até agora nesta sessão comprovam a sétima crítica pós-keynesiana, demonstrando que grande parte das proposições teóricas do NCM não são válidas na realidade, uma vez que não há evidências empíricas concretas corroborando as proposições.

Por último, Arestis e Sawyer (2009) argumentam que a política do RMI tem como pretensão atacar apenas problemas inflacionários de demanda e não aqueles puxados pelos outros tipos de inflação (conforme será discutido com mais detalhes posteriormente). Essa limitação, como mostram Sicsú (2003) e Modenesi (2005), força a autoridade monetária a usar excessivamente um único instrumento de política monetária no controle inflacionário, prejudicando, principalmente, o desempenho econômico.

Todos os aspectos apresentados anteriormente se tornaram latentes na crise de 2008, quando o receituário de medidas adotadas pelo NCM, de austeridade fiscal e controle monetário rígido, não funcionaram adequadamente, forçando mudanças drásticas na condução das políticas econômicas, principalmente no tocante à política monetária.

A política fiscal não é objeto de nossa tese e por isso não serão discutidas suas formas e como a condução dela impacta na economia. O foco em questão é a política monetária, e a crise de 2008, que revelou aspectos interessantes, como o aumento dos gastos público e uma

queda generalizada dos níveis das taxas de juros. Esses aspectos serão discutidos no segundo ensaio.

Feitas todas as considerações sobre as principais críticas ao NCM e, conseqüentemente, ao RMI, torna-se necessário uma análise dos canais de transmissão da política monetária. Esse detalhamento é necessário uma vez que a política monetária tem substancial importância para os formuladores de política, além de ser um aspecto importante para os regimes macroeconômicos. A seção seguinte abordará os mecanismos de transmissão da política monetária utilizados no RMI e quais desses mecanismos têm efeito maior sobre a economia brasileira.

2.3 ANÁLISE DA POLÍTICA MONETÁRIA PÓS-CRISE FINANCEIRA DE 2008

Após a CFI, percebe-se uma mudança na discussão da condução da política monetária. No meio acadêmico, alguns autores começaram a incorporar em suas análises os impactos e desdobramentos que a integração financeira pode causar na política monetária. Entretanto, essa análise incorporada vem sendo discutida desde meados dos anos 2000 e ganhou força após a CFI.

O primeiro a discutir o tema foi Rajan (2006), um analista do Fundo Monetário Internacional (FMI), o qual tenta demonstrar que os mercados financeiros tiveram significativos avanços a partir de 2000 e que a tecnologia e a *internet* propiciaram incentivos, tanto positivos quanto negativos, de acesso ao crédito e de mitigação de riscos. Pelo aspecto positivo, o autor comenta que famílias e empresas puderam, com o avanço tecnológico, obter outras formas de financiamento.

Por outro lado, e este sendo o lado mais obscuro desse avanço, as formas e a proliferação dos meios de mitigação de riscos, aliado à interligação dos mercados financeiros globais, elevaram consideravelmente os riscos de tomadores e de emprestadores. Para o autor, uma abordagem ativa de gerenciamento de riscos por meio de regulação financeira levaria a uma operação judiciosa da política monetária e das medidas macroprudenciais.

Seguindo essa mesma linha, Adrian e Shin (2008) mostram que há um movimento conjunto entre alavancagem e preços dos ativos, sendo que a CFI acentuou esse movimento. Eles demonstram que há um aumento da alavancagem dos intermediários financeiros com o aumento dos preços dos ativos, e uma brusca diminuição desta alavancagem quando há quedas, ampliando as flutuações do ciclo financeiro.

Além disso, os autores demonstram que há uma forte correlação entre o crescimento do balanço e flexibilização dos intermediários financeiros e o aperto da política monetária. Isso quer dizer que, quando há um afrouxamento da política monetária, com diminuição das taxas de juros, há um aumento da liquidez e um aumento da alavancagem por parte dos intermediários financeiros. Contudo, quando há uma contração monetária, com aumentos da taxa de juros, há uma redução drástica da liquidez e uma consequente diminuição da alavancagem.

Em 2011, foi elaborado um documento pelo *Committee on International Economics Policy and Reform*⁵ intitulado “*Rethinking Central Banking*” (2011) que teve por objetivo analisar e repensar as mudanças no sistema bancário, em face das lições aprendidas com os impactos da CFI. O documento explicita que até antes da crise, os RMIs tiveram sua “era de ouro”, e que, a adoção de metas de inflação (oficialmente, por meio do RMI, ou mesmo extraoficialmente, com regimes monetários mistos), virou regra entre os bancos centrais. Contudo, com a CFI, os arranjos institucionais até então vigentes não foram capazes de amortecer os efeitos da referida Crise e nem de resolve-los.

Isso se deve em grande parte à rigidez de alguns arranjos institucionais adotados por certos países e, mesmo havendo flexibilidade desses arranjos, as repostas para a crise foram insuficientes. Dessa forma, o Documento recomenda primeiramente que o RMI seja flexibilizado nos países em que ele é mais rígido, além de recomendar que os bancos centrais “[...] devem ir além de sua ênfase tradicional na baixa inflação para adotar uma meta explícita de estabilidade financeira⁶” (EICHENGREEN *et al.*, 2011, tradução nossa).

Ademais, o documento recomenda uma série de ações e mecanismos que são resumidos a seguir:

- a) as ferramentas macroprudenciais deveriam ser usadas de maneira conjunta com a política monetária de forma a perseguir a estabilidade financeira e também a inflação baixa, encorajando os bancos centrais dos países grandes⁷ a internalizarem os efeitos de suas políticas monetárias;
- b) a criação de um Comitê Internacional de Política Monetária, composto pelos principais presidentes dos bancos centrais, com o objetivo de estipular diretrizes e parâmetros para a condução da política monetária no mundo, e da coordenação com

⁵ Este documento teve a participação de Barry Eichengreen, Armínio Fraga, Carmen Reinhart, Hélène Rey, Dani Rodrik, Kenneth Rogoff, entre outros.

⁶ [...] (that central banks) should go beyond their traditional emphasis on low inflation to adopt an explicit goal of financial stability.

⁷ Países em que suas moedas são facilmente aceitas internacionalmente como EUA, países da zona do EURO e Japão.

outras políticas econômicas, como a fiscal e a cambial, em especial essa última, como forma de reduzir vulnerabilidades externas nos países em desenvolvimento; e c) a regulamentação do setor financeiro, de forma a evitar flutuações bruscas e crises como as presenciadas em 2008.

Borio e Shu (2012) mostram que a política monetária e seus canais de transmissão usuais foram amplamente estudados e debatidos. Entretanto, um canal, que na visão dos autores, teve sua análise negligenciada é o “canal de controle de risco”. Os autores desenvolvem conceitualmente esse “novo” canal de transmissão da política monetária e discutem seu vínculo com a liquidez dos mercados e a sua interação com as funções de reação da política monetária.

Eles concluem que há evidências para se acreditar que os impactos deste canal são multifacetados. À medida que uma maior percepção do risco tem impactado o funcionamento do sistema financeiro e da macroeconomia, esse mesmo risco pode vir a influenciar as decisões da política monetária. Isso ocorre, em grande medida, porque esse canal de transmissão teria o papel de medir, gerir e precificar o risco tomado pelos agentes financeiros, fazendo com que a percepção ao risco viesse a ser incorporada na condução da política monetária, sem se descuidar dos outros canais de transmissão.

Bekaert, Hoerova e Duca (2013) foram os primeiros pesquisadores a mensurar de maneira empírica a influência da volatilidade, a incerteza e a política monetária utilizando um modelo de Vetores Autorregressivos Estruturais (SVAR). O resultado encontrado por eles foi que tanto a volatilidade dos mercados quanto a incerteza afetam de maneira expressiva a condução da política monetária.

Por sua vez, a política monetária afeta as percepções dos agentes econômicos com relação à volatilidade e à incerteza, retroalimentando a condução da política monetária. Isso provocaria uma potencialização dos efeitos de aumento e de depressão dos ciclos financeiros, gerando crises e efeitos deletérios causados pelo aumento da magnitude da política monetária.

Rey (2015) evidencia a importância de se analisar a política monetária de maneira conjunta com o sistema financeiro. Segundo a autora, há um Ciclo Financeiro Global nos fluxos de capitais, nos preços dos ativos e no desenvolvimento do crédito. Para ela, esse ciclo é acompanhado pelo VIX, uma medida de aversão ao risco nos mercados e a incerteza.

Ainda segundo a autora, um dos determinantes deste Ciclo é a política monetária nos países centrais, sendo que, o capital se move livremente (sem qualquer forma de controle de capitais) nos países em desenvolvimento fazendo com que esse ciclo restrinja a efetividade

das políticas monetárias nacionais, independentemente do regime cambial adotado. Dessa forma, a autora argumenta que as políticas adotadas estão atreladas, tal que somente é possível ter uma política monetária independente, se e somente se, houver controle de capitais.

Isso ocorre porque a flutuação gerada pelo ciclo financeiro impacta os mercados de ativos e a intermediação financeira, elevando os custos inerentes a isso. Como receituário de política, a autora recomenda que sejam adotados 4 recomendações:

- a) controle direcionado de capitais;
- b) o Banco Central Norte Americano (FED), assim como outros grandes bancos centrais devem agir na fonte do ciclo financeiro;
- c) agir sobre os canais de transmissão de forma cíclica, limitando a evolução descontrolada do crédito e a alavancagem durante a expansão do ciclo, utilizando medidas macroprudenciais⁸; e
- d) atuar, estruturalmente, nos canais de transmissão, limitando a alavancagem financeira dos intermediários deste mercado.

O trabalho de Romer (2016) é uma crítica ao que o estudo da macroeconomia se tornou, afirmando que essa ciência retrocedeu em mais de três décadas, e que nos dias atuais os economistas têm mais perguntas do que respostas. O foco da crítica reside no fato que os modelos macroeconômicos atuais (os modelos DSGE⁹) não captam de maneira eficiente os efeitos que o mercado financeiro tem na economia, e que isso teria fortes impactos nas previsões e na condução das políticas econômicas, como a monetária.

Isto é, a macroeconomia tornou-se matematicamente complexa, rica de detalhes, equações e variáveis, mas totalmente descolada da realidade. Tal fato fez o autor relembrar uma lista elaborada pelo físico Lee Smolin (2007), cuja argumentação reside na alienação por parte dos físicos formuladores da Teoria das Cordas, na parte da física de partículas, que seria a ciência que explicaria tudo de maneira definitiva e essas características seriam:

- i) tremendous self-confidence; ii) an unusually monolithic community; iii) a sense of identification with the group akin to identification with a religious faith or political platform; iv) a strong sense of the boundary between the group and other experts; v) a disregard for and disinterest in ideas, opinions, and work of experts who are not part of the group; vi) a tendency to interpret evidence optimistically, to believe exaggerated or incomplete statements of results, and to disregard the possibility that

⁸ Segundo Prates e Cunha (2012) medidas macroprudenciais são aquelas que as autoridades adotam de forma a combater grandes flutuações, como racionamento de crédito, controle de capitais etc.

⁹ Dynamic Stochastic General Equilibrium, ou seja, Modelo de Equilíbrio Geral Dinâmico e Estocástico.

the theory might be wrong; and vii) a lack of appreciation for the extent to which a research program ought to involve risk. (ROMER, 2016, p. 15).

Essa lista, segundo Romer (2016), enquadra-se perfeitamente na maioria dos teóricos macroeconomistas do *mainstream* que se tornaram *experts* em modelos matemáticos complexos, mas vivem totalmente descolados da realidade.

Por fim, o trabalho de Resende (2017) aborda a temática da política monetária e a ortodoxia. À primeira vista, parece ser um trabalho que justifique os deslizes do *mainstream*, mas com o passar da leitura há diversas surpresas. O autor, ao elaborar uma extensa análise histórica desde a formação do pensamento econômico ortodoxo (Eugênio Gudín e Roberto Simonsen) no Brasil até o período atual, segue a mesma linha (de maneira mais moderada, deve-se admitir) que Romer (2016), ou seja, critica os rumos que o estudo da macroeconomia brasileira contemporânea tomou. Segundo Resende (2017), os macroeconomistas atuais apegaram-se aos modelos matemáticos e às expectativas ditas racionais, mas se esqueceram de elucidar questões que nunca foram solucionados, como a questão da moeda e seus impactos na economia, assim como a questão da análise (ou mais precisamente, a falta dela) do sistema financeiro nos modelos DSGE.

As conclusões são parecidas com as de Romer (2016), de que a macroeconomia atual, principalmente as questões relacionadas à política monetária, ainda não foram totalmente resolvidas e há um descolamento entre a teoria proposta com a realidade, que parece ser dura e cruel para o autor.

Feitas as devidas considerações acerca da discussão teórica após a CFI, passa-se para a análise e discussão do mercado financeiro, em especial o Ciclo Financeiro Global (CFG) e os impactos sobre a política monetária, principalmente sobre o RMI.

2.4 O CFG E SEUS IMPACTOS SOBRE A POLÍTICA MONETÁRIA

Com a erupção da CFI, a política monetária expansionista e não convencional por parte dos Estados Unidos fortaleceu a discussão acerca do CFG e seus desdobramentos nos países que não possuem moeda conversível de fato, mas, simplesmente, absorvem a dinâmica do Ciclo. Destaca-se também que a literatura recente sobre o CFG remonta à preocupação de Minsky e Kaufman (2008) e Minsky (1991) com a forma pela qual a interação entre as unidades produtivas, ligadas por compromissos de pagamento em um ambiente institucional específico, leva à evolução dos perfis de financiamento entre *hedge*, especulativo e Ponzi.

Os trabalhos recentes no âmbito do Banco de Compensações Internacionais (BIS) partem da reflexão acerca do CFG para encarar os desafios e desdobramentos apresentados pela CFI. Nesse sentido, BIS (2014) e Borio (2014a) conceituam o CFG enquanto interações, mutuamente reforçadas, entre percepções sobre valor e risco, atitudes frente ao risco e constrangimentos financeiros. Destacam-se quatro características do referido Ciclo:

- a) uma duração mais longa do que o ciclo de negócios;
- b) a coincidência dos picos deste com crises bancárias;
- c) a sincronização entre as economias, devido à mobilidade de capitais e ao papel do dólar; e
- d) a resposta ao ambiente macroeconômico e ao regime de política econômica, de modo que a liberalização financeira e o NCM elevaram a amplitude e a duração do ciclo.

Em termos empíricos, a mensuração do ciclo financeiro (doméstico ou global) pode ser feita a partir de diversas variáveis, sendo que o menor conjunto destas é composto pelo crescimento real do crédito, pela razão entre crédito e produto nominal e pelo crescimento real do preço dos imóveis. Os dois primeiros são uma *proxy* do grau de alavancagem, enquanto o último mede as garantias disponíveis. Dessa forma, a fase ascendente do ciclo é caracterizada pela expansão nessas dimensões. Trabalhos mais empíricos – como o de Nier, Sedik e Mondino. (2014), Pasricha *et al.* (2015) e Rey (2013) – utilizam o indicador de volatilidade do mercado financeiro global (VIX), calculado pelo CBOE (*Chicago Board Options Exchange Market*). Um nível baixo do VIX caracteriza momentos de ascensão do CFG.

A abordagem baseada no CFG traz argumentos relevantes para a compreensão dos processos que levaram e decorreram da CFI. O primeiro deles é fruto da contribuição de Borio (2014b) e Borio *et al.* (2014) referente à fonte dos desequilíbrios no sistema financeiro e monetário internacional. Para os autores, a principal origem da instabilidade financeira seria a excessiva elasticidade desse sistema, materializada no fato de que a própria gestação de um período de ascensão cíclica leva a interações entre regimes institucionais e comportamentos dos agentes, as quais se reforçam mutuamente no sentido de aprofundar a trajetória expansiva, ampliando as vulnerabilidades nos setores financeiro e real da economia.

Segundo Borio (2014b), a gestação de *booms* financeiros, que precede processos como a CFI, passa por diversos elementos, tais como:

- a) o caráter pró-cíclico e volátil das percepções de valor e risco por parte dos agentes, de modo que uma menor percepção de risco valida a valorização dos ativos, encorajando ainda mais a tomada de risco;

- b) os incentivos inadequados aos agentes, reforçando o foco no curto prazo e problemas de coordenação e de agente-principal;
- c) os mecanismos de reforço mútuo, como é o caso da interação entre a queda do risco percebido e o incentivo a tomar mais risco, dado que se observa um aumento concomitante no acesso a fontes externas de financiamento e na liquidez dos ativos; e
- d) a ausência de constrangimentos institucionais à expansão, caso do regime atual de política econômica que combina sistemas financeiros liberalizados (na dimensão externa e interna) e políticas monetárias concentradas unicamente no controle da inflação de curto prazo.

Outro elemento importante é a forma pela qual os ciclos financeiros domésticos relacionam-se, confirmando um CFG. BIS (2014) e Borio (2014a) concentram-se em dois pontos:

- a) a reação imediata dos países avançados (principalmente, EUA) à CFI, bem como os limites das ações empreendidas; e
- b) o impacto de tais medidas sobre os ciclos financeiros domésticos ao redor do mundo e a possibilidade de novos problemas.

Nesse sentido, tais trabalhos reconhecem a centralidade das decisões estadunidenses na conformação do ciclo global e no condicionamento dos ciclos ao redor do mundo; todavia, as análises têm um foco mais pragmático, priorizando a reflexão sobre a combinação mais adequada de políticas para países em estágios diversos do ciclo financeiro doméstico – tópico de interesse da próxima seção. Rey (2013) sublinha a existência de um ciclo global, que hierarquiza e conecta os nacionais, em que a política monetária estadunidense cumpre um papel protagonista na determinação dos ciclos globais, influenciando o volume e a direção dos fluxos brutos de capital.

Do trabalho da autora francesa é possível depreender duas reflexões importantes. A primeira delas é que as condições monetárias estadunidenses são transmitidas através dos fluxos globais de capitais, condicionando um CFG que, obviamente, não é alinhado com condições macroeconômicas específicas dos países. Devido a isso, é possível afirmar que há um dilema (e não, um trilema) na macroeconomia aberta, não sendo possível a combinação de livre mobilidade de capitais e autonomia da política monetária. A segunda diz respeito ao

nexo entre as conclusões de Rey (2013) e os argumentos de Cohen (2013) acerca do poder no sistema financeiro e monetário internacional.

Nesse sentido, o tratamento do CFG pela autora evidencia as duas dimensões do poder do dólar na hierarquia de moedas¹⁰:

- a) o da autonomia, dado que pode reduzir ou postergar os custos do ajuste por meio de decisões referente à taxa de juros, as quais afetam a taxa de câmbio e, portanto, a competitividade das exportações e o montante da dívida externa (denominada na moeda doméstica); e
- b) a da influência, pois a política monetária estadunidense dita o ritmo do CFG e dos fluxos de capitais, limitando os graus de liberdade da política econômica dos países emergentes e em desenvolvimento, as quais, na ausência de políticas defensivas que mitiguem a pressão externa, não têm como evitar a ascensão do ciclo financeiro doméstico.

Isso ocorre porque, de um lado, a manutenção de uma taxa mais elevada de juros voltada para o desaquecimento da expansão doméstica da oferta de crédito leva à valorização cambial e ao influxo excessivo de capitais (repondo o aquecimento do crédito via financiamento externo), enquanto, por outro lado, a redução da taxa de juros, com o objetivo de evitar tais problemas, sanciona a ampliação do crédito interno e corrobora para a perda de autonomia da política monetária.

Tais estudos a respeito do CFG colocam um tema para discussão no que tange aos limites do RMI, principalmente no caso de economias emergentes e sem moeda conversível como a brasileira. Assim, em períodos de ascensão cíclica, o influxo de capitais para países emergentes e em desenvolvimento favorece a sobrevalorização cambial, facilitando o controle da inflação e o cumprimento das metas. Todavia, em períodos de reversão, a brusca desvalorização cambial tende a gerar pressões inflacionárias a despeito de qualquer política monetária contracionista.

Dessa maneira, a literatura sobre CFG lança luz sobre duas fragilidades do RMI. Em primeiro lugar, é possível que sua efetividade esteja relacionada a fatores externos à economia em questão. Adicionalmente, o foco no controle à inflação como principal objetivo da política econômica oculta outros problemas como a sobrevalorização cambial, o desequilíbrio na

¹⁰ Basicamente haveria uma hierarquia entre as moedas no mundo, em que haveria moedas de ampla aceitação internacional (como o Dólar americano, o EURO e o Iene) e moedas que não são amplamente aceitas (conversíveis) como é o caso do Real brasileiro. Para maiores informações, ver: Cohen (1998; 2013), De Conti, Biancarelli e Rossi (2013), De Paula, Fritz e Prates (2014).

conta corrente e o influxo excessivo de capitais de curto prazo, os quais aprofundam a fragilidade financeira mesmo em um contexto de inflação baixa.

2.5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Percebe-se por meio da análise teórica que o RMI atende aos preceitos básicos da macroeconomia atual. Contudo, o arcabouço teórico por trás do RMI sofre diversas críticas, principalmente da corrente teórica pós-keynesiana. As principais críticas recaem sobre o baixo crescimento econômico dos países que adotam o RMI, a falta de atenção por parte da autoridade monetária em relação a taxa de câmbio, que impacta diretamente a eficiência do RMI. Ademais, as evidências empíricas apontam para resultados ambíguos, uma vez que, a adoção do RMI não é conferida ao país que o adota, inflação baixa e estável, como será mostrado, no próximo ensaio, com a análise de alguns países selecionados.

Essa preocupação com a política monetária sob RMI toma contornos diferentes com o CFI deflagrada em 2008, em que tanto a teoria, quanto a prática dos BCs, não são capazes de responder com eficiência as necessidades econômicas dos países que o adotam. Há claramente um descolamento teórico, com a realidade prática, que muda a maneira de ver a macroeconomia como ciência.

Ademais, quando se relaciona a política monetária com a integração financeira, a análise torna-se mais complexa. A integração financeira teria efeitos indesejados, principalmente pelos países que adotam o RMI, por trazer instabilidade econômica e dificultando a condução da política monetária, seja via taxa de câmbio, seja por instabilidade nos mercados financeiros que traz consigo um efeito contágio, que enfraquece a eficiência da política monetária, impactando a economia e a sociedade como um todo.

Em vista da análise teórica feita neste ensaio, o próximo ensaio abordará o RMI do ponto de vista histórico, institucional e empírico, por meio da comparação do RMI brasileiro com outros países selecionados que também adotam o regime.

3 RMI: UMA ANÁLISE COMPARATIVA SOB AS ÓTICAS HISTÓRICA, INSTITUCIONAL E EMPÍRICA

O objetivo deste ensaio é o de analisar, comparativamente, os RMIs e seus arcabouços institucionais adotados pelos países selecionados, evidenciando as principais diferenças entre eles. Inicialmente, é importante mencionar que a elaboração da amostra dos 13 países que adotam o RMI foi baseada nos seguintes critérios: países desenvolvidos (Austrália, Canadá e Reino Unido), longevidade da adoção do RMI (Austrália, Canadá, Chile, Nova Zelândia e Reino Unido) e países emergentes com históricos semelhantes de inflação (África do Sul, Brasil, Colômbia, Coreia do Sul, Israel, México, Peru e Turquia).

Ademais, será realizada uma avaliação do arcabouço institucional do RMI e dos arranjos adotados, evidenciando as diferenças entre cada um. Posteriormente, será realizado uma breve avaliação do comportamento das principais variáveis macroeconômicas necessárias para a avaliação do RMI de cada país, como nível de preços, taxa de juros, taxa de câmbio e nível de crescimento.

Por último, será elaborado um exercício econométrico comparativo, com base no modelo de séries temporais VEC, que busca comparar a eficiência do RMI entre os países analisados e também o impacto que a taxa de câmbio tem sobre o nível de preços para cada um desses países, seguida da avaliação desses resultados e de possíveis conclusões.

3.1 ASPECTOS INSTITUCIONAIS DO RMI DOS PAÍSES SELECIONADOS

Feita uma análise preliminar sobre as principais variáveis da política monetária nos países selecionados anteriormente, passa-se, agora, a analisar o RMI de maneira comparativa entre os países, dadas as características institucionais de cada um deles. Farhi (2007) e Hammond (2012) analisam as principais características institucionais do RMI de cada país. No primeiro trabalho, a autora realiza um estudo que compara o Brasil com outros 6 países (África do Sul, Chile, Coreia do Sul, México, Tailândia e Turquia) em termos de repasse cambial e as características dos RMIs adotados em cada um dos países, em termos de institucionalidade.

O segundo autor, analisa os aspectos institucionais dos 27 países que adotam o RMI, enfatizando aspectos de horizonte temporal para a convergência da meta, o nível da meta e quem toma a decisão das metas de inflação, além dos modelos de previsão que cada banco central usa, entre outras características. O quadro 1 a seguir sintetiza as principais

características de cada RMI para cada país selecionado, além dos níveis de inflação em taxa de juros em setembro de 2017:

Quadro 1 - Característica do RMI em cada país selecionado

Países	Autoridade monetária	Institucional	Índice de referência	Horizonte temporal da meta	Data de adoção	Instrumento de política monetária	Meta atual	Inflação set/2017	Taxa de juros set/2017
África do Sul	Banco de Reserva da África do Sul (SARF)	O governo fixa as metas após consultar o SARF	IPC cheio	12 meses contínuos	Fev./00	Taxa de recompra	3% a 6%	5,10%	6,75%
Austrália	Banco de Reservas da Austrália (RBA)	Meta fixada pelo governo e pelo RBA	IPC cheio	Médio prazo	Jun./93	Taxa de caixa (empréstimos overnight entre intermediários financeiros).	2% a 3% em média ao longo do ciclo financeiro	1,80%	1,50%
Brasil	Banco Central do Brasil (BCB)	Meta fixada pelo Conselho Monetário Nacional (COPOM), composto pelos ministros da Fazenda, do Planejamento e o Presidente do BCB	IPCA cheio	Ano calendário	Jun./99	SELIC; taxa de juros overnight	4,5%, com intervalo de +/- 2p.p.	2,54%	7,50%
Canadá	Banco do Canadá (BOC)	BOC e o governo canadense	IPC cheio. Core inflation é utilizado como guia operacional. A meta é definida em termos da taxa de variação de doze meses no IPC total.	Acordo de metas de controle de inflação estipulado pelo governo renovado por cinco anos até dezembro de 2016.	Fev./91	Taxa overnight	2%, o ponto médio da faixa de 1% -3%. Aponta para 2%, geralmente, em seis a oito quadrimestres, mas isso é flexível.	1,60%	1,00%

Países	Autoridade monetária	Institucional	Índice de referência	Horizonte temporal da meta	Data de adoção	Instrumento de política monetária	Meta atual	Inflação set/2017	Taxa de juros set/2017
Chile	Banco Central do Chile (BCC)	BCC define as metas.	IPC cheio anual	Em torno de dois anos	Informal : 1990; Formal: set./1999	Taxa de juros de política monetária (MPR) que é uma taxa interbancária overnight.	3%, com intervalo de +/- 1p.p.	1,50%	2,5%
Colômbia	Banco da República (BRC)	Um conselho de diretores (composto por sete membros: ministro da fazenda, o presidente, e cinco codiretores.	IPC cheio	Meta anual por lei. O banco central anunciou uma faixa alvo de longo prazo de 2% -4%. O impacto máximo das taxas políticas sobre a inflação é de 18 meses.	Out./99	Taxa de juros de intervenção (mas outros instrumentos também utilizados).	2011: uma faixa de 2% a 4% com o ponto médio 3% para fins legais. 2017: 3% com intervalo de +/- 1p.p.	3,97%	5,00%
Coréia do Sul	Banco da Coréia (BOK)	O BOK fixa as metas consultando o governo.	1998: IPC cheio; 2000: núcleo de inflação (exclusão dos preços dos alimentos e energia); 2007: volta do IPC cheio	3 anos	Abr./98	Taxa Base do BOK	2%, com intervalo de +/- 1%	2,01%	1,25%
Israel	Banco de Israel (BOI)	Governo em consulta ao presidente do BOI.	IPC cheio	Dentro de mais de dois anos, continuamente	Informal : 1992; Formal: jun./1997	Taxa de juros de curto prazo (transações overnight entre BIL e bancos).	Meta entre 1% a 3%	0,20%	0,10%
México	Banco do México (BM)	Conselho de governadores composto por 5 membros: um governador e quatro deputados.	IPC cheio	Médio prazo	Informal : 1999; Formal: 2001	Desde jan/2008: "tasa de fondeo bancario" (taxa interbancária overnight)	Meta de inflação multianual com meta principal de	6,37%	7,00%

Países	Autoridade monetária	Institucional	Índice de referência	Horizonte temporal da meta	Data de adoção	Instrumento de política monetária	Meta atual	Inflação set/2017	Taxa de juros set/2017
							3% +/- 1 p.p.		
Nova Zelândia	Banco de Reservas da Nova Zelândia (NZCB)	Presidente e o ministro das finanças	IPC cheio	Médio prazo	Dez./89	Taxa oficial de caixa	De a 1% a 3% em média no médio prazo.	1,90%	1,75%
Peru	Banco Central de reservas do Peru (BCRP)	A meta é aprovada por um conselho de diretores, totalizando sete, incluindo um membro do governador.	Inflação global	Em todos os momentos	Jan./02	Taxa de juros de referência	desde 2007: 2% +/- 1 p.p.	2,04%	3,25%
Reino Unido	Banco da Inglaterra (BOE)	O Governo. O objetivo é reafirmado anualmente pelo Chanceler do Tesouro na declaração orçamental anual.	O crescimento dos últimos doze meses do IPC cheio	Em todos os momentos	Out./1992. Em 1998 o Banco da Inglaterra passa a ter independência para estipular sua taxa de juros.	Taxa bancária (taxa de recompra de uma semana). Desde 2009, as compras de ativos foram usadas como um instrumento adicional.	2%	3%	0,50%
Turquia	Banco Central da República Turca (TCMB)	O Comitê de Política Monetária determina a meta de inflação juntamente com o governo de acordo com o arranjo da estratégia de política monetária.	IPC anual	Metas multianuais (três anos)	Jan./06	Taxa de leilão de recompensa de uma semana. A bandas de taxa de juros e os índices de reserva necessários, também são utilizados como instrumentos de política.	5% com intervalo de +/- 2 p.p.	12%	7,25%

Fonte: Adaptado de Farhi (2007), Hammond (2012) e Bancos Centrais de cada país¹.

¹ Bancos Centrais: SARF (2017); RBA (2017); BCB (2017a); BOC (2017); BCC (2017); BRC (2017); BOK (2017); BOE (2017); BOI (2017); BM (2017); NZCB (2017); BCRP (2017); TCMB (2017).

¹ O objetivo é um acordo entre o Ministro das Finanças e o presidente durante o mandato. A PTA também exige que o Banco de Reserva atinja, sempre que possível, outros objetivos (como evitar a volatilidade desnecessária nas taxas de juros e na produção) quando se busca a estabilidade de preços.

Com base no referido quadro 1, as características analisadas em cada país são as seguintes:

- a) quem define a meta de inflação (se o governo, o BC ou mesmo uma comissão mista previamente definida);
- b) qual o índice oficial que mede a inflação;
- c) qual o horizonte de tempo de convergência da meta de inflação;
- d) a data oficial (e extraoficial) de adoção do RMI;
- e) o instrumento de política monetária utilizado pela autoridade monetária;
- f) a meta de inflação com seus possíveis intervalos de tolerância, a depender de cada país;
- g) o nível de inflação em setembro de 2017; e
- h) o nível da taxa de juros em setembro de 2017.

O primeiro aspecto importante a ser destacado, quando se analisa o arranjo institucional do RMI, é a independência do banco central. Apenas Chile, México, Nova Zelândia e Reino Unido têm banco central independente, em termos constitucionais. Isso equivale a dizer que, independentemente de governo ou mesmo por pressão social, o banco central tem total autonomia para definir as metas de inflação.

Apenas independência constitucional do Banco Central, contudo, não define completamente um RMI. Há também a importância da independência de operacionalização do RMI, isto é, independência na utilização dos instrumentos disponíveis de política monetária por parte do banco central. Todos os países aqui analisados têm independência operacional, o que sinaliza que mesmo que não haja independência institucional, conforme supracitado, há algum aspecto de independência na condução da política monetária, podendo evitar, assim, o conhecido viés inflacionário, discutido no primeiro ensaio deste trabalho.

Outro aspecto importante a ser analisado é o de como é definido a meta de inflação. Nos países que não têm banco central independente, a definição da meta de inflação, de maneira geral, é feita ou por um conselho contendo representantes do governo e do banco central do país, ou por um conselho misto de diretores, que pode conter diferentes membros, do governo, do banco central ou mesmo algum membro externo. Esse aspecto é conhecido como *accountability* do RMI. Com exceção do Chile, todos os outros países analisados têm a

definição das metas de inflação feita pelo banco central de maneira conjunta ou consultiva ao governo, ou é o governo que define a meta.

Países como África do Sul, Austrália, Brasil, Canadá, Coréia do Sul, Israel e Turquia a definição é feita de maneira conjunta, entre o governo e o banco central. No caso de Colômbia, México e Peru, a definição ocorre por meio de um conselho diretivo, com membros do governo (Executivo e Legislativo) e outros membros, oriundos do banco central. Na Nova Zelândia é o Presidente e o ministro das finanças que determinam as metas de inflação e no Reino Unido é o governo do primeiro ministro que define a meta, sendo reafirmado anualmente pelo chanceler do tesouro nas definições anuais sobre o orçamento.

O segundo aspecto importante a se destacar é a meta de inflação utilizada. Atualmente, excluindo o Peru, todos os países utilizam o Índice de Preços ao Consumidor (IPC) cheio, sem excluir nenhum preço. O Peru utiliza um índice global de preços como medida para inflação, na qual além dos preços usualmente utilizados, se utilizam também outros índices no cálculo da inflação, como preços de imóveis e preços de títulos públicos. Outros países a se destacar são o Canadá e o Reino Unido. No caso canadense, o núcleo de inflação é utilizado como parâmetro de análise para convergência da meta. Ademais, tanto no Canadá, quanto no Reino Unido o RMI tem como base a inflação cheia dos últimos 12 meses, sendo a inflação constantemente perseguida.

Um dos pontos mais discutidos e debatidos na definição do arranjo institucional do RMI é o horizonte temporal de convergência da inflação à meta definida. Em termos de classificação, os países analisados são separados em três grupos distintos:

- a) convergência no curto prazo;
- b) no longo prazo; e
- c) prazo indefinido.

No primeiro grupo, enquadram-se o Canadá, Reino Unido e Peru, em que a meta de inflação é perseguida continuamente, sem um prazo específico para convergência da inflação à meta. A África do Sul, o Brasil e a Colômbia também têm um horizonte temporal considerado curto, pois, no caso do primeiro, a convergência se dá a cada doze meses continuamente e, nos casos brasileiro e colombiano, o horizonte temporal é o ano calendário.

No segundo grupo enquadram-se Canadá, Chile, Coréia do Sul, Israel e Turquia, em que o horizonte das metas varia de 2 a 5 anos como prazo de convergência para a meta. Por último, Austrália, México e Nova Zelândia consideram como horizontes para convergência para a meta o médio prazo, mas não especificam o que seria em tempo especificamente esse

prazo. Os bancos centrais desses países consideram de maneira implícita, por meio dos relatórios, que a convergência se dá entre dois a quatro anos. Dessa forma, pode-se considerar que esses três países, entre os analisados, são os que têm mais subjetividade no quesito horizonte de convergência para a meta.

Com relação à data de adoção do RMI, há muita variabilidade, sendo a Nova Zelândia o primeiro país a adotar o regime em 1990 e a Turquia que adotou o RMI apenas em 2006. Assim, pode-se dizer que existe uma heterogeneidade na adoção do RMI desde 1990, sendo a decisão de adoção uma característica idiossincrática de cada país e não uma imposição por parte de algum organismo multilateral, como o Fundo Monetário Internacional (FMI) (HAMMOND, 2012).

Passando para a próxima característica, todos os países analisados têm como principal instrumento da política monetária uma taxa de juros, normalmente a taxa de juros *overnight*, determinada pela autoridade monetária. Ademais, todos os países analisados têm independência para determinar e conduzir os instrumentos de política monetária, conferindo certa independência na condução da mesma.

Por último, quando se analisa de maneira comparativa a inflação e as taxas de juros de cada país ao final de 2017, percebe-se uma grande heterogeneidade. Com exceção de África do Sul, México e Turquia, todos os países apresentam inflação baixa, abaixo dos 3% a.a.². A África do Sul, o México e a Turquia convivem com inflação consideradas elevadas, quando comparadas aos outros países analisados, sendo superior a 5% no caso sul-africano e chegando a 12% no caso turco. Esta mesma análise vale para os mesmos países quando se observam as taxas de juros. Juntamente com o Brasil, esses países têm as maiores taxas de juros, entre os países analisados, sendo que a África do Sul tem uma taxa de 6,75% a.a., enquanto Brasil, México e Turquia têm taxas de juros que superam 7% a.a.

Contudo, quando se analisa o caso brasileiro isoladamente, no tocante à institucionalidade do RMI, algumas considerações devem ser feitas. Farhi (2007), Strachman (2013) e Fonseca, Peres e Araújo (2016) analisam a institucionalidade do RMI brasileiro à luz da vertente heterodoxa.

No primeiro trabalho, Farhi (2007), a autora discute de maneira comparativa o RMI brasileiro com outros casos de países em desenvolvimento, focando na questão cambial para analisar o repasse do câmbio para os preços domésticos (mecanismo pass-through) para os casos de África do Sul, Chile, Coréia do Sul, México, Tailândia e Turquia. A conclusão da

² O caso brasileiro é excepcional, pois a inflação tem um comportamento elevado, acima dos 4,5% que é a meta, mas que devido a recessão ocorrida a partir de 2015, fez com que a inflação se reduzisse até algo próximo dos 3% a.a.

autora é que o Brasil tem um RMI com um formato muito rígido, havendo pouca flexibilidade, principalmente quando há choques externos, devido à forte característica de repasse no nível de preços via câmbio.

O trabalho de Strachman (2013) tenta relacionar a formação histórica da institucionalidade do RMI brasileiro e suas consequências utilizando a abordagem da escola pós-keynesiana. O autor critica a forma como o RMI foi adotado no Brasil, principalmente nos primeiros anos de prática do regime. Segundo Strachman (2013), metas declinantes nos primeiros anos e estrutura inflexível geraram conflitos entre metas e expectativas; assim, houve desalinhamento de preços, via câmbio, bem como ocorreram impactos significativos na política fiscal, dado os aumentos crescentes na taxa de juros (STRACHMAN, 2013). Esses impactos, continua o autor, afetaram fortemente o crescimento econômico e industrial em todos os anos analisados, em grande parte devido ao elevado patamar em que foi mantida a taxa de juros, sendo esse comportamento considerada regra e não exceção. Dessa forma, o autor recomenda que RMI, institucionalmente falando, deveria ser modificado, conferindo maior flexibilidade tanto de metas, quando dos meios possíveis de persegui-las, além de considerar outros aspectos importantes, como o nível de desemprego e crescimento, quando da condução da política monetária.

Por último, o trabalho de Fonseca, Peres e Araújo (2016) busca comparar de maneira institucional e empírica o RMI brasileiro com o de outros cinco países em desenvolvimento³. Os autores encontram evidências de que, do ponto de vista institucional, o Brasil teria o RMI mais rígido e engessado entre os países analisados, e isso acarretaria forte impactos e um elevado custo econômico e social na perseguição das metas de inflação.

3.2 BREVE HISTÓRICO DO RMI NOS PAÍSES SELECIONADOS

O objetivo dessa seção é mostrar brevemente os contextos históricos que alguns países selecionados estavam passando quando adotaram o RMI. A elaboração da amostra dos 13 países que adotam o RMI foi baseada nos seguintes critérios: países desenvolvidos (Austrália, Canadá e Reino Unido), longevidade da adoção do RMI (Austrália, Canadá, Chile, Nova Zelândia e Reino Unido) e países emergentes com históricos semelhantes de inflação (África do Sul, Brasil, Colômbia, Coreia do Sul, Israel, México, Peru e Turquia). Optou-se por excluir

³ África do Sul, Chile, Colômbia, Coréia do Sul e México.

da análise os outros países que adotam o RMI⁴, ou por não terem dados (como é o caso da Tailândia), por serem países que tem um histórico conturbado tendo sua formação (e/ou emancipação política e econômica) após 1990 (como é o caso dos países do leste europeu) ou por serem países que complicam a análise comparativa por serem muitos descolados dos outros países analisados (como é o caso de Noruega e Suécia).

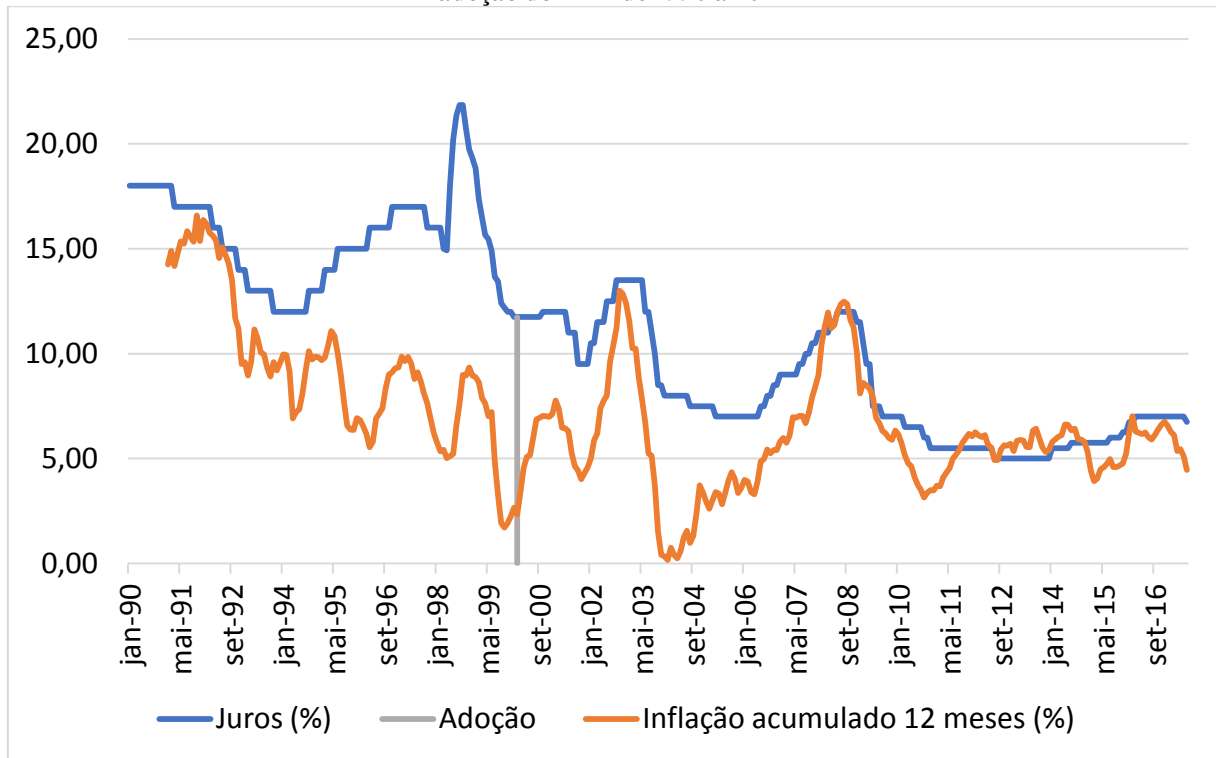
As análises dos países serão feitas em ordem alfabética de forma a facilitar o encaminhamento ao longo de todo ensaio.

3.2.1 África do Sul

A África do Sul passou por momentos de inflação elevada ao final dos anos de 1980 e início de 1990, sendo que a média deste período orbita em algo em torno de 15% ao ano (a.a.). A partir de meados da década de 1990, a inflação sofre uma forte desaceleração situando-se abaixo de dois dígitos, com um comportamento altamente volátil, sendo que as máximas chegam a 10%, e o mínimo, em torno de 5% a.a.. Em julho de 1999, a inflação atinge a mínima histórica, chegando em outubro do mesmo ano próximo de 1,7% a.a. Em fevereiro do ano seguinte, o Banco de Reserva da África do Sul (BRAS), o Banco Central sul-africano, adota o RMI, sendo que o papel de definição das metas seria do governo, após consulta ao BRAS. A figura 1 mostra o comportamento da taxa de juros e da inflação desde 1990:

⁴ Armênia, Filipinas, Gana, Guatemala, Hungria, Indonésia, Noruega, Polônia, República Tcheca, Romênia, Servia, Suécia e Tailândia.

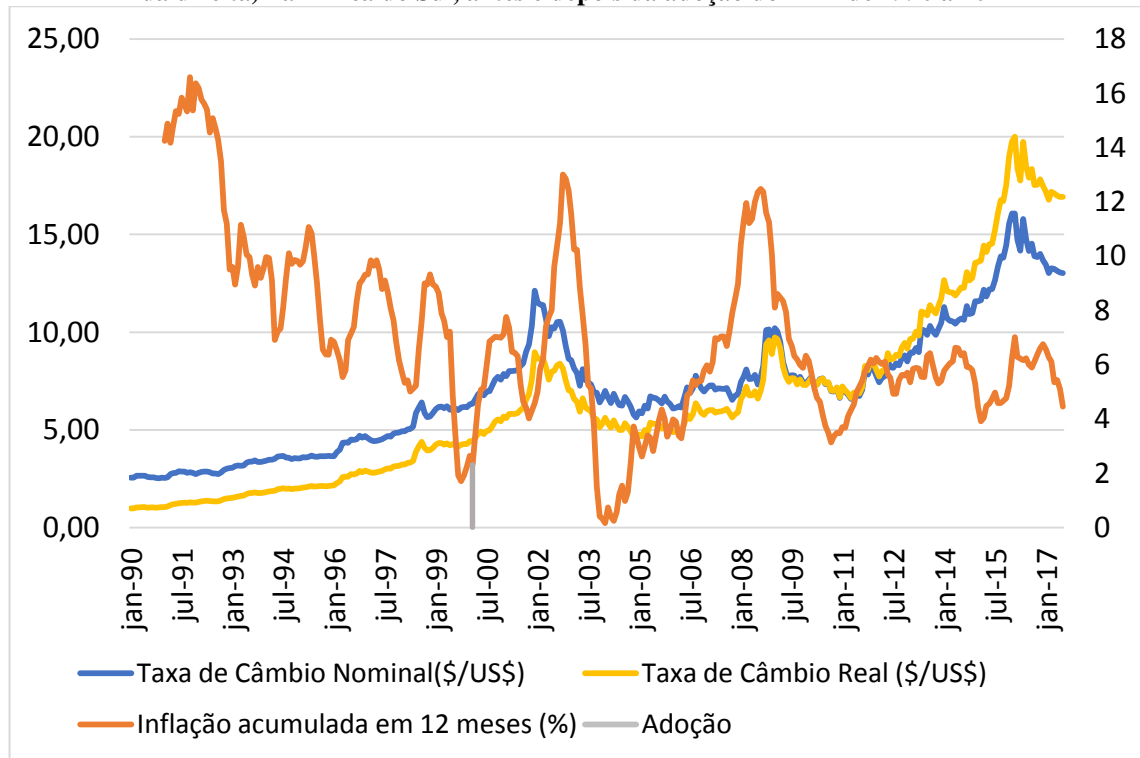
Figura 1 - Comportamento da taxa de juros e do nível de preços na África do Sul, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2017



Fonte: Adaptado de South African Reserve Bank - SARF (2017) e International Monetary Fund – IMF (2017).

Pode-se fazer duas observações ao analisar a figura anterior. A primeira diz respeito ao comportamento da inflação antes e depois da adoção do RMI. Antes da adoção, a inflação tinha um comportamento volátil, variando muito ao longo do tempo. A partir da adoção do RMI, a inflação se mostra menos volátil, mas persistente, tendo dois períodos de pico em 2002 e 2008, chegando a bater os dois dígitos. No restante do período, a inflação tem um comportamento semelhante ao da taxa de juros, passando a impressão que ambas andam de maneira conjunta. Entretanto, ao analisar a inflação de maneira conjunta com a taxa de câmbio percebe-se uma certa correlação entre elas, como mostra a figura 2, a seguir:

Figura 2 - Comportamento da taxa de câmbio real e nominal (eixo da esquerda) e do nível de preços (eixo da direita) na África do Sul, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2017



Fonte: Adaptado de SARF (2017) e IMF (2017).

Percebe-se um movimento de desvalorização cambial na década de 1990, e que a partir da adoção do RMI (início de 2000) essa se acelera, refletindo em um pico inflacionário em 2002. A partir de então há um movimento de valorização do Rand sul-africano, fazendo o câmbio se estabilizar próximo a sete R\$/US\$⁵, acompanhado de uma forte queda da inflação.

A partir de 2003, a inflação se acelera ano após ano, até culminar, em 2008, na CFG, que faz com que a inflação chegue a 12% a.a. e o câmbio se desvalorize até próximo de 10 R\$/US\$, tendo um momento de breve desvalorização, até o ano de 2011. A partir desse ano, a moeda sofre com uma desvalorização sistêmica, chegando a atingir valores próximos de 16 R\$/US\$, enquanto que a inflação se estabiliza em torno dos 6% a.a., que coincidentemente é o teto da meta estipulado pela autoridade monetária.

Em relação a taxa de câmbio real, percebe-se um movimento muito similar com a taxa de câmbio real. Contudo há de notar dois momentos distinto da taxa de câmbio real:

- a) o primeiro momento, de 1990 até 2011, quando a taxa câmbio real mostra-se abaixo da taxa de câmbio nominal, a partir de 2008 até 2011, ambas as taxas movem-se praticamente juntas; e

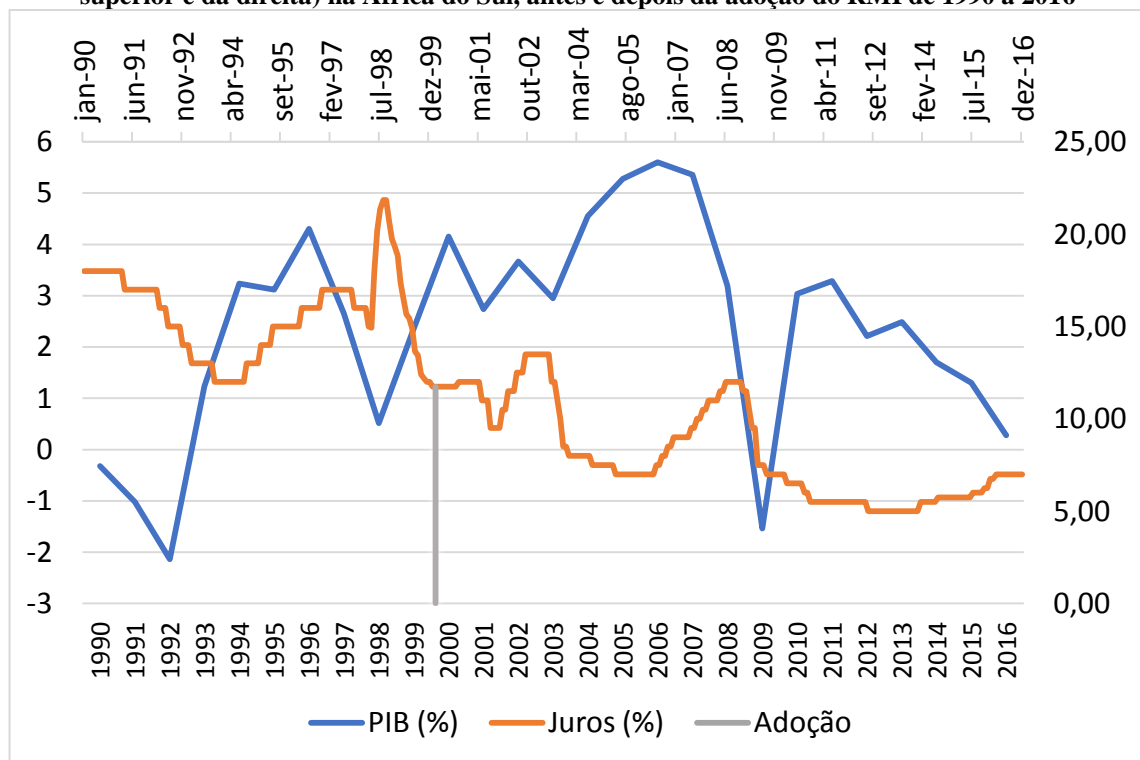
⁵ O Rand é o nome da moeda sul-africana, sendo que seu código no sistema financeiro é ZAR e seu símbolo, R\$, igual ao do Real brasileiro. Neste caso, a moeda analisada é a sul-africana e não o Real Brasileiro.

- b) o segundo momento vem a partir de 2012, quando a taxa de câmbio real mostra-se maior que a taxa de câmbio real.

A partir de 2015 percebe-se um grande descolamento da taxa de câmbio real da nominal, sendo a primeira muito mais elevada que a segunda.

Com relação ao crescimento econômico, percebe-se uma grande variação desde 1990, como mostra a figura 3:

Figura 3 - Comportamento da taxa de crescimento (eixos inferior e da esquerda) e da taxa de juros (eixos superior e da direita) na África do Sul, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2016



Fonte: Adaptado de SARF (2017) e IMF (2017).

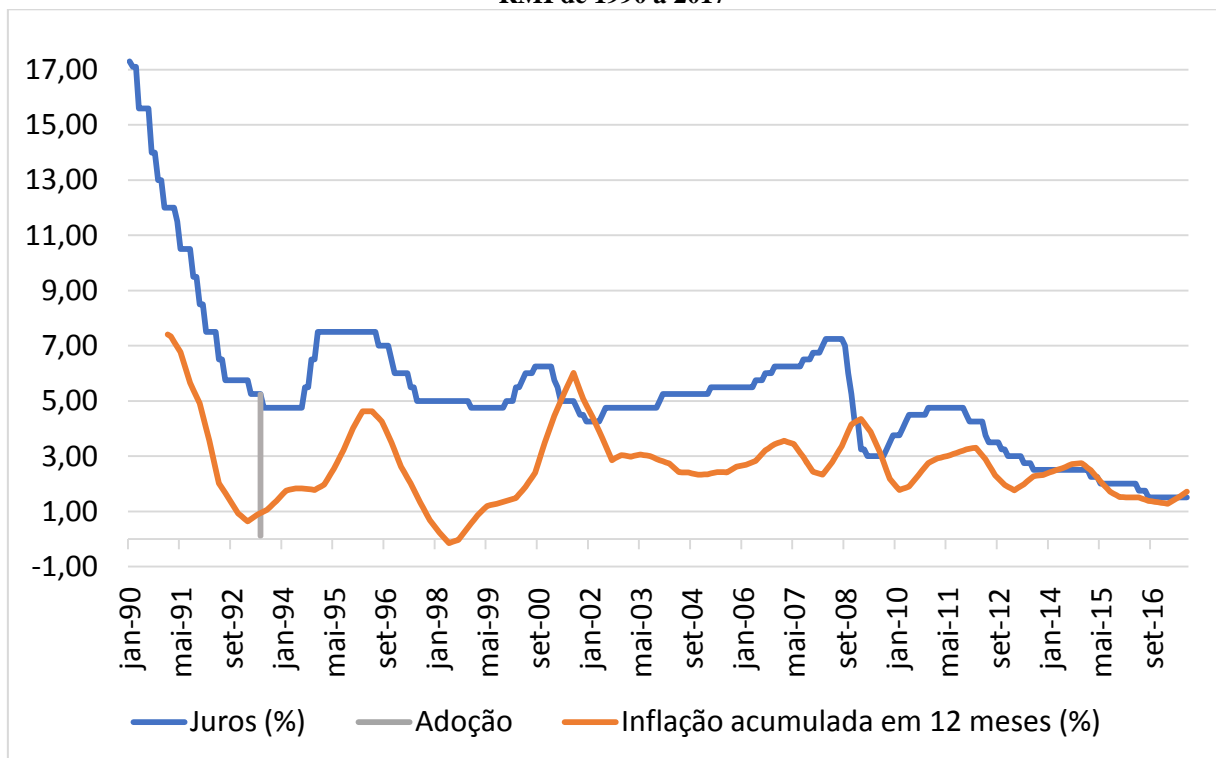
Como mostra a figura 3, o início dos anos de 1990, é de recessão para a África do Sul, sendo que a sua recuperação vem a partir de 1993 e mostra-se irregular, tendo momentos de forte crescimento, como em 2006-2007, com momento de baixo crescimento, como em 1998. Há também de se observar um movimento de redução das taxas de juros, principalmente a partir da adoção do RMI (em 2000) com um crescimento econômico mais robusto que nos anos anteriores. No ano de 2009 houve uma queda acentuada do crescimento, mas que foi seguida de uma recuperação rápida, mas decrescente nos anos seguintes.

3.2.2 Austrália

A Austrália é um dos primeiros países a adotar o RMI em junho de 1993. Antes da adoção, percebe-se que a taxa de juros no início da década estava em torno dos 17% a.a., vindo a desabar para próximo dos 5% a.a. com a adoção do regime. A inflação tem o mesmo comportamento, mostrando uma forte queda, partindo da casa dos 7% em 1991 para algo próximo de 1% a.a. na adoção do RMI.

Desde então, a inflação tem se mostrado estável, com breves momentos de pico, como em 1996, 2001 e em 2008, se estabilizando entre 1 e 3% a.a. A meta estipulada pelo governo e pelo Banco de Reservas da Austrália (BRA), o banco central australiano, está entre 2 a 3% a.a. A taxa de juros nesse período seguiu o comportamento da inflação, mostrando uma forte correlação entre eles. A figura 4, sintetiza a evolução da inflação e da taxa de juros desde 1990:

Figura 4 - Comportamento da taxa de juros e do nível de preços na Austrália, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2017

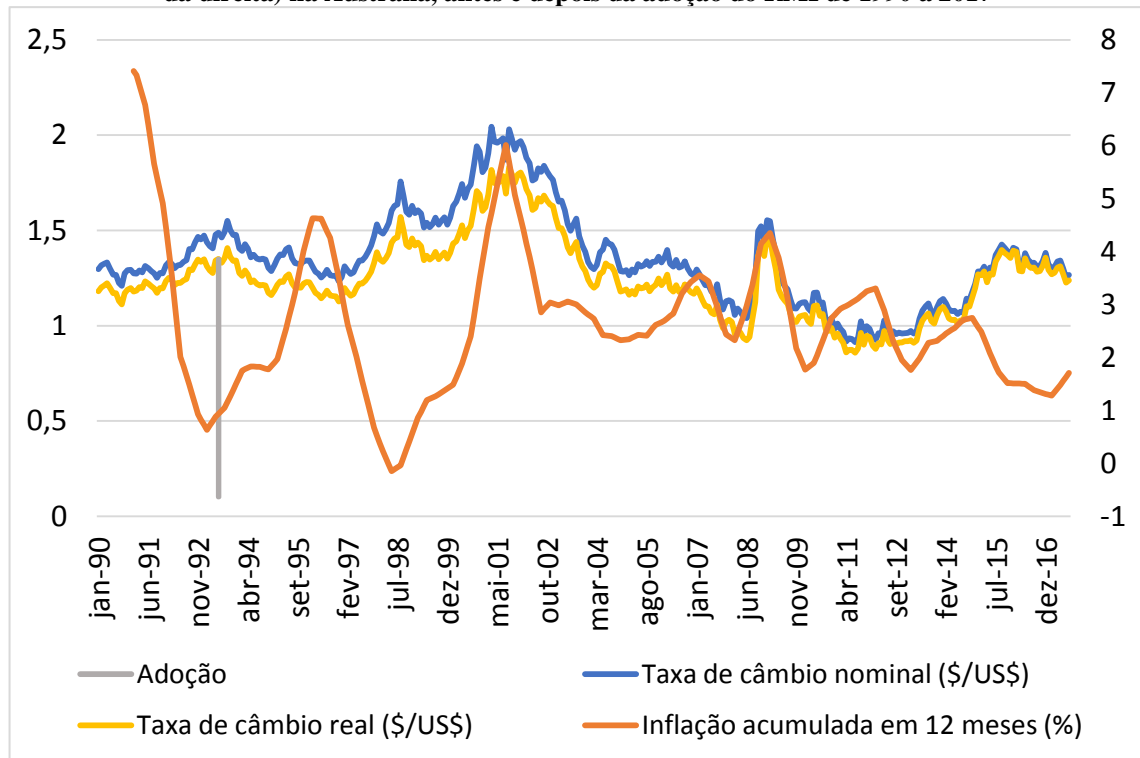


Fonte: Adaptado de Reserve Bank of Australia – RBA (2017) e IMF (2017).

Ao analisar a inflação e a taxa de juros na Austrália, deve-se fazer uma importante ressalva. O país tem alguns aspectos idiossincráticos que deve ser aqui ressaltado: a inflação australiana é calculada trimestralmente, o que configuraria uma característica próprio deste

país. Agora, passando a análise para o comportamento da inflação de maneira conjunta com a taxa de câmbio da Austrália, percebe-se uma forte correlação entre essas duas variáveis a partir da adoção do RMI, como mostra a figura 5:

Figura 5 – Comportamento da taxa de câmbio real e nominal (eixo da esquerda) e do nível de preços (eixo da direita) na Austrália, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2017



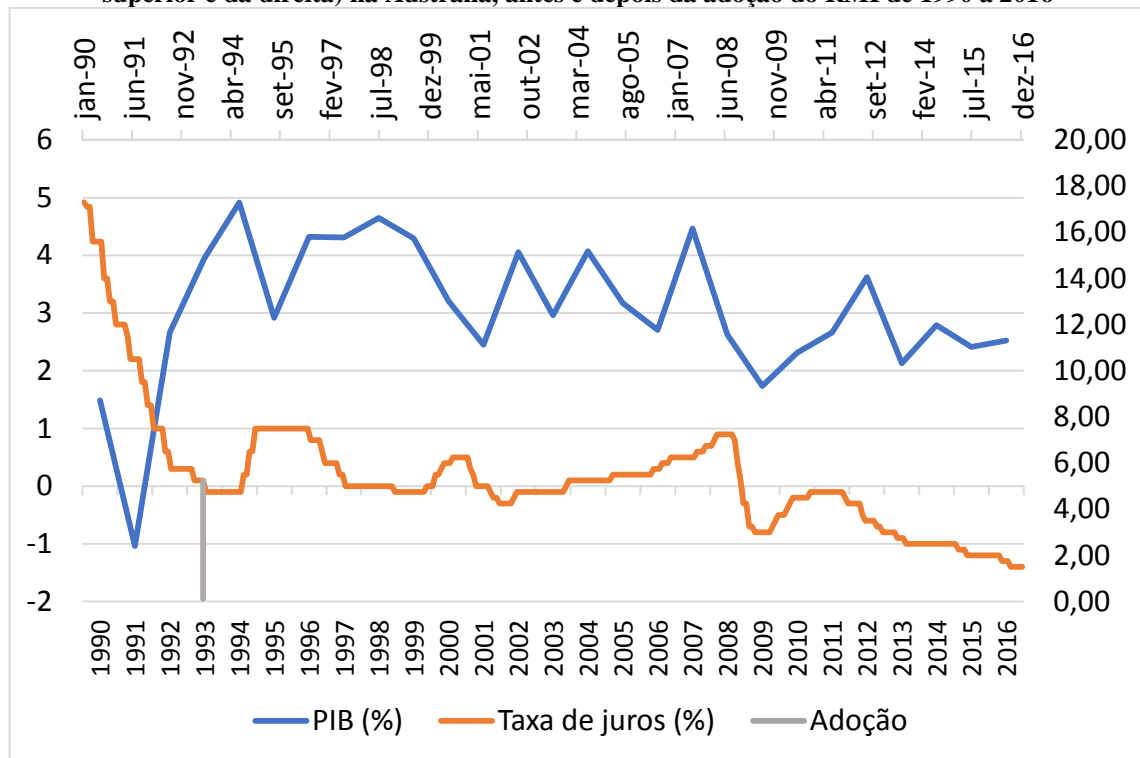
Fonte: Adaptado de RBA (2017) e IMF (2017).

Na década de 1990, taxa de câmbio e inflação mostram um comportamento sem qualquer padrão visível, sendo que a partir de 2000, essas duas variáveis se mostram mais correlacionadas, até o ano de 2015. Inclusive, o pico de 2008 com a CFG, fazendo a inflação chegar a 4,5% ao ano, enquanto a taxa de câmbio chegou próximo dos 1,50 AU\$/US\$⁶. A partir de então, ambas as variáveis se estabilizam (a inflação em torno dos 2,5% a.a. e o câmbio em torno de 1,00 AU\$/US\$). Todavia, a partir de 2015, percebe-se um movimento diferente, em que a inflação entra em trajetória declinante, chegando próximo dos 1% a.a., enquanto que a taxa de câmbio mostra um movimento de mudança de patamar, para valores próximos de 1,50 AU\$/US\$. Em termos de taxa de câmbio real, percebe-se que desde o início dos anos de 1990, essa taxa anda muito próximo a taxa de câmbio nominal, sendo que a partir de 2008, as duas taxas de câmbio andam praticamente juntas.

⁶ A moeda australiana é o dólar australiano, sendo que seu símbolo é o AU\$.

No que diz respeito ao crescimento da economia australiana, percebe-se que há dois momentos distintos, como mostra a figura 6:

Figura 6 - Comportamento da taxa de crescimento (eixo da inferior e da esquerda) e da taxa de juros (eixo superior e da direita) na Austrália, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2016



Fonte: Adaptado de RBA (2017) e IMF (2017).

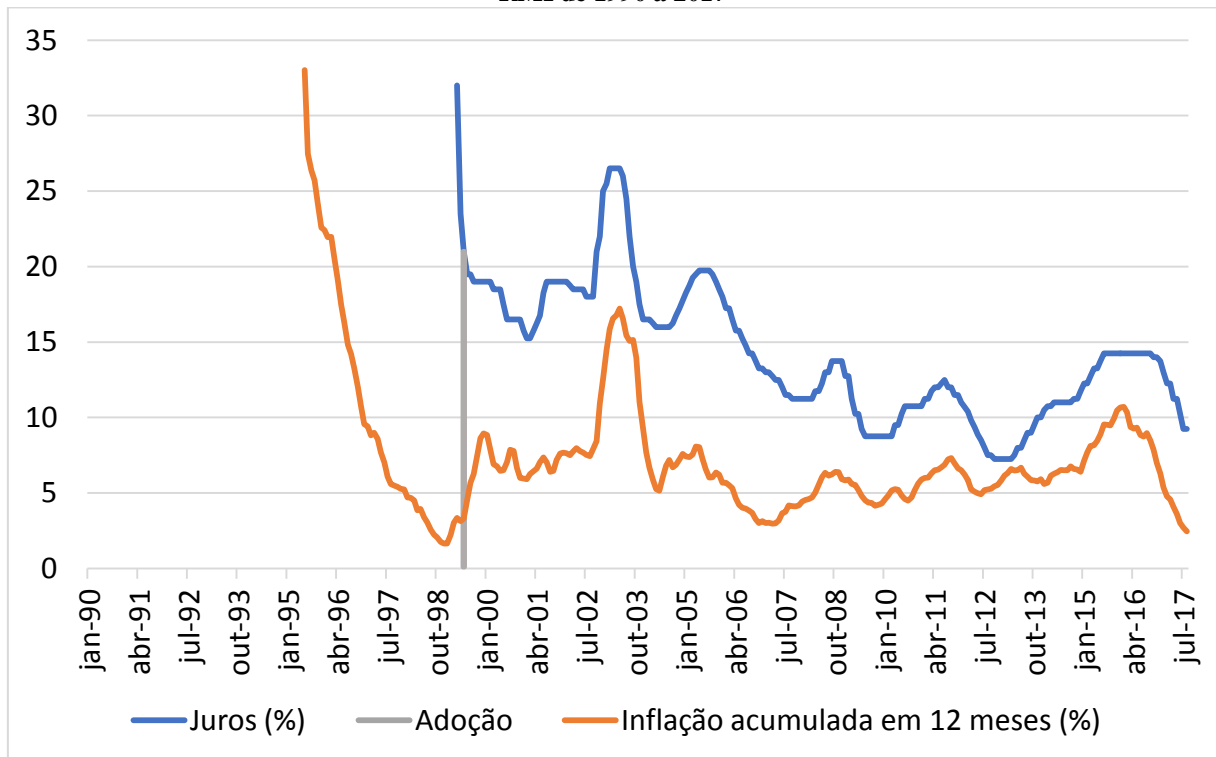
Entre os anos de 1990 e 1992, há uma grande oscilação na taxa de crescimento da Austrália. Contudo, a partir de 1993, o crescimento torna-se de certa forma estável na casa dos 3% a.a. durante vários anos. Mesmo com a CFI, houve uma diminuição do ritmo de crescimento no ano de 2009, mas houve uma recuperação rápida já no ano seguinte.

3.2.3 Brasil

Dentre todos os países analisados nessa seção, o Brasil é o país que teve os maiores problemas no controle da inflação, principalmente no início da década de 1990. A partir da implantação do Real, em 1994, a taxa de câmbio passa a ser utilizada como a principal âncora da política monetária para o controle de preços, o que fez com que a inflação passasse para menos de 10% a.a., tendo o menor valor em janeiro de 1999, valor próximo de 1,70% acumulado em 12 meses.

Com a adoção do RMI, em junho de 1999, a inflação se estabiliza em torno dos 7,5%, até o ano de 2002, quando a inflação dispara, chegando a 16,5% em 2003, explicado em grande medida pelo receio dos agentes econômicos em torno da vitória de Lula nas eleições⁷. A taxa de juros SELIC passou a vigorar apenas no início de 1999, sendo o principal instrumento da política monetária com a adoção do RMI. Entretanto, um detalhe importante deve ser aqui frisado: dentre os países analisados, o Brasil é um dos países que tem a maior taxa de juros na data de adoção do RMI, algo em torno de 20% a.a., mantendo-se elevada mesmo após sua adoção, chegando em 2003 a 27% a.a. A figura 7 mostra o comportamento dessas variáveis antes e depois da adoção do RMI:

Figura 7 - Comportamento da taxa de juros e do nível de preços no Brasil, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2017



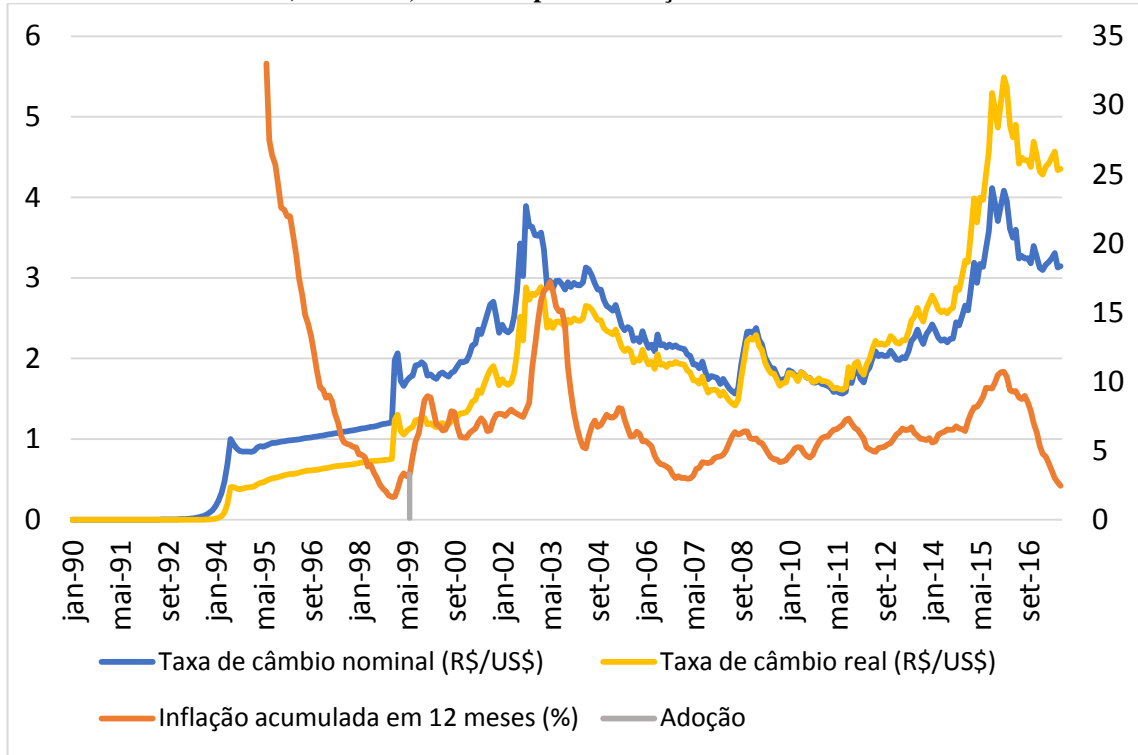
Fonte: Adaptado de Banco Central do Brasil – BCB (2017a) e Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEADATA (2017).

Percebe-se que após a adoção do RMI, há uma característica de estabilidade na inflação, em torno dos 5% a 7% ao ano, havendo períodos de alta como em 2002/2003 e em

⁷ Tanto o aumento da taxa de juros, quanto o aumento da inflação entre 2002 e 2003 se deve aos que os economistas chamaram de efeito “Lula”. Os agentes econômicos não sabiam o que esperar da economia brasileira com a vitória do Lula, e isso fez com que as expectativas se tornassem mais voláteis, antes das eleições, e mais ainda quando ele se sai vitorioso. Contudo, após meados de 2003, os agentes econômicos e suas expectativas altista modificaram-se vendo que a condição do governo Lula seria mais ortodoxa e menos intervencionista. Para maiores informações ver: Paulani, 2003; Carneiro, 2006; Fonseca, Cunha e Bichara, 2013; Couto e Couto, 2010.

2016. A taxa de juros mostra uma trajetória descendente desde o pico entre 2002/2003, tendo um momento de aumento em 2016. Contudo, quando se analisa a inflação de maneira conjunta com a taxa de câmbio percebe-se uma correlação maior, do que com a taxa de juros, como mostra a figura 8, a seguir:

Figura 8 - Comportamento da taxa de câmbio real e nominal (eixo da esquerda) e do nível de preços (eixo da direita) no Brasil, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2017



Fonte: Adaptado de BCB (2017a) e IPEADATA (2017).

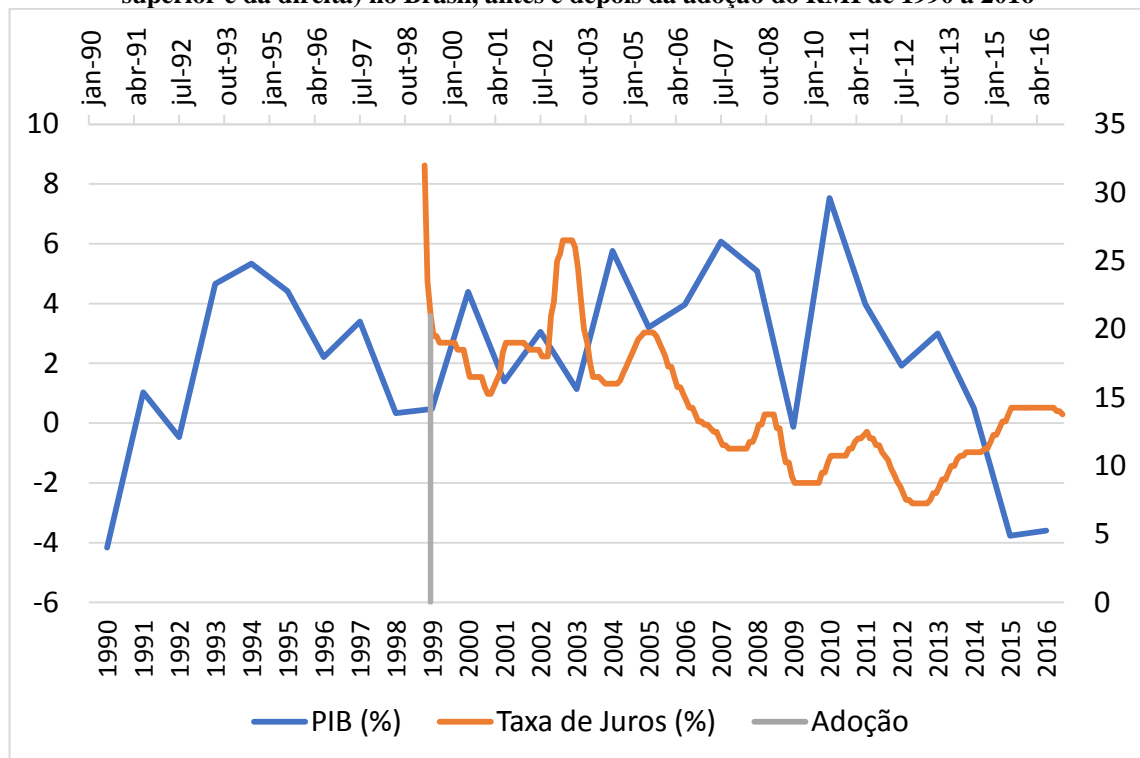
Percebe-se uma correlação positiva entre taxa de câmbio e inflação, principalmente, após a adoção do RMI. Isso se deve em grande parte a influência do dólar sobre os preços que compõem o IPCA. Contudo, não cabe a esta parte do trabalho discutir os impactos do câmbio no nível de preços brasileiro, o que será feito no terceiro ensaio, que apresenta uma discussão mais detalhada do assunto.

Cabe, ainda ressaltar, dois aspectos acerca dos pontos aqui analisados após a CFG. O primeiro diz respeito ao comportamento das variáveis após a CFG, em que há um aumento da inflação pós 2008, assim como também há uma elevação da taxa de juros e da taxa de inflação. O segundo aspecto é que este movimento, principalmente de forte elevação das taxa de juros, não têm paralelo com nenhum país aqui analisado, o que poderia evidenciar um problema para a economia brasileira em termos de efetividade da política monetária sob RMI. Com relação a taxa de câmbio real, percebe-se um movimento semelhante ao que ocorreu na

África do Sul. A taxa de câmbio real acompanha a taxa de câmbio nominal, mas sempre numa medida inferior. Contudo, a partir de 2008, as taxas andam praticamente juntas, e que a partir de 2011 há uma aceleração da taxa de câmbio real, acima da nominal e há descolamento grande a partir de 2015, em que a taxa de câmbio real fica muito acima da nominal.

Em termos de crescimento, como mostra a figura 9, percebe-se uma grande variação na taxa de crescimento brasileira:

Figura 9 - Comportamento da taxa de crescimento (eixo da inferior e da esquerda) e da taxa de juros (eixo superior e da direita) no Brasil, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2016



Fonte: Adaptado de BCB (2017a) e IPEADATA (2017).

Há um padrão muito irregular na economia brasileira, marcado por uma característica conhecido na literatura como *stop and go*⁸, em que a economia tem muitos altos e baixos e não cresce de maneira constante e robusta. A partir de 2011 percebe-se que esse padrão muda, e o país começa a entrar em recessão, principalmente nos anos de 2015 e 2016.

3.2.4 Canadá

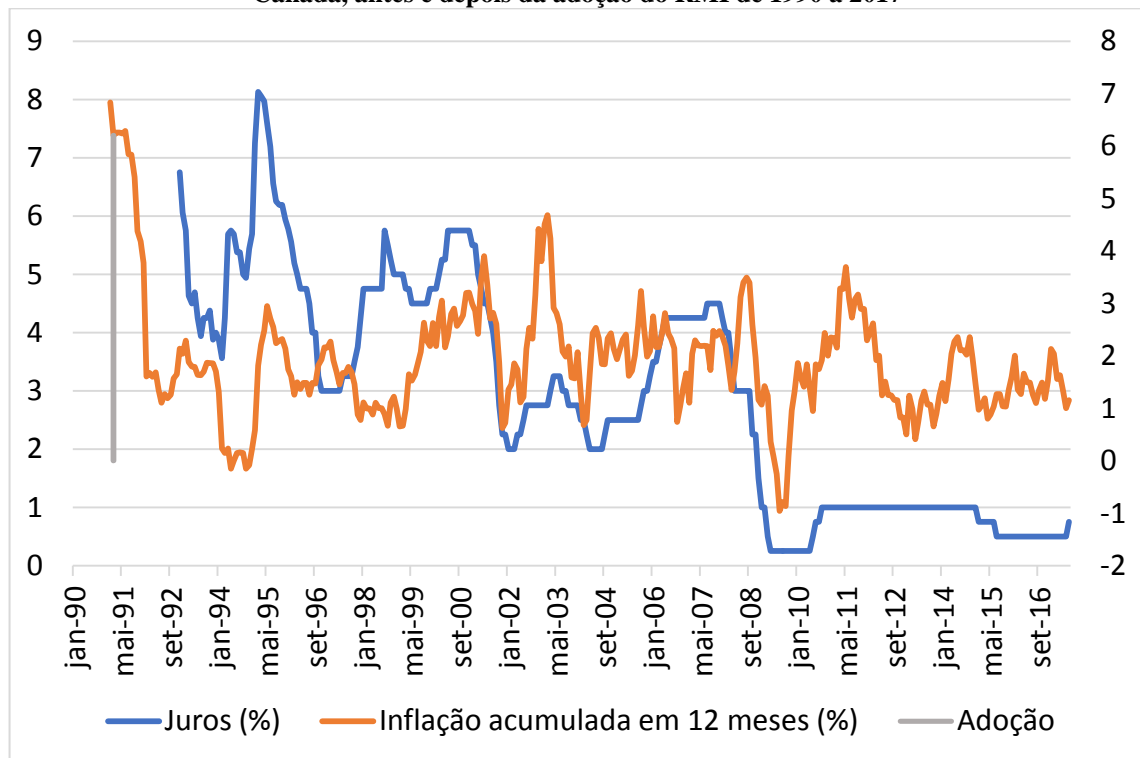
O Canadá foi o segundo país a adotar o RMI, sendo que a adoção se deu em fevereiro de 1991. Como sua adoção foi no início do período de análise, há pouco o comentar e analisar

⁸ Para maiores informações ver: Ferrari Filho e De Paula (2017).

antes da adoção de fato do RMI. Assim, cabe aqui uma análise de todo o período de adoção do RMI. Durante esse período, percebe-se que a inflação, desde a adoção, se mantém próximo a 2% a.a., tendo breves momentos de pico, como em 2001, 2003, 2008 e 2011, mas que logo mostram quadro de reversão da alta de preços, estabilizando próximo do número já supracitado.

A taxa de juros, por sua vez, mostra uma trajetória de queda ao longo do tempo, mostrando breves momentos de forte elevação, como em 1995, mas que foi seguida de uma queda abrupta. A figura 10 a seguir mostra em detalhes esse comportamento:

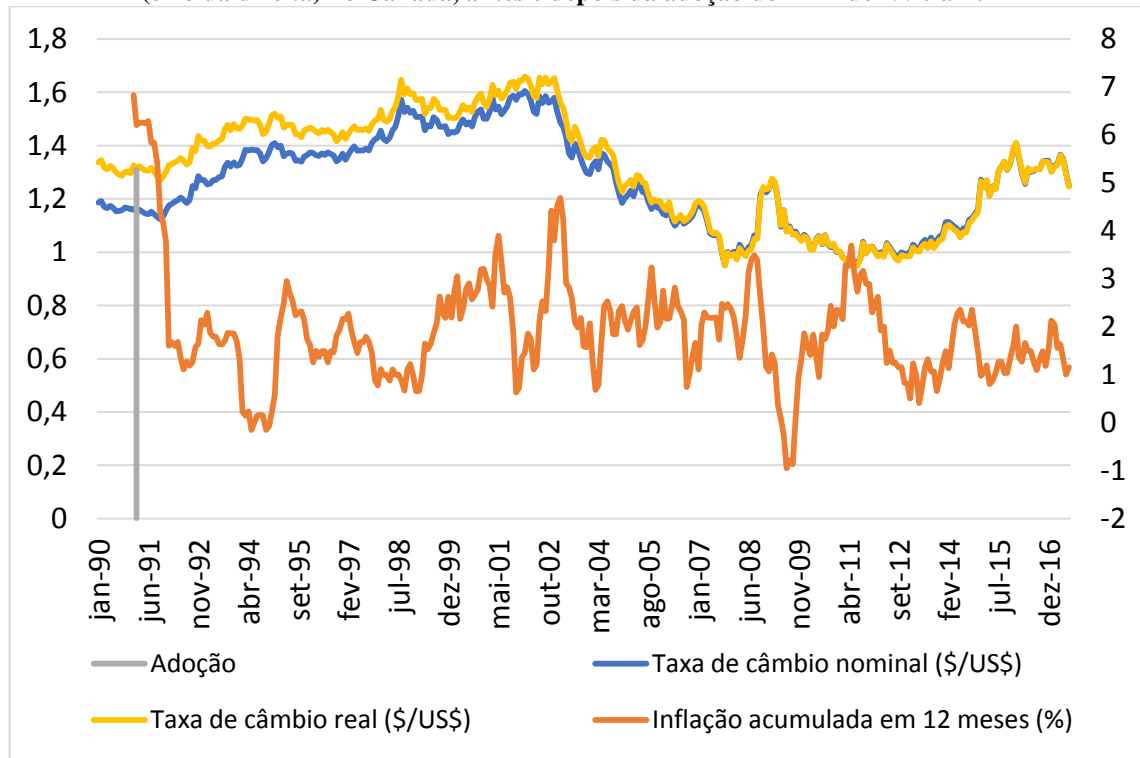
Figura 10 - Comportamento da taxa de juros (eixo da esquerda) e do nível de preços (eixo da direita) no Canadá, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2017



Fonte: Adaptado de Bank of Canada – BOC (2017) e IMF (2017).

Percebe-se que a inflação tem pouca relação com o nível de preços, principalmente após a CFG, em que a taxa de juros despencou para algo próximo de 1% a.a., enquanto que a inflação se mantém estável próximo dos 2% a.a. não havendo impacto direto da redução da taxa de juros sobre o nível de preços. Essa percepção de que não há pouca ou nenhum impacto dos juros sobre os preços, também é percebida com relação a taxa de câmbio, como mostra a figura 11 a seguir:

Figura 11 - Comportamento da taxa de câmbio real e nominal (eixo da esquerda) e do nível de preços (eixo da direita) no Canadá, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2017



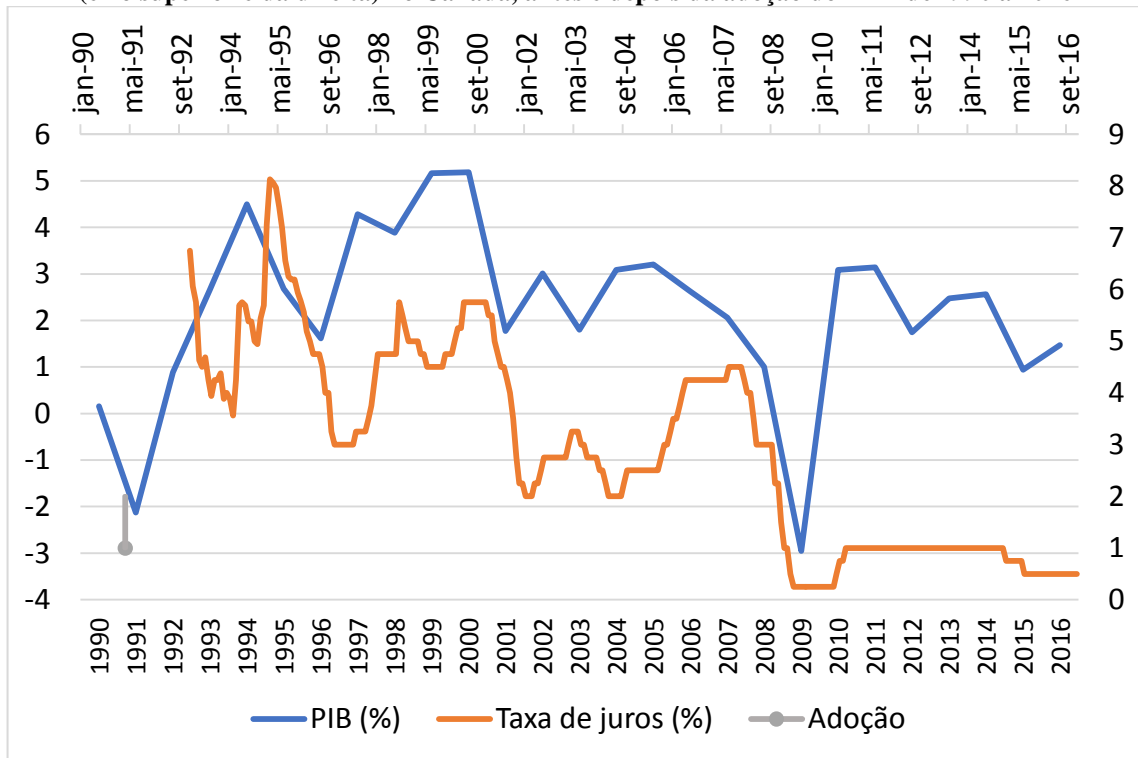
Fonte: Adaptado de BOC (2017) e IMF (2017).

Percebe-se que a taxa de câmbio nominal mantém uma trajetória ascendente desde a adoção do RMI, até meados de 2003, quando há uma reversão, fazendo com que a taxa de câmbio fique próximo da paridade 1 pra 1 com o dólar, antes da CFG, e mesmo depois, com a perturbação da crise, o câmbio volta a essa paridade⁹. A partir de 2011, em que há uma mudança de patamar, se estabilizando em torno dos 1,30 dólares canadense, para cada dólar americano. Um detalhe curioso que deve aqui ser observado é que durante a crise, e mesmo após a crise, houve um forte movimento de desinflação no Canadá, fazendo com que a inflação chegasse a -1% a.a., quando analisados os doze meses anteriores acumulados, diferentemente, do que ocorreu com o Brasil, em que a inflação se eleva. Quando se observa a taxa de câmbio real, percebe-se um padrão parecido com o da economia australiana, mas com a taxa de câmbio real, sempre maior que a nominal. Apenas a partir de 2007 que as taxas andam de maneira conjunta, e esse padrão segue até 2016.

A figura 12 mostra o comportamento da taxa de crescimento para a economia canadense:

⁹ A moeda do Canadá é o dólar canadense e o seu símbolo é o C\$.

Figura 12 - Comportamento da taxa de crescimento (eixo da inferior e da esquerda) e da taxa de juros (eixo superior e da direita) no Canadá, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2016



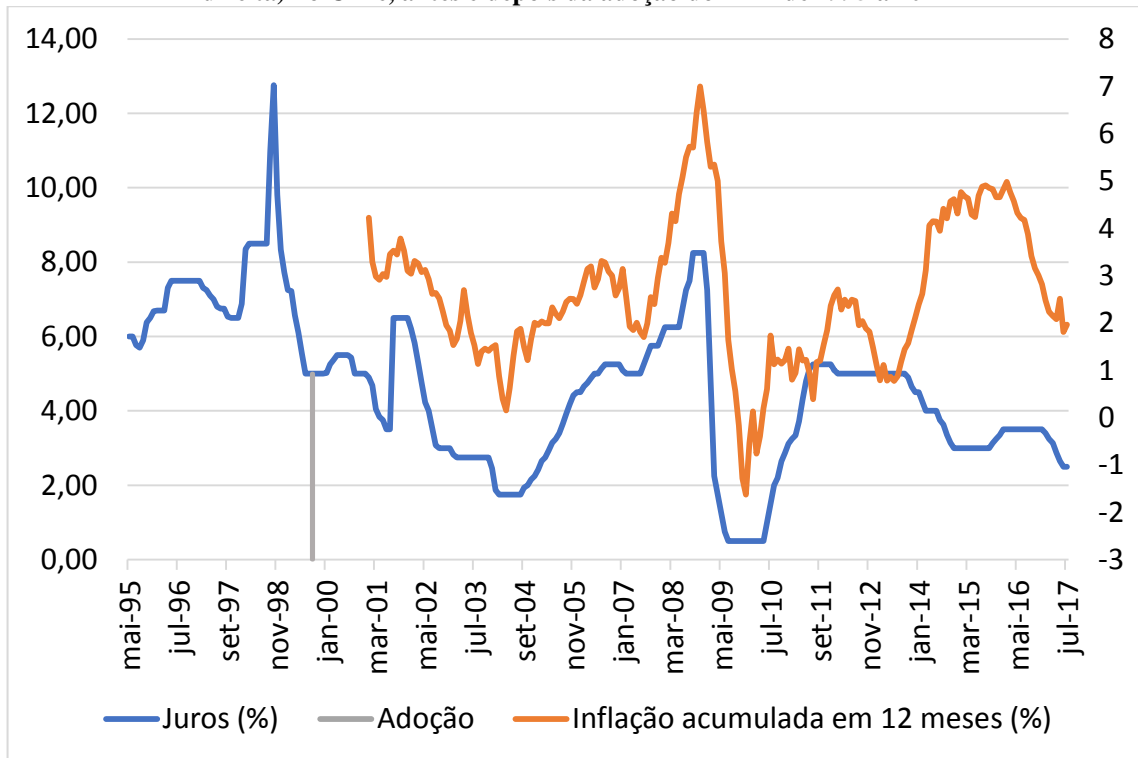
Fonte: Adaptado de BOC (2017) e IMF (2017).

Percebe-se que desde a implantação RMI, a economia canadense não tem um crescimento constante e robusto. Há um padrão marcadamente por altos e baixos, tendo os anos de 1991 e 2009 as maiores quedas, mas seguidas de uma recuperação rápida. Atualmente, o padrão é de um crescimento baixo mais constante.

3.2.5 Chile

O caso chileno é emblemático. A partir de 1990, o Banco Central Chileno adota, de maneira informal, metas de inflação, como balizador de sua política monetária, sendo que a adoção oficial ao RMI viria apenas em setembro de 1999, o mesmo ano que o Brasil adotou o RMI. Contudo, como a obtenção de dados do Chile é um problema, há pouca coisa a se analisar e afirmar antes da adoção oficial do RMI. A própria inflação, sofreu inúmeras mudanças de metodologia, que impedem uma comparação mais acurada entre o antes e o depois. Dessa forma, a análise concentra-se após o ano 2000, em que há dados confiáveis e contínuos, como mostra a figura 13, a seguir:

Figura 13 - Comportamento da taxa de juros (eixo da esquerda) e da evolução do nível de preços (eixo da direita) no Chile, antes e depois da adoção do RMI de 1995 a 2017



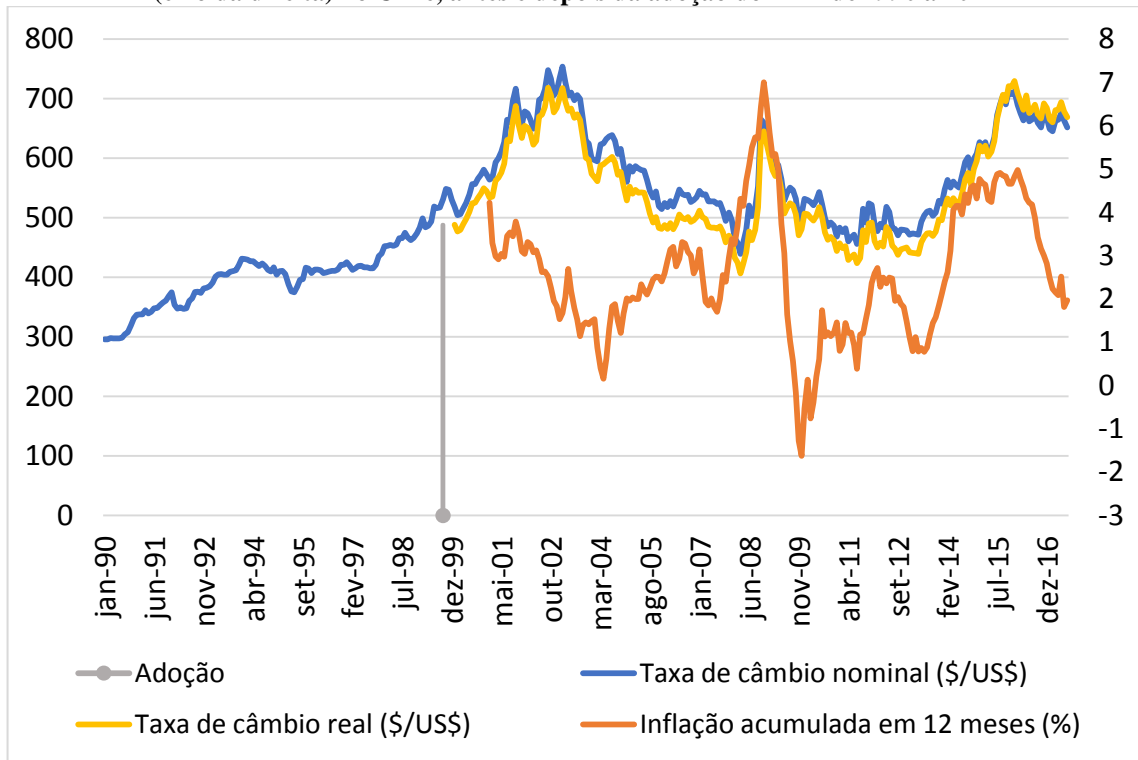
Fonte: Adaptado de Banco Central de Chile – BCC (2017) e IMF (2017).

Percebe-se que a partir de 2000, inflação e taxa de juros movem-se de maneira conjunta, inclusive na CFG de 2008, quando há um forte aumento da inflação, seguido de um forte aumento da taxa de juros. Contudo, a partir de 2011, essa relação não se verifica, mostrando claramente uma relação oposta, em que a inflação volta a se elevar, até próximo dos 5% a.a., com uma tendência de reversão a partir de 2016, estabilizando próximo dos 2% a.a., enquanto que a taxa de juros situou-se próximo dos 4% a.a. em média.

Ao analisar o nível de preços no Chile de maneira conjunta com a taxa de câmbio, percebe-se que a partir da CFG, a inflação vem acompanhando o movimento da taxa de câmbio, principalmente após 2012, em que há uma tendência de depreciação expressiva na taxa de câmbio real e nominal, tendo como resultado um movimento direto no nível de preços, como mostra a figura 14¹⁰:

¹⁰ A moeda oficial no Chile é o Peso Chileno e o seu símbolo é o \$.

Figura 14 - Comportamento da taxa de câmbio real e nominal (eixo da esquerda) e do nível de preços (eixo da direita) no Chile, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2017

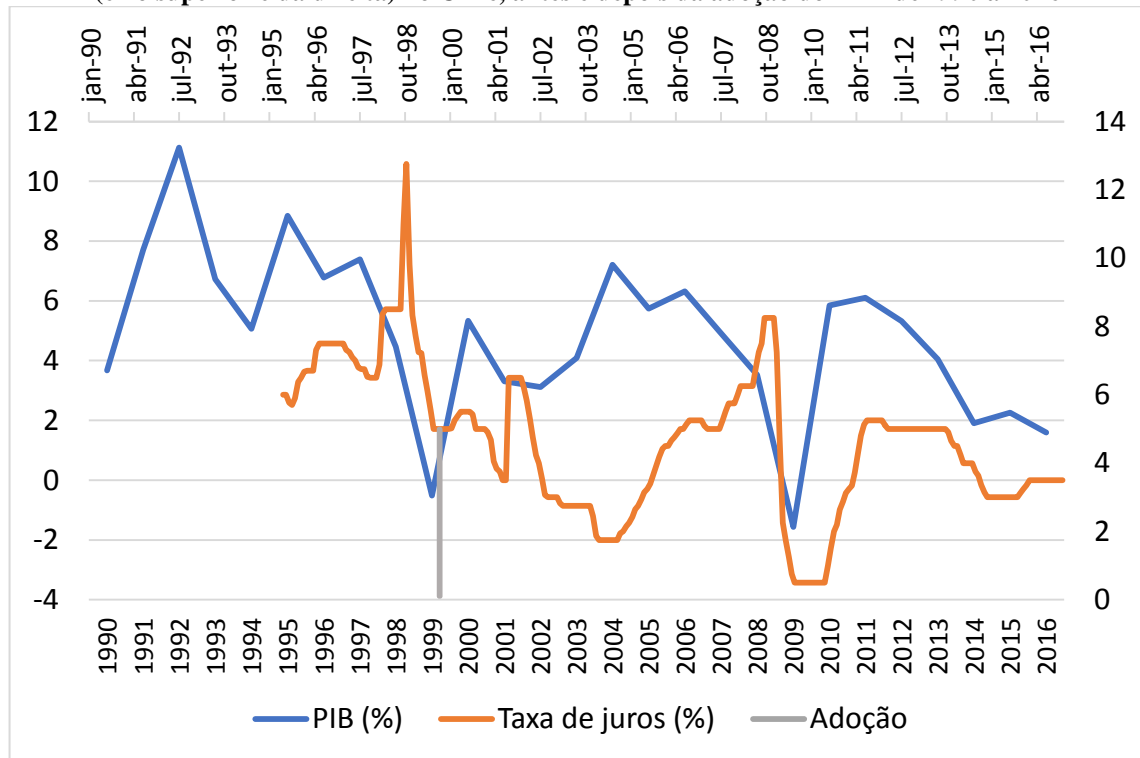


Fonte: Adaptado de BCC (2017) e IMF (2017).

Esse comportamento, todavia, não se mantém a partir de 2016, em que a taxa de câmbio nominal estabiliza e o a inflação desacelera, para próximo de 2% a.a. Essa característica poderia levar a crer que, a priori, após a CFG, para o caso do Chile, há uma correlação expressiva entre taxa de câmbio e inflação, fazendo com que a política monetária não fosse eficaz no controle de preços. Quando se observa a taxa de câmbio real, percebe-se que, a partir da implantação do RMI, essa taxa acompanhou a taxa de câmbio nominal mas sempre num patamar abaixo. Com a CFI entre 2008-2009 houve momentos de aproximação dessas duas taxas e principalmente a partir de 2014, ambas as taxas ficam praticamente iguais.

Com relação ao crescimento econômico chileno, a figura 15 sintetiza bem esse padrão:

Figura 15 - Comportamento da taxa de crescimento (eixo da inferior e da esquerda) e da taxa de juros (eixo superior e da direita) no Chile, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2016



Fonte: Adaptado de BCC (2017) e IMF (2017).

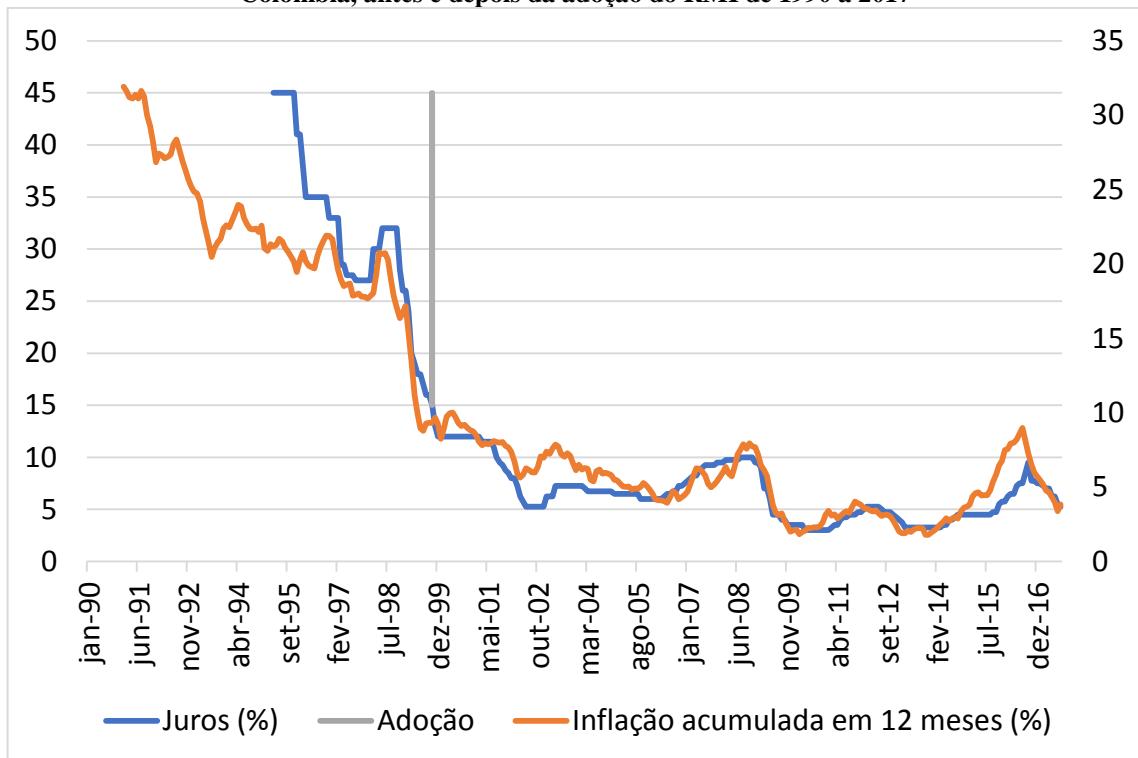
Antes da adoção do RMI, a economia chilena apresentava taxas elevadas de crescimento, mas com um comportamento irregular, muito similar ao padrão brasileiro. Contudo, com a adoção do RMI, percebe-se que houve uma redução do crescimento chileno, estacionando numa média próxima a 5% a.a. Com a crise financeira de 2007-2008, houve uma forte redução do crescimento mas que se seguiu a uma recuperação considerável. Contudo desde então, o crescimento da economia chilena tem um padrão de diminuição, vindo a estabilizar entre 2014 a 2016, próximo dos 2% a.a.

3.2.6 Colômbia

A Colômbia, assim como o Brasil, adota o RMI na virada do século XX para o XXI, tendo uma inflação de dois dígitos ao ano, sendo que em meados de 1991 a inflação era de 33% a.a. passando para próximo de 9% a.a. na sua adoção. Desde então, a inflação tem se mantido estável, com algumas breves elevações como em 2008 e após 2014 até meados de 2016. Comparativamente, a taxa de juros apresentou um comportamento semelhante ao verificado pela inflação, passando para algo em torno de 45% a.a. em meados de 1995, para algo próximo de 12% a.a. na adoção do RMI. O comportamento da taxa de juros mantém uma

correlação com o nível de inflação desde então, demonstrando resultados parecidos, como mostra a figura 16:

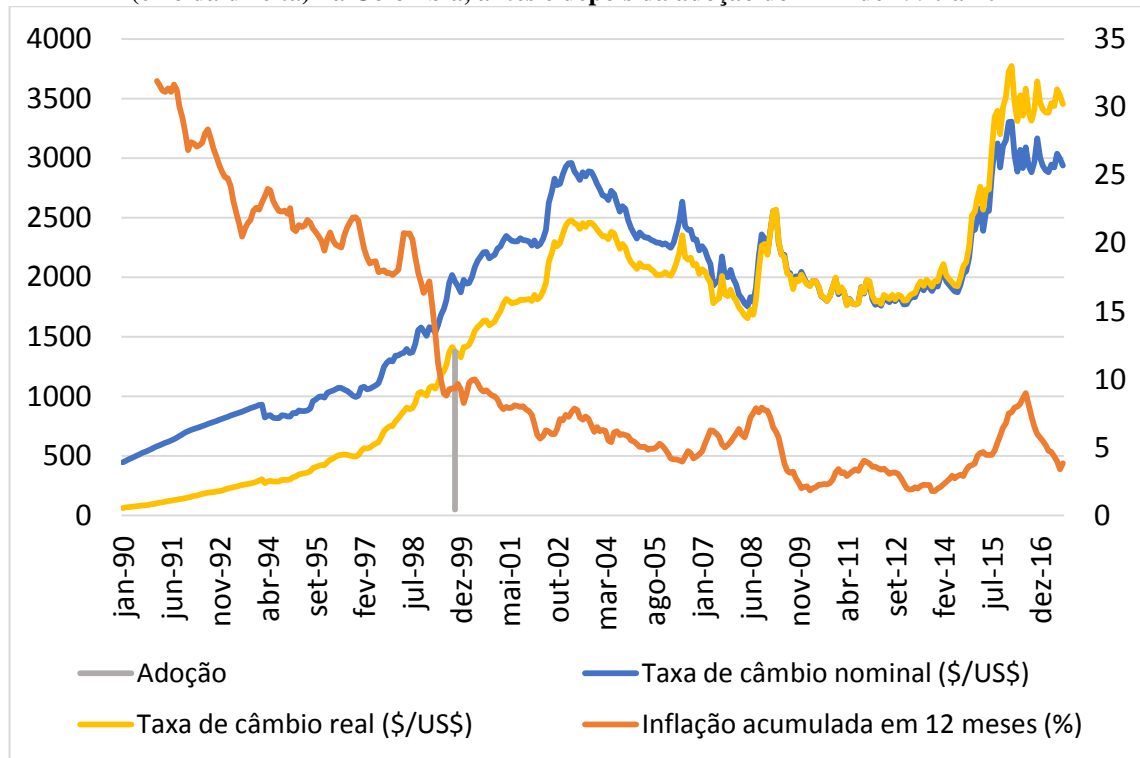
Figura 16 - Comportamento da taxa de juros (eixo da esquerda) e do nível de preços (eixo da direita) na Colômbia, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2017



Fonte: Adaptado de Banco de la República – BRC (2017) e IMF (2017).

Em contrapartida, quando se compara a taxa de câmbio chilena com a inflação, percebe-se um movimento contrário. Com uma tendência positiva desde 1990, mesmo com a adoção do RMI, essa tendência persistiu até 2003, quando se tem uma alta histórica para o Peso Colombiano, algo próximo de 3000 \$/US\$, como mostra a figura 17:

Figura 17 - Comportamento da taxa de câmbio real e nominal (eixo da esquerda) e do nível de preços (eixo da direita) na Colômbia, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2017

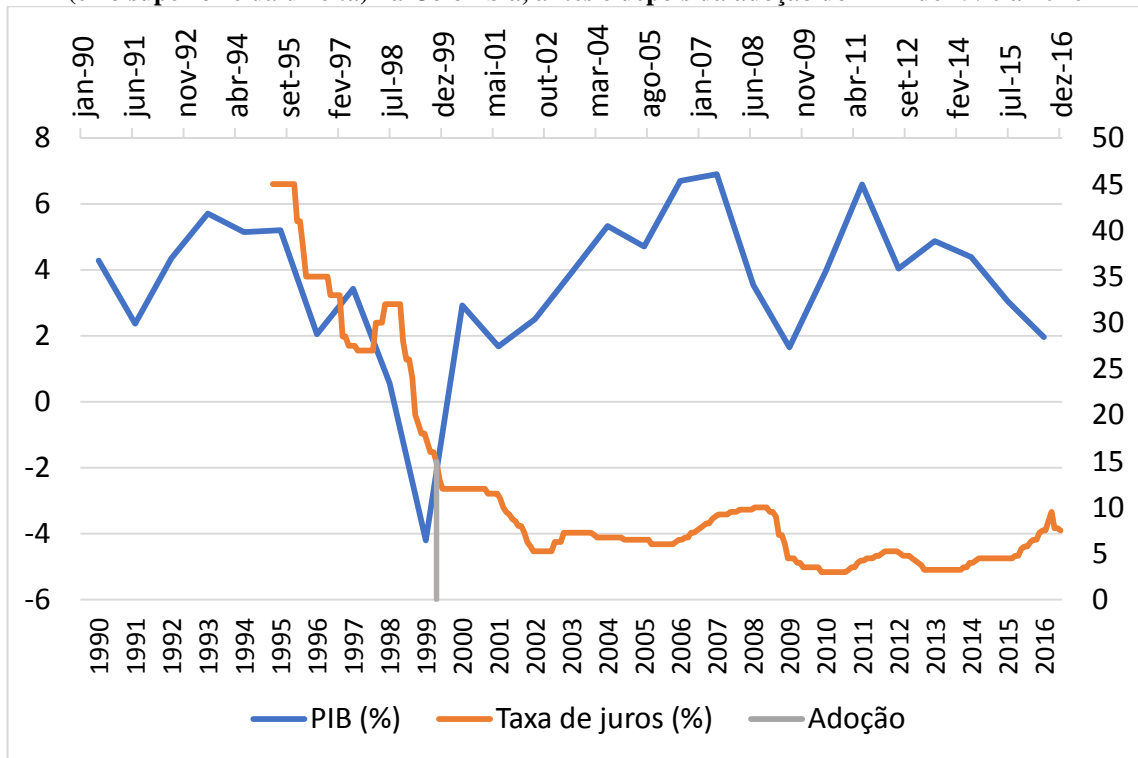


Fonte: Adaptado de BRC (2017) e IMF (2017).

Após isso, a moeda entrou em trajetória declinante se estabilizando próximo de 2000 \$/US\$ até 2008, em que teve uma rápida elevação batendo em pouco tempo os 2500 \$/US\$, assim como a inflação, voltando ao patamar anterior logo em seguida. A partir de 2014 o Peso Colombiano sofre uma rápida depreciação, mudando seu patamar médio de 2000 para algo próximo de 3000 \$/US\$, tendo a inflação também se elevado no período, vindo a entrar numa trajetória declinante após a estabilização do câmbio no novo patamar. Assim como nas economias emergentes, principalmente com a economia brasileira, a taxa de câmbio real colombiana mostra-se com o mesmo comportamento. Até o ano de 2008, a taxa de câmbio real acompanhou a taxa de câmbio nominal, mas sempre ficando abaixo, desta. Contudo, a partir de 2009, as taxas ficam praticamente iguais, e a partir de 2015, há um descolamento, em que a taxa de câmbio real fica acima da nominal.

Com relação ao comportamento da taxa de crescimento da economia colombiana, a figura 18 mostra esse padrão desde 1990:

Figura 18 - Comportamento da taxa de crescimento (eixo da inferior e da esquerda) e da taxa de juros (eixo superior e da direita) na Colômbia, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2016



Fonte: Adaptado de BRC (2017) e IMF (2017).

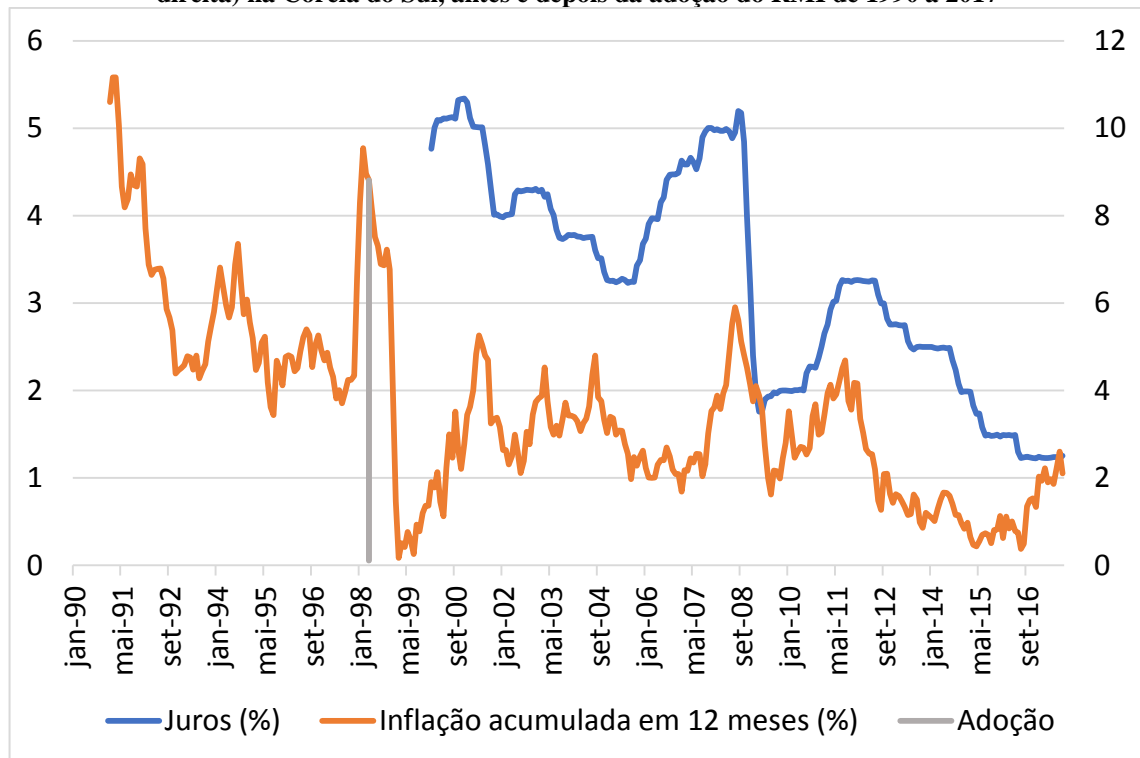
Percebe-se dois padrões distintos. O primeiro padrão é de 1990 até 1999, quando se adota o RMI. Esse padrão é marcado por um crescimento estável e acima dos 2% a.a. até 1997, quando há um forte recessão na economia colombiana, sendo o ano de 1999 o pior em todo o período analisado. Com a adoção do RMI, percebe-se que há um forte retomada do crescimento e sua estabilização em torno dos 4% a.a. Mesmo com a CFI, em 2007-2008, a economia colombiana se sai bem, tendo uma recuperação rápida mas seu crescimento tem um tendência declinante a partir de 2011. Curiosamente, com a elevação das taxas de juros, a partir de 2014, que o crescimento colombiano mostra sinais de arrefecimento.

3.2.7 Coreia do Sul

A Coreia do Sul é o primeiro país asiático a adotar o RMI como regime de política monetária, em abril de 1998. Antes de sua adoção, a inflação sul-coreana é considerada baixa para os padrões latino americanos, passando de algo próximo de 11% a.a. para algo próximo de 5% a.a. Na véspera da adoção do RMI, a inflação coreano dispara rapidamente para algo próximo de 10% a.a. devido à crise dos mercados asiáticos em 1997. Contudo, após a adoção,

a inflação despencar para próximo de 0% a.a. vindo a se recuperar de maneira lenta e estabilizando entre 2 e 5% a.a., como mostra a figura 19:

Figura 19 - Comportamento da taxa de juros (eixo da esquerda) e da evolução do nível de preços (eixo da direita) na Coreia do Sul, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2017

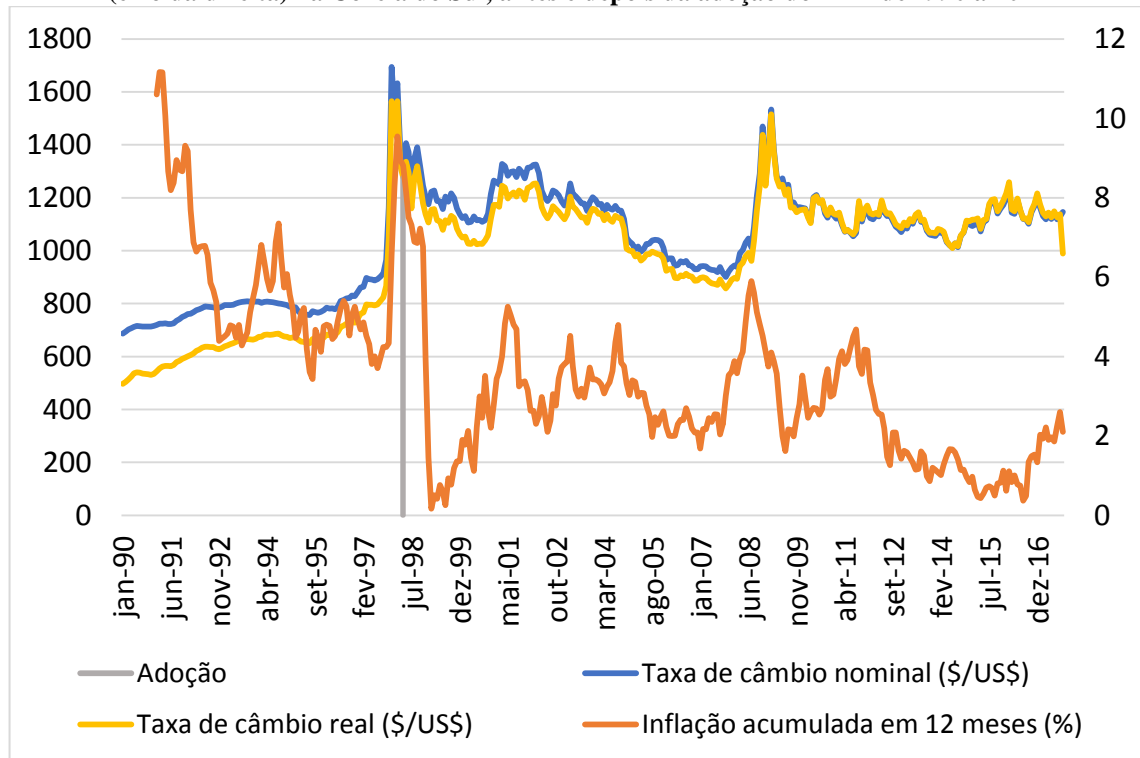


Fonte: Adaptado de The Bank of Korea – BOK (2017) e IMF (2017).

As taxas de juros também têm um trajetória declinante desde a adoção, até 2005, saindo de 5% a.a. em média para próximo de 3% a.a., quando uma reversão é sinalizada pelo Banco Central Sul Coreano, elevando as taxas de juros novamente para o patamar anterior. A inflação volta a se acelerar a partir de meados de 2007, tendo seu pico em 2008, chegando a quase 6% a.a., quando há de fato a CFG, forçando a autoridade monetária a reduzir bruscamente a taxa de juros, para 2% a.a., assim como houve uma reversão da inflação verificada em 2007, voltando ao patamar anterior. Desde então, a inflação e a taxa de juros tem andado de maneira mais ou menos uniforme, voltando a ter uma leve elevação até 2011 e a partir de então, ambas entraram em trajetória declinante, fazendo com a inflação fique abaixo dos 3% a.a., enquanto que a taxa de juros ficou abaixo dos 2% a.a.

Quando se analisa a taxa de câmbio sul-coreana com o nível de preços, percebe-se dois momentos distintos: o primeiro, antes da adoção do RMI e outro após a adoção, como mostra a figura 20:

Figura 20 - Comportamento da taxa de câmbio real e nominal (eixo da esquerda) e do nível de preços (eixo da direita) na Coreia do Sul, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2017



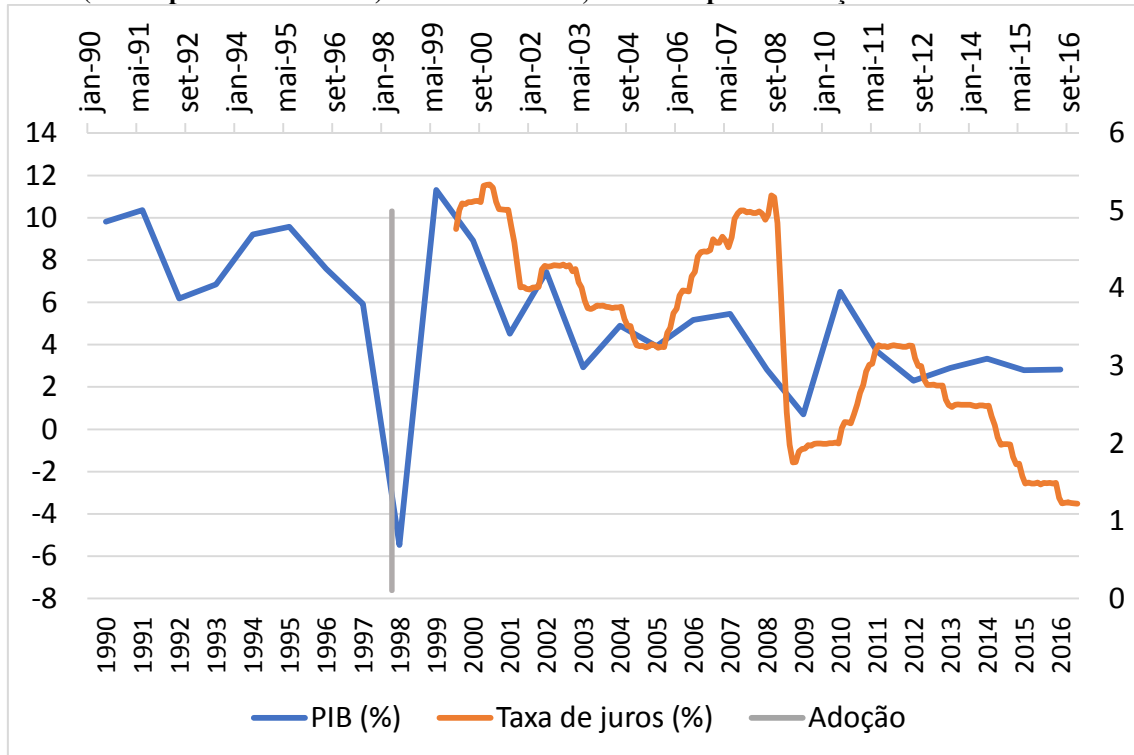
Fonte: Adaptado de BOK (2017) e IMF (2017).

Antes da adoção do RMI, percebe-se a taxa de câmbio real e nominal mais comportada, típico de uma taxa administrada artificialmente pela autoridade monetária. Contudo, um pouco antes da adoção, a crise asiática de 1997 gerou uma ruptura abrupta no câmbio nominal forçando a desvalorização da moeda sul-coreana, o que também teve impactos na inflação, que sofreu um aumento abrupto, quase que ao mesmo tempo, tendo pouco meses de diferença entre as os dois aumentos.

Com essas abruptas elevações o BOK (Banco Central Sul-Coreano), conjuntamente com o governo, decide adotar o RMI e essa medida tem efeitos imediatos tanto sobre a taxa de câmbio, quanto para a inflação. A taxa de câmbio tem um aspecto mais instável, característica normal de uma variável que deixou de ser administrada para ser definida pelas forças de mercado. Ao contrário dessas características, a inflação mostrou uma queda abrupta após o RMI, fazendo-a chegar próxima de zero, revertendo esse quadro após alguns meses. Desde então, a inflação tem se comportado de maneira cíclica, estando em média na casa dos 3% a.a. Após 2012, a inflação reduz de patamar, estabilizando próximo ao 1% a.a. Quando se observa comparativamente as duas taxas de câmbio, real e nominal, percebe-se que até 2008, a taxa de câmbio real ficava sempre abaixo da nominal, mas que desde então as duas andam praticamente juntas.

Com relação ao crescimento econômico, a figura 21 sintetiza a situação da Coreia do Sul desde 1990:

Figura 21 - Comportamento da taxa de crescimento (eixo da inferior e da esquerda) e da taxa de juros (eixo superior e da direita) na Coreia do Sul, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2016



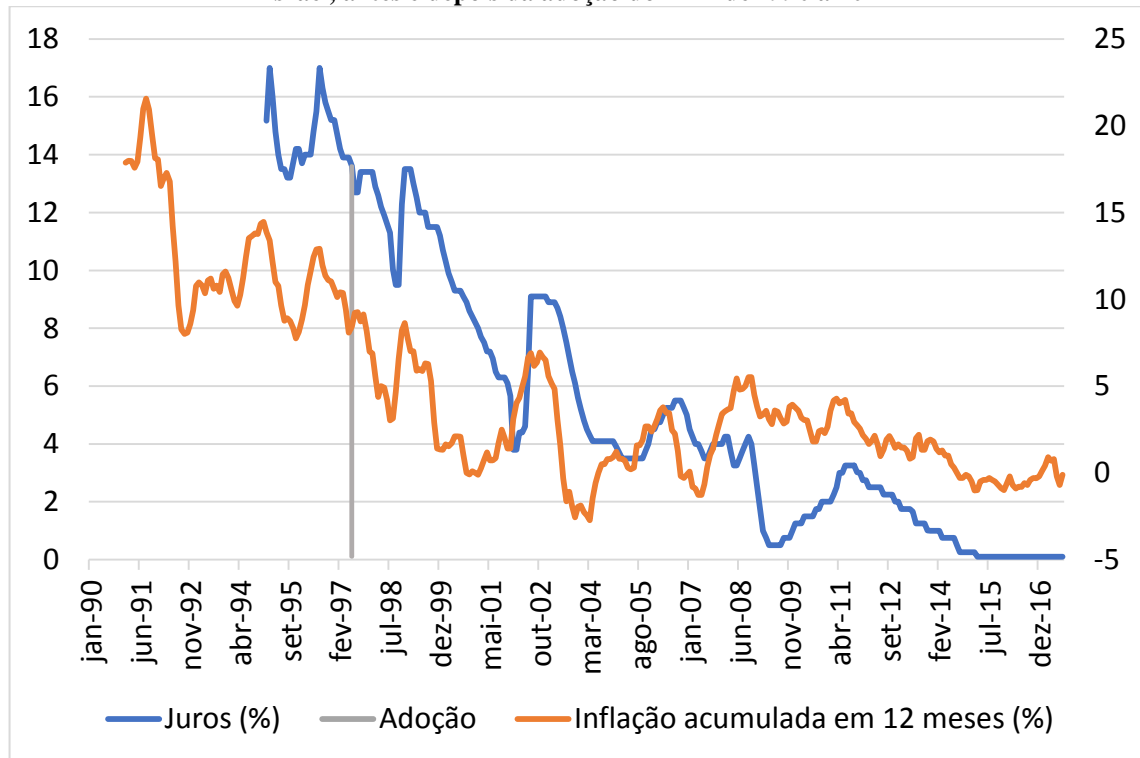
Fonte: Adaptado de BOK (2017) e IMF (2017).

Percebe-se que há uma trajetória declinante desde 1990 no crescimento sul-coreano, tendo seu momento mais crítico em 1998, como reflexo da crise asiática de 1997. Desde então, com a adoção do RMI em 1998, o crescimento da economia sul-coreana tem se mostrado robusto, chegando a mais de mais de 11%, mas que atualmente tem um padrão estável, em torno dos 3% a.a.

3.2.8 Israel

O caso de Israel se compara a maioria dos países dessa análise, uma vez que foi um dos países a adotar o RMI no final da década de 1990. Sua adoção se dá em 1997 e em termos de comparativo entre o antes e o depois, há pouco a se analisar. Tanto a inflação quanto a taxa de juros vinham com um comportamento decrescente desde meados dos anos 1990, quando se adota o RMI, como mostra a figura 22:

Figura 22 – Comportamento da taxa de juros (eixo da esquerda) e do nível de preços (eixo da direita) em Israel, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2017

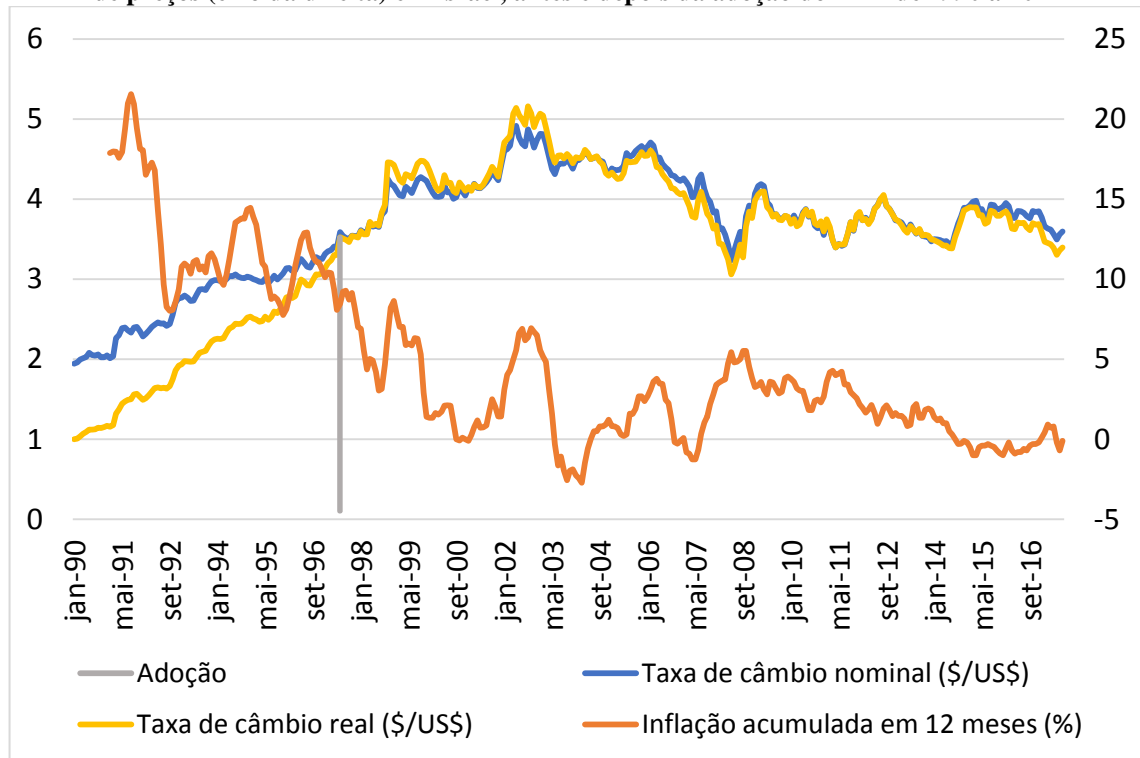


Fonte: Adaptado de Bank of Israel – BOI (2017) e IMF (2017).

A inflação sob o RMI se mostrou estável, próximo dos 2% a.a. enquanto que a taxa de juros teve um longa queda até 2002, quando volta a se elevar por um breve período e volta a se estabilizar próximo dos 4% a.a. Com a CFG de 2008, tanto a inflação quanto a taxa de juros mudam de patamares, de modo que após uma elevação, a inflação entra numa trajetória descendente e passa a haver deflação em Israel. Na mesma medida, a taxa de juros se reduz a 1% a.a., com breves momentos de elevação entre 2009 e 2011.

Em contrapartida, quando se compara a taxa de câmbio e a inflação em Israel no mesmo período, percebe-se pouca relação entre as variáveis, como mostrado na figura 23:

Figura 23 – Comportamento da taxa de câmbio real e nominal (eixo da esquerda) e da evolução do nível de preços (eixo da direita) em Israel, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2017



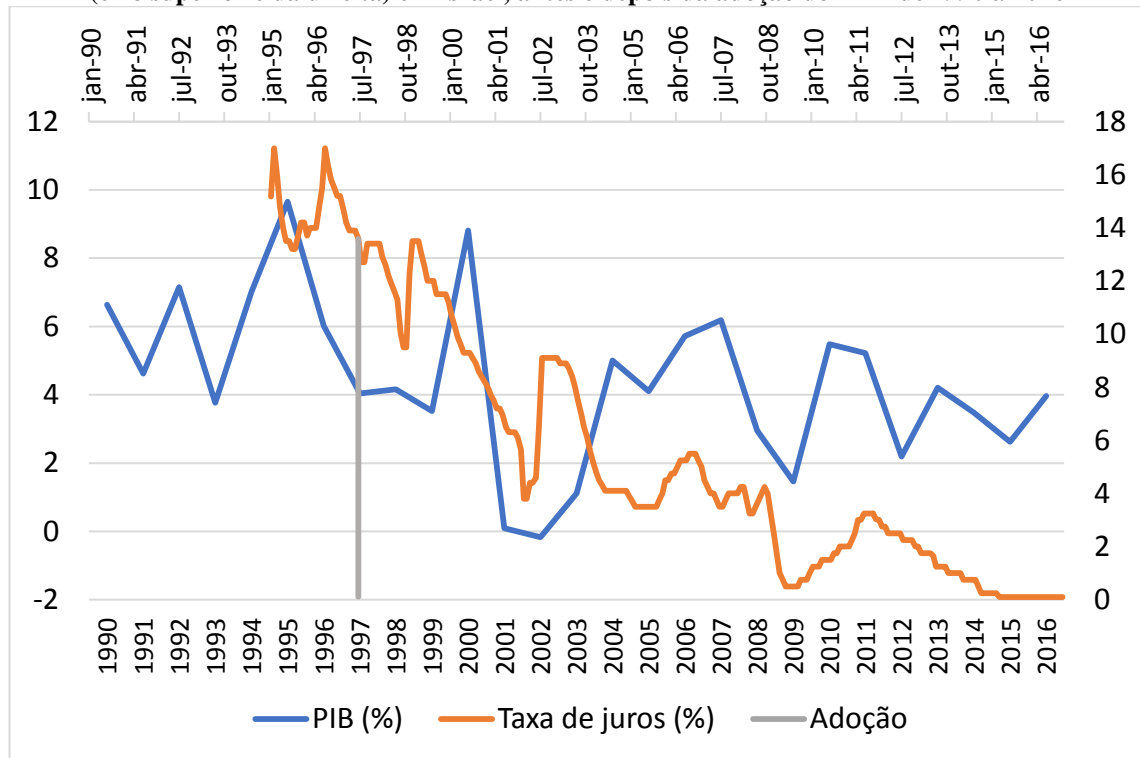
Fonte: Adaptado de BOI (2017) e IMF (2017).

A taxa de câmbio nominal vinha de um movimento de desvalorização antes da adoção do RMI, e esse movimento continua após a adoção e se estabiliza próximo dos 4 shekel¹¹ por dólar. A inflação dessa forma mostra-se pouco sensível a movimento da taxa de câmbio em Israel. Comparando as taxas de câmbio real e nominal percebe-se claramente dois momentos distintos. O primeiro, antes da adoção do RMI, em que a taxa de câmbio real esteve abaixo da nominal. Depois da adoção, as duas taxas passaram andar praticamente juntas, tendo breves períodos de distanciamento como entre 2005-2007 e a partir de 2015.

Quando se trata de crescimento econômico, a figura 24, evidencia o crescimento da economia israelense:

¹¹ A moeda oficial de Israel chama-se Shekel, também conhecido como Sequel, Siclo ou Xéque em português.

Figura 24 - Comportamento da taxa de crescimento (eixo da inferior e da esquerda) e da taxa de juros (eixo superior e da direita) em Israel, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2016



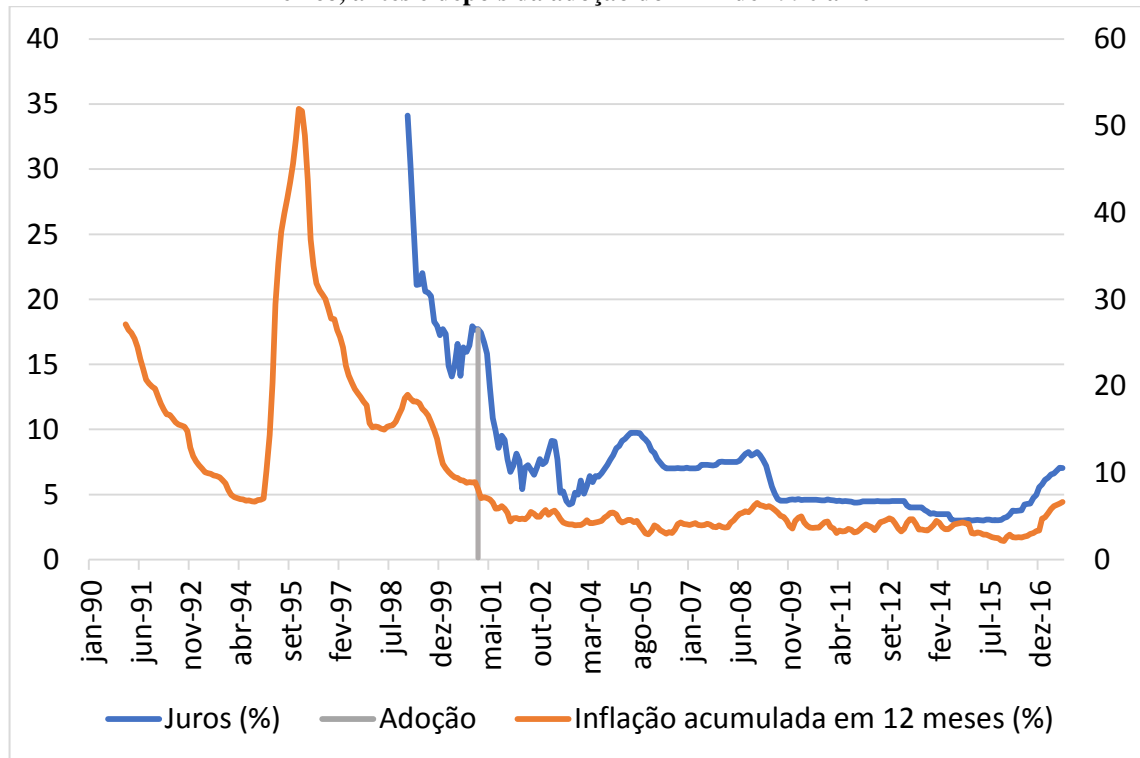
Fonte: Adaptado de BOI (2017) e IMF (2017).

Avaliando a figura 24, percebe-se novamente dois padrões de crescimento. O primeiro deles entre 1990 a 2000, em que o crescimento médio esteve na casa dos 5% a.a. O segundo momento, a partir de 2000, o crescimento médio diminuiu, para algo em torno dos 3% a.a. Há também uma percepção clara de forte redução das taxas de juros, principalmente após a adoção do RMI.

3.2.9 México

O México, assim como o Brasil, passou por momentos de inflação elevada no início e em meados dos anos de 1990, sendo que o maior pico ocorre entre 1995 e 1996 devido a moratória que o México decreta no período fazendo com que os preços disparassem, chegando a mais de 50% a.a., vindo a se reduzir logo em seguida. A taxa de juros, devido a mudanças na adoção de uma taxa de referência, tem-se poucas informações antes de 1999, quando a taxa de juros atual é adotada, de maneira elevada no início, chegou a mais de 30% a.a. se reduzindo bruscamente, até a adoção do RMI em janeiro de 2001, como mostra a figura 25:

Figura 25 – Comportamento da taxa de juros (eixo da esquerda) e do nível de preços (eixo da direita) no México, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2017

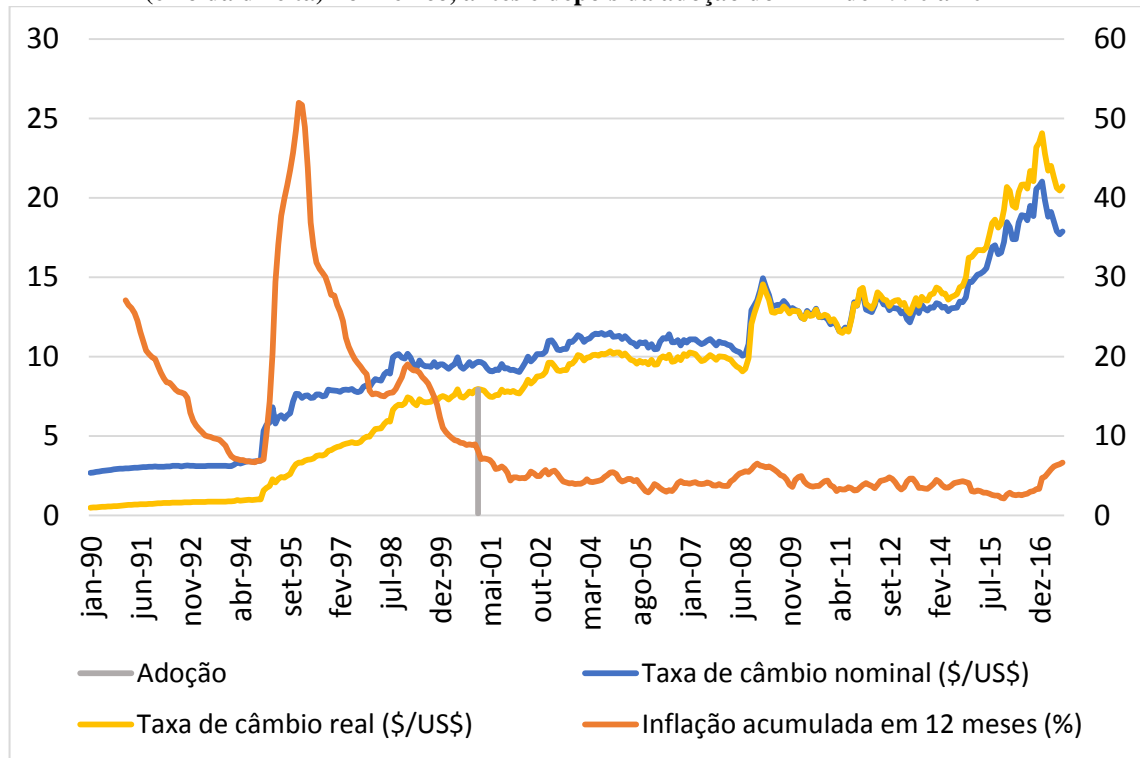


Fonte: Adaptado de Banco de México – BM (2017) e IMF (2017).

Com a adoção do RMI, percebe-se uma estabilidade tanta da inflação quanto da taxa de juros, em que a inflação se estabiliza próximo dos 5% a.a., mesmo com breves períodos de elevação, como em 2008. A taxa de juros por sua vez segue o mesmo comportamento da inflação, não passando dos 10% a.a. tendo uma média no período de 5% a.a. sendo que a queda mais contundente ocorre em 2008.

Quando se analisa a taxa de câmbio de maneira conjunta com a inflação mexicana percebe-se pouca relação entre ambas. A taxa de câmbio vinha sendo administrada desde o início dos anos 1990, quando se deixa o câmbio flutuar, fazendo com que os preços disparassem. Desde então, o câmbio vindo sendo depreciado aos poucos mantido na proporção de 10 para 1 como o dólar, até a CFG em 2008 como mostra a figura 26:

Figura 26 – Comportamento da taxa de câmbio real e nominal (eixo da esquerda) e do nível de preços (eixo da direita) no México, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2017

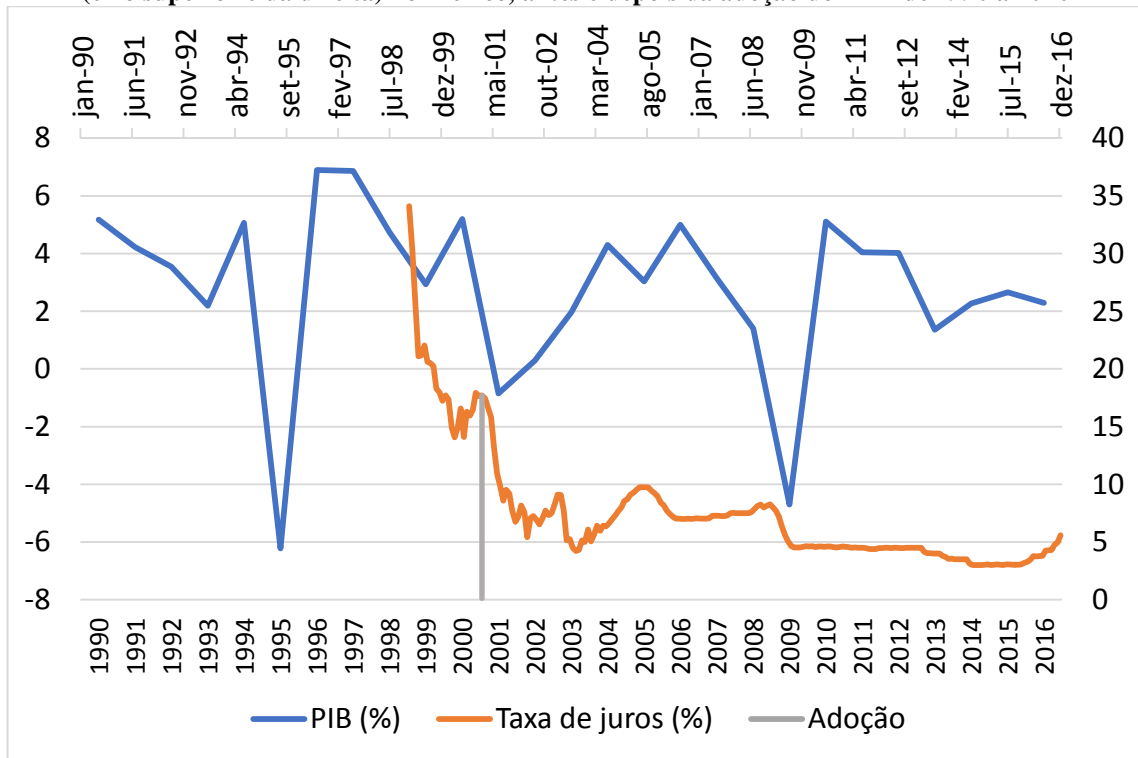


Fonte: Adaptado de BM (2017) e IMF (2017).

Desde então, o câmbio nominal vem sendo depreciado constantemente até chegar próximo dos 20 pesos mexicanos para 1 dólar americano em 2017. Nesse mesmo período a inflação se mostrou estável, abaixo dos 4% a.a. tendo um breve momento de elevação mais recentemente em 2017 chegando a 6% a.a. Contudo, quando se compara as taxas de câmbio real e nominal, percebe-se que até 2008, a taxa de câmbio real acompanha a taxa nominal, mas sempre estando abaixo desta. A partir de 2011, reverte-se essa tendência e a taxa de câmbio real passa a ficar acima da nominal e que a partir de 2015 há um forte descolamento entre elas.

Com relação ao crescimento mexicano, a figura 27 sintetiza o comportamento do mesmo desde 1990:

Figura 27 - Comportamento da taxa de crescimento (eixo da inferior e da esquerda) e da taxa de juros (eixo superior e da direita) no México, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2016



Fonte: Adaptado de BM (2017) e IMF (2017).

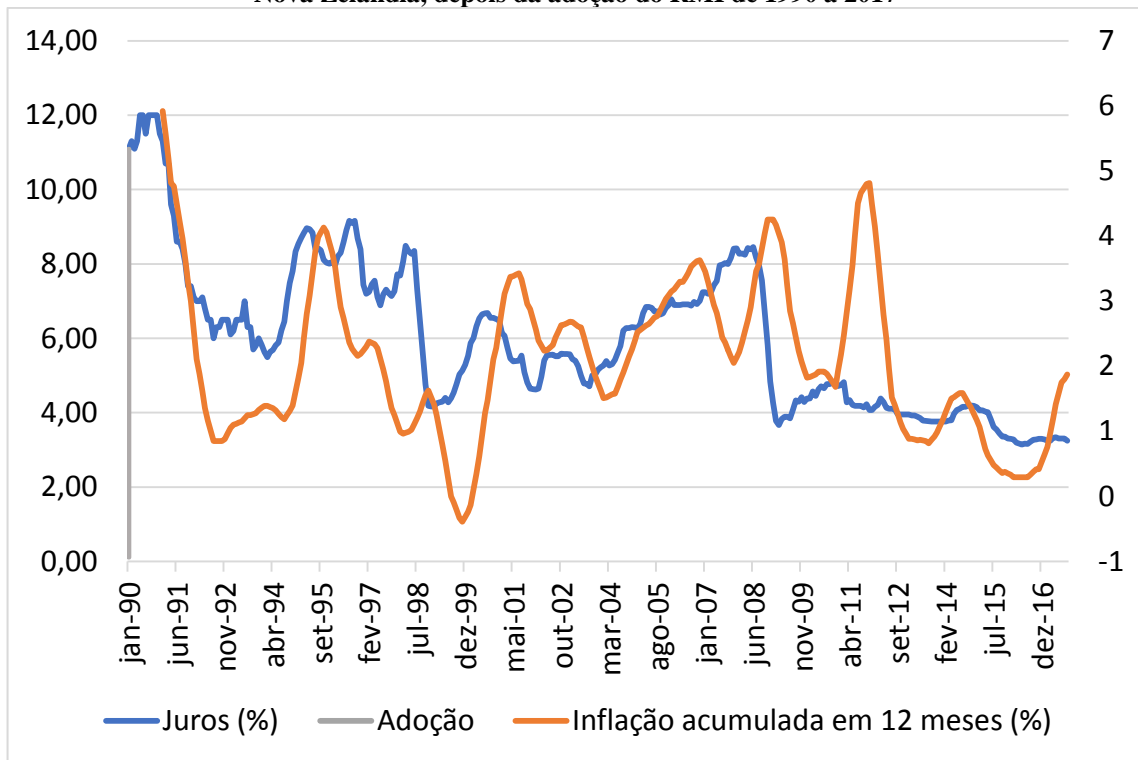
Percebe-se pela figura, que o padrão de crescimento da economia mexicana é muito parecida com a da economia brasileira, com altos e baixos, típico do padrão stop and go. As maiores quedas se dão em 1995 e me 2009, a primeira por ser a crise no balanço de pagamentos mexicana, e a segunda referente a CFI. Contudo, a média de crescimento da economia mexicana é maior que a da economia brasileira, principalmente a partir de 2011, em que a media situa-se acima dos 2% a.a.

3.2.10 Nova Zelândia

A Nova Zelândia foi o primeiro país a adotar o RMI no mundo, em 1990. Desde então, percebe-se que tanto a inflação quanto a taxa de juros de referência para o país são voláteis mostrando grande instabilidade. A inflação neozelandesa não passa dos 6% a.a., tendo seus picos mais notáveis em 1991 e em 2011, sendo os períodos de 2000 e mais recentemente em 2016, a inflação chegou a ser negativa ou muito próximo de zero. Similarmente, a taxa de juros, na adoção do RMI é elevada, chegando a 12% a.a., mas que logo se reduz, oscilando entre 4 e 10% a.a. até 2008, quando a taxa de juros muda seu comportamento volátil e se

estabiliza em torno dos 4% a.a., chegando a valores abaixo disso mais recentemente, como mostra figura 28:

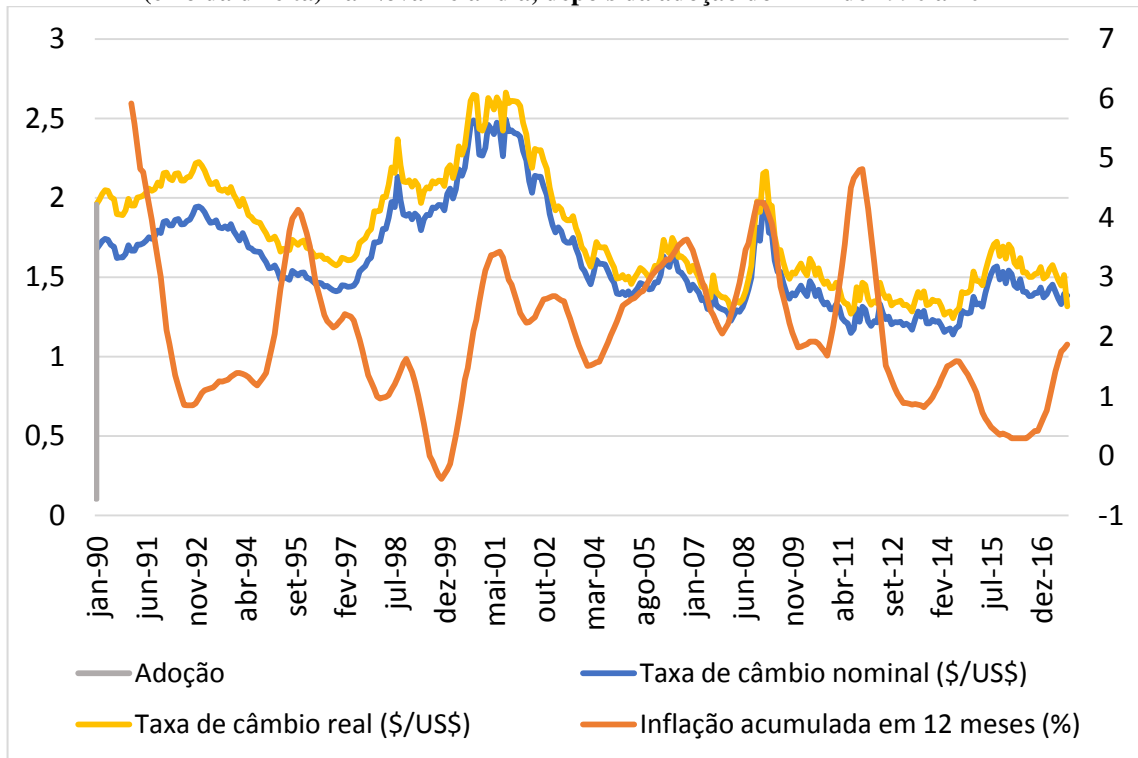
Figura 28 – Comportamento da taxa de juros (eixo da esquerda) e do nível de preços (eixo da direita) na Nova Zelândia, depois da adoção do RMI de 1990 a 2017



Fonte: Adaptado de New Zealand's Central Bank – NZCB (2017) e IMF (2017).

Quando se compara a taxa de câmbio e a inflação, percebe-se pouca relação entre ambas, uma vez que a taxa de câmbio tem se mantido estável ao longo dos anos, chegando a ter picos entre 2000 e 2001, se estabilizando em seguida próximo dos 1,5 dólares neozelandeses para cada dólar americano, como mostra a figura 29:

Figura 29 – Comportamento da taxa de câmbio real e nominal (eixo da esquerda) e do nível de preços (eixo da direita) na Nova Zelândia, depois da adoção do RMI de 1990 a 2017

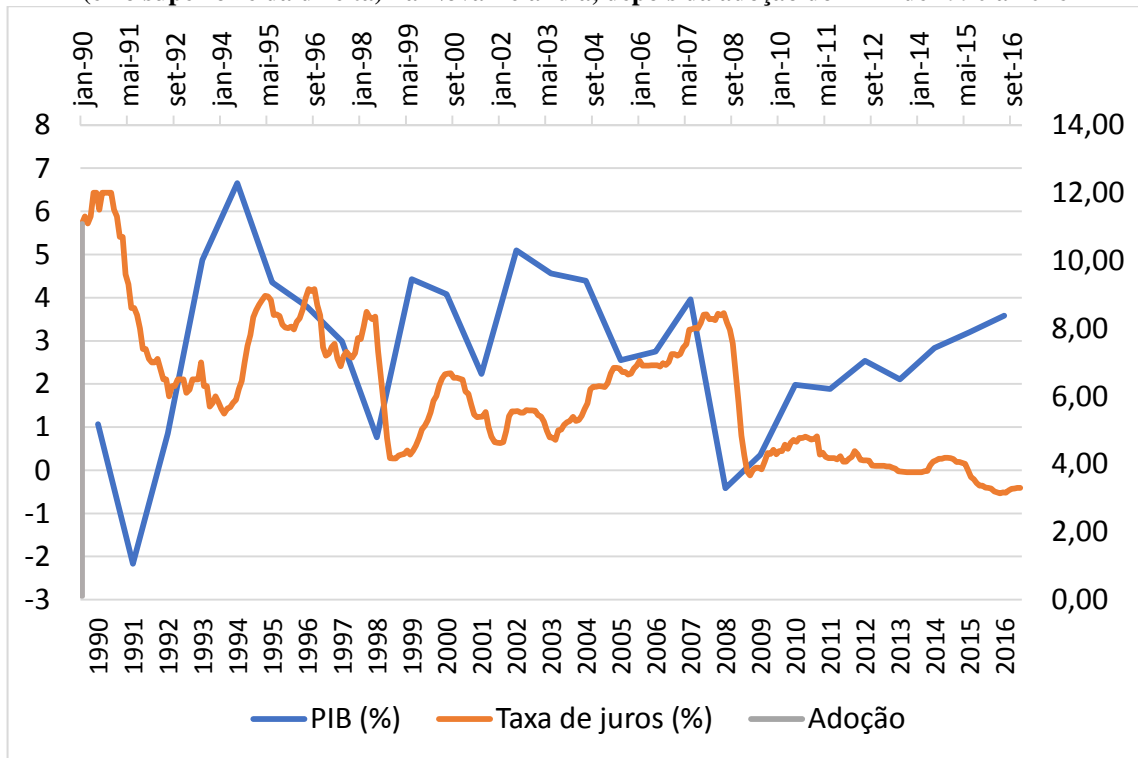


Fonte: Adaptado de NZCB (2017) e IMF (2017).

Durante a CFG em 2008 houve um momento em que tanto a inflação quanto o câmbio se elevaram, mas que logo reverteram esse movimento, estabilizando o câmbio e a inflação tendo um momento de elevação, já supracitado, vindo a se estabilizar abaixo dos 2% a.a. Quando se compara as taxas de câmbio real e nominal, elas mostram um comportamento muito próximo entre elas, sendo que a taxa real fica o tempo todo acima da nominal.

Com relação ao crescimento neozelandês, percebe-se pela figura 30 dois padrões:

Figura 30 - Comportamento da taxa de crescimento (eixo da inferior e da esquerda) e da taxa de juros (eixo superior e da direita) na Nova Zelândia, depois da adoção do RMI de 1990 a 2016



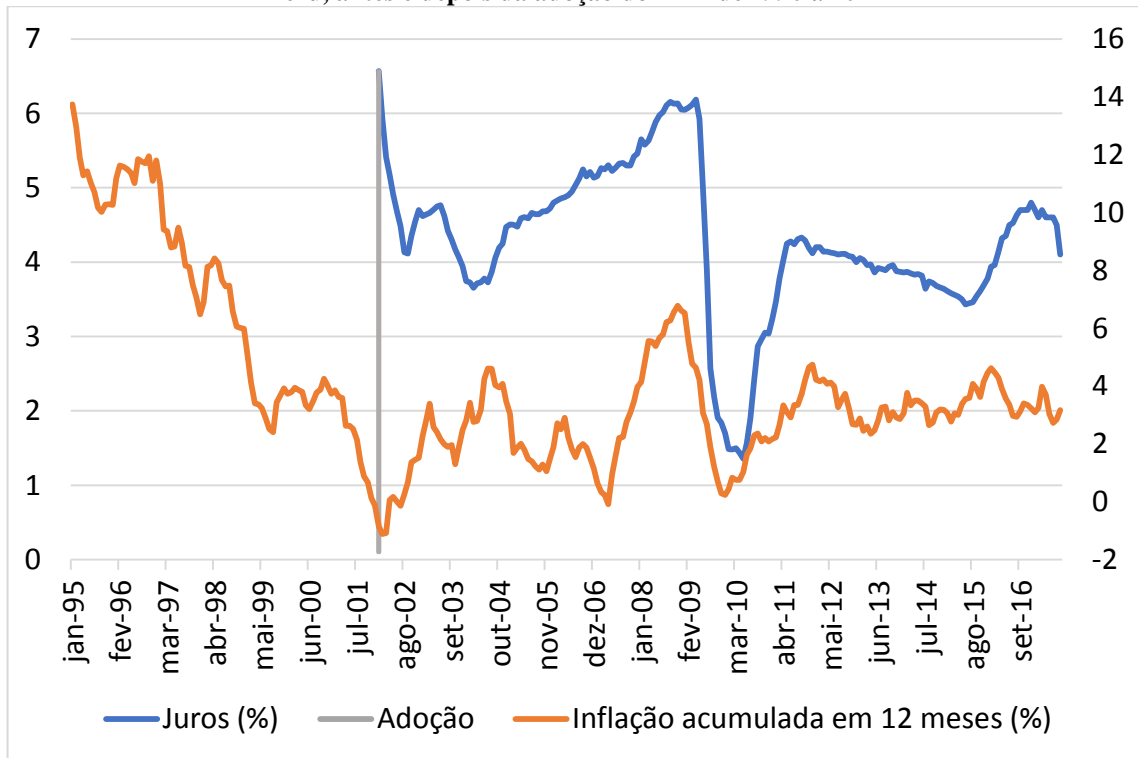
Fonte: Adaptado de NZCB (2017) e IMF (2017).

O primeiro, de 1990 até o ano de 2008, em que a economia neozelandesa tem altos e baixos latentes, mas em torno de crescimento médio de mais de 2% a.a. Contudo com a CFI em 2007-2008, esse padrão muda e mostra a uma forte tendência de recuperação da economia, sendo que o crescimento se dá de mais robusta nos 2015 e 2016, crescendo mais de 3% a.a.

3.2.11 Peru

O Peru, assim como a maioria dos países da América Latina, tem uma inflação elevada no início de 1990. Como os dados são divergentes, tanto do Banco Central Peruano, quanto do FMI, optou por analisar apenas a partir de 1995, em que se tem dados mais confiáveis. Percebe-se que a inflação peruana tem uma trajetória descendente de 1995 até 2002 quando se implementa o RMI no país. Desde então, a inflação se manteve estável, próximo aos 3% a.a. Em contrapartida, a taxa de juros de referência adotada é baixa para os padrões latino-americano, partido de menos de 7% a.a., tendo alguns momentos de alta e de forte redução, como mostra a figura 31:

Figura 31 - Comportamento da taxa de juros (eixo da esquerda) e do nível de preços (eixo da direita) no Peru, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2017

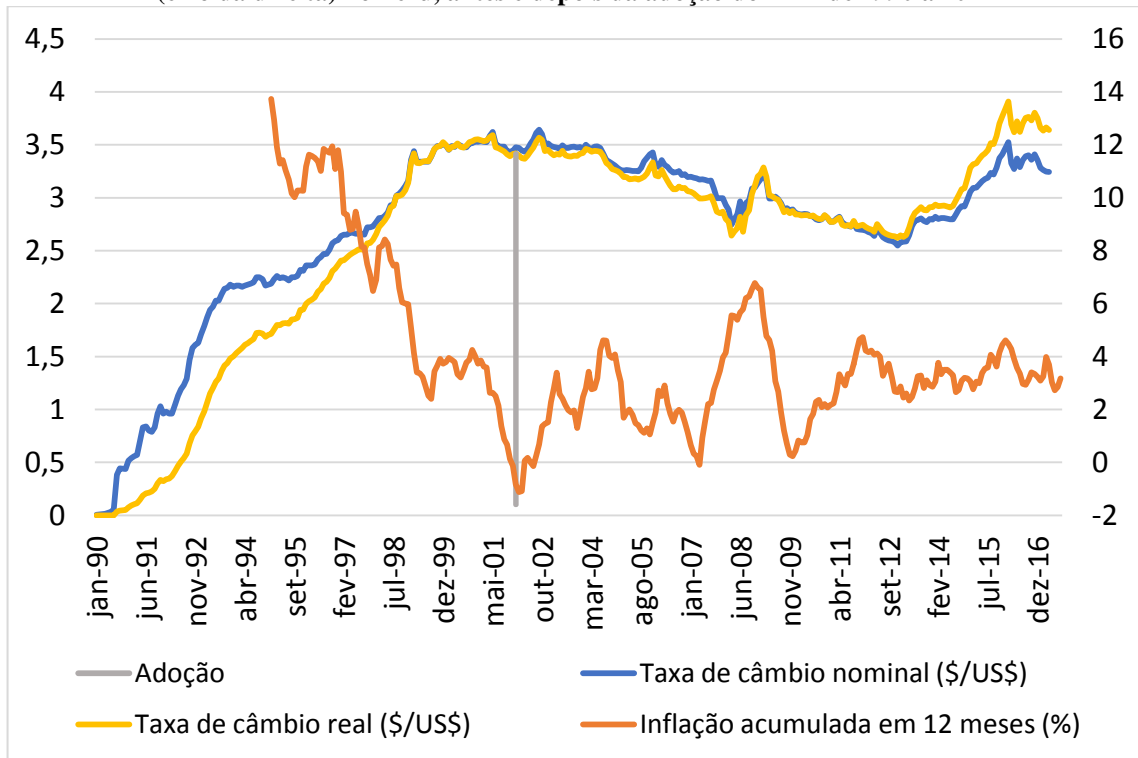


Fonte: Adaptado de Banco Central de Reserva del Peru – BCRP (2017) e IMF (2017).

Com a CFG, percebe-se dois grandes movimentos. O primeiro diz respeito a inflação, que disparou no ano seguinte a crise, atingindo valores superiores a 6% a.a., estabilizando próximo dos 3% a.a. nos anos seguintes. O segundo foi em relação a forte queda da taxa de juros em 2009 e 2010, chegando ao valor de 1,5% a.a., se elevando e se estabilizando próximo dos 4% a.a. nos anos seguintes.

Prosseguindo a análise, quando se compara a taxa de câmbio peruana com a inflação, percebe-se pouca relação entre elas, como mostra a figura 32:

Figura 32 - Comportamento da taxa de câmbio real e nominal (eixo da esquerda) e do nível de preços (eixo da direita) no Peru, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2017

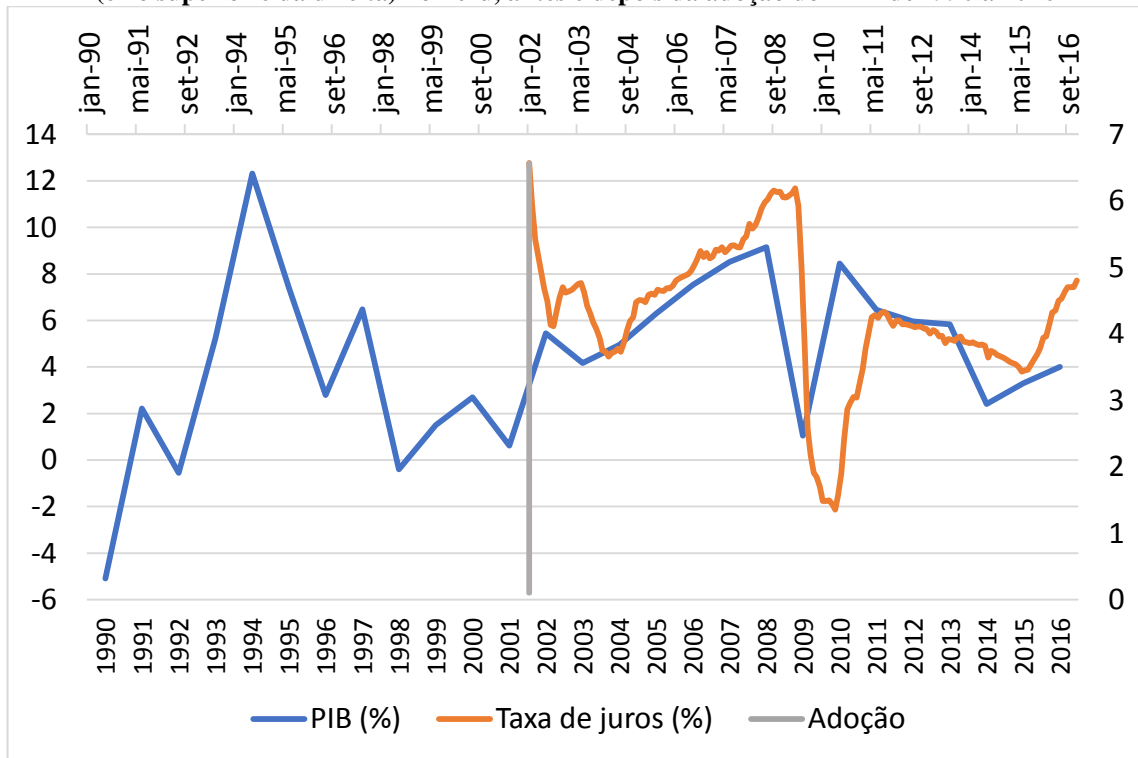


Fonte: Adaptado de BCRP (2017) e IMF (2017).

O primeiro ponto a se observar é que a taxa de câmbio nominal tem uma tendência a depreciação desde 1990, atingindo seu auge em 2002, com a adoção do RMI. Desde então, a taxa de câmbio sofreu com uma apreciação branda, passando de 3,50 para 2,50 pesos peruanos por dólar. Contudo, a partir de 2013 há um movimento de depreciação, voltando o câmbio ao seu patamar histórico de 3,50 pesos por dólar. A inflação, por sua vez, percebe-se que há pouco impactos perceptíveis oriundos da flutuação da taxa de câmbio, não permitindo fazer qualquer inferência acerca da relação dessas variáveis. Assim, como observados nas outras economias em desenvolvimento, a taxa de câmbio real e nominal tem um comportamento muito semelhante e característico. A taxa de câmbio real acompanha a nominal, ficando sempre abaixo desta até 2012. A partir deste ano, percebe-se uma inversão, em que a taxa de câmbio real fica acima da nominal e fica cada vez mais descolada, sendo que a partir de 2015, esse descolamento é evidente.

Com relação ao crescimento econômico, percebe-se pela figura 33, um padrão característico das economias latino-americanas:

Figura 33 - Comportamento da taxa de crescimento (eixo da inferior e da esquerda) e da taxa de juros (eixo superior e da direita) no Peru, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2016



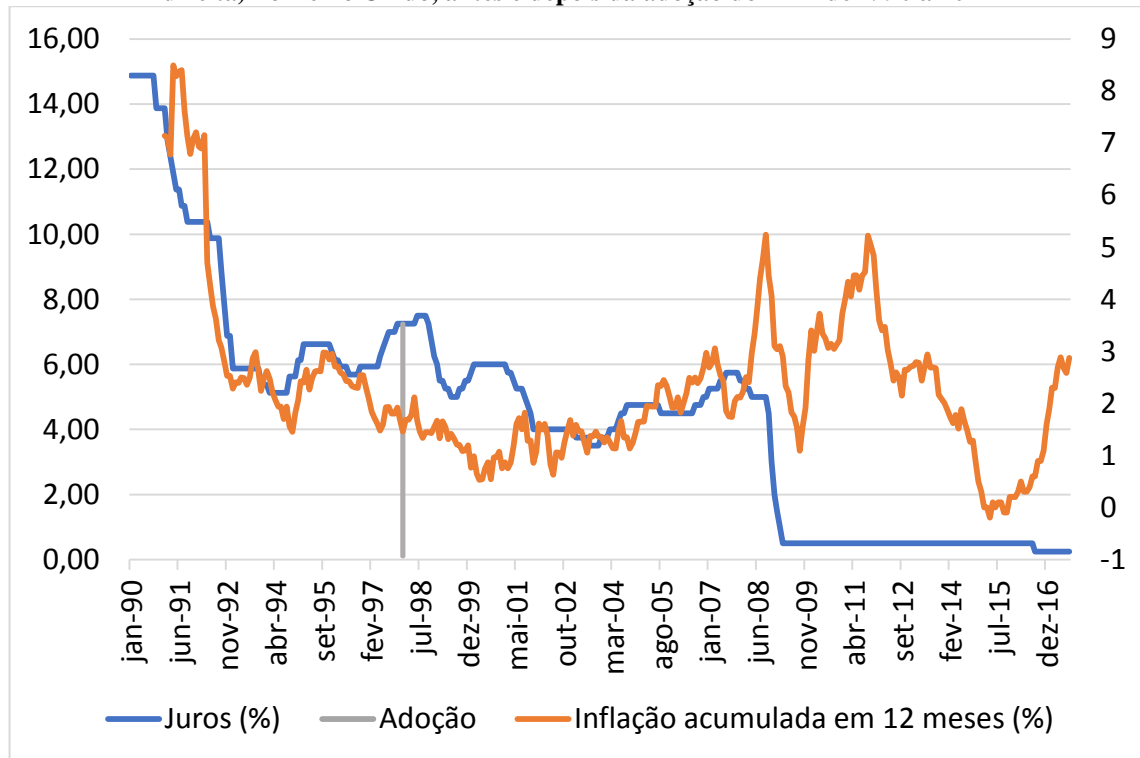
Fonte: Adaptado de BCRP (2017) e IMF (2017).

A economia peruana é marcada por um crescimento de altos e baixos, já evidenciado anteriormente, por Brasil e México, tipo de um padrão *stop and go*. Mesmo assim, o crescimento médio da economia peruana, fica melhor que a das outras duas economias supracitadas, uma vez que o valor fica acima dos 4% a.a.

3.2.12 Reino Unido

O Reino Unido adota o RMI em 1998, sendo que anteriormente, a taxa de juros tem um comportamento descendente, saindo de 15% a.a. para algo próximo de 8% a.a. no momento de adoção do RMI. A inflação tem um comportamento semelhante, sendo fortemente reduzida de mais de 8% a.a. para pouco menos de 2% a.a. no momento de adoção do regime, como mostra a figura 34:

Figura 34 – Comportamento da taxa de juros (eixo da esquerda) e da evolução do nível de preços (eixo da direita) no Reino Unido, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2017



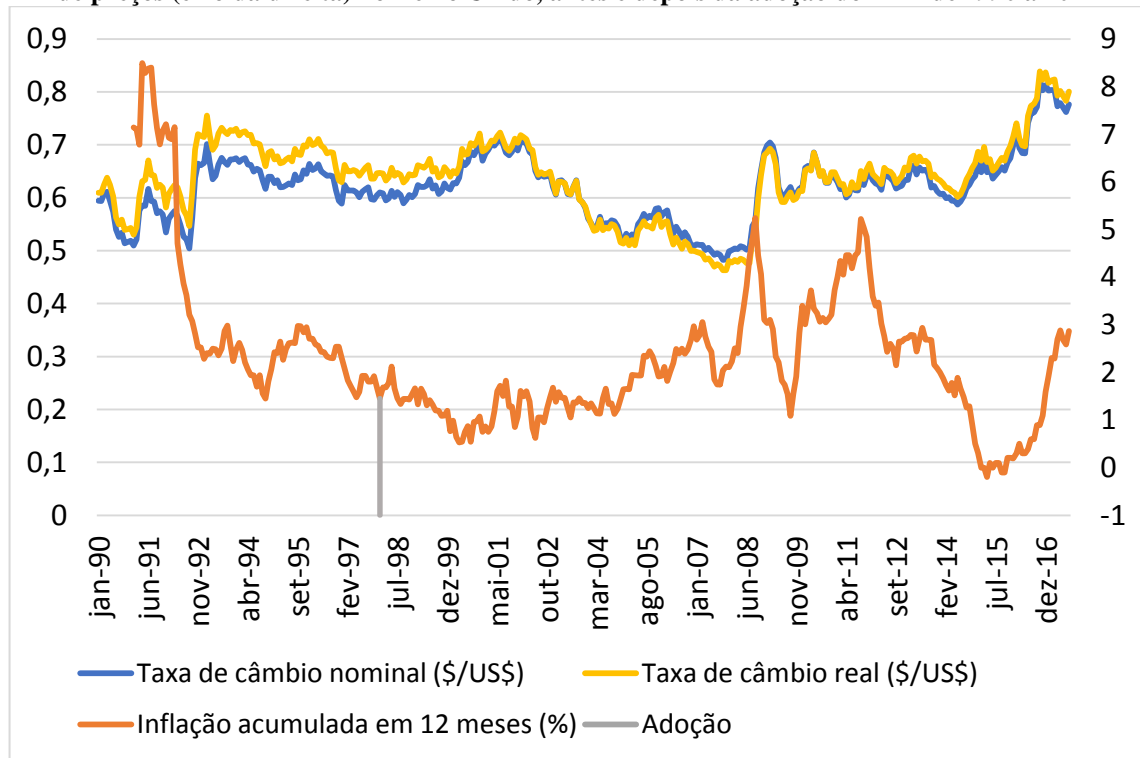
Fonte: Adaptado de Bank of England – BOE (2017) e IMF (2017).

Com a adoção do RMI, a taxa de juros manteve-se estável ao longo do tempo, sofrendo uma queda brusca apenas em 2009, com a CFG, quando as taxas chegaram próximo de 0% a.a. e se mantiveram como estão. A inflação por sua vez, passou por um período de elevação após a adoção do regime, tendo dois picos de 5% a.a. em 2008/2009 e em 2011/2012, se reduzindo bruscamente em seguida para valores negativos em 2015 e voltando ao patamar dos 3% a.a. em 2017. Isso evidencia que há uma certa volatilidade da inflação no Reino Unido, mesmo com a adoção do RMI.

Passando para a análise da taxa de câmbio do Reino Unido, percebe-se uma certa estabilidade da Libra Esterlina¹² frente ao dólar, desde 1990, com breves momentos de oscilação, como mostra a figura 35:

¹² Moeda oficial do Reino Unido.

Figura 35 – Comportamento da taxa de câmbio real e nominal (eixo da esquerda) e da evolução do nível de preços (eixo da direita) no Reino Unido, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2017



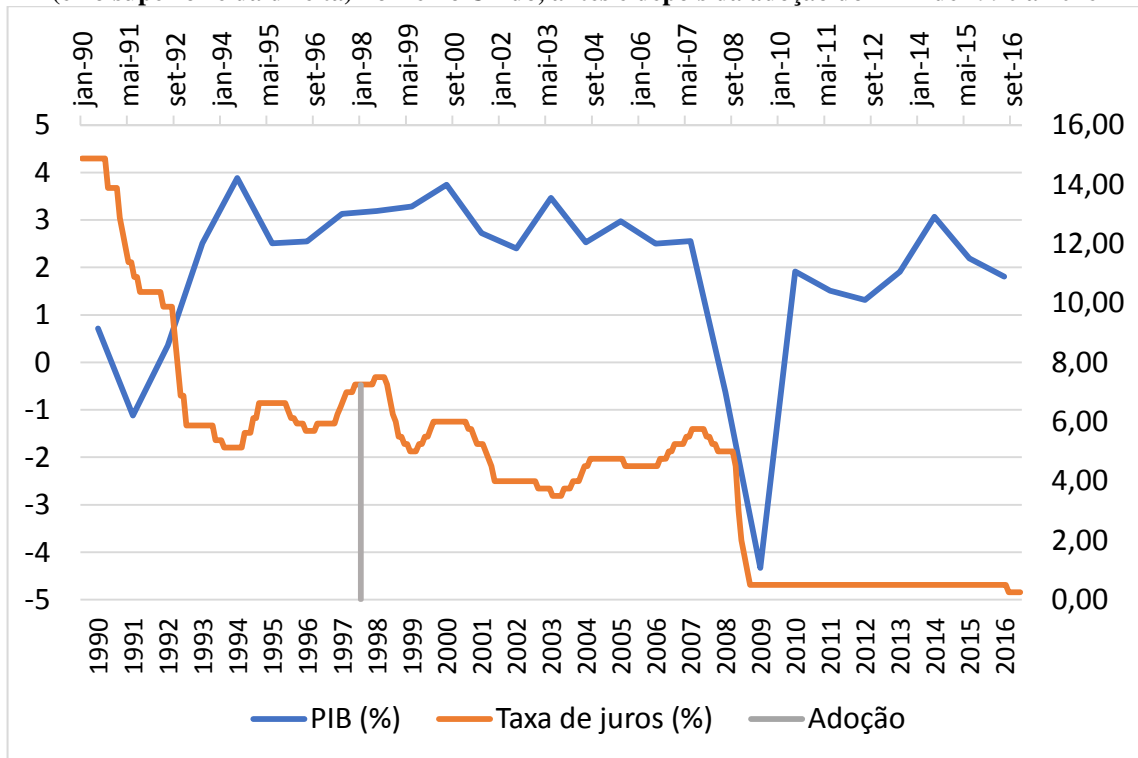
Fonte: Adaptado de BOE (2017) e IMF (2017).

Mesmo antes da adoção do RMI, o câmbio se mantém estável próximo dos 0,70 libras por dólar, tendo momentos de redução como entre os anos de 2004/2008, e momentos de elevação, como mais recentemente. Percebe-se dois momentos de correlação entre câmbio e inflação. O primeiro ocorre com 2008 com a CFG em que os preços e a taxa de câmbio se elevam abruptamente em resposta a crise. O segundo momento ocorre de maneira mais branda, a partir de 2015, em que a taxa de câmbio é continuamente depreciada, até chegar no pico histórico de 0,80 libras por dólar. A inflação se acelera a partir de 2016 no mesmo ritmo que a depreciação da taxa de câmbio, podendo ser uma possível evidencia de relação entre as variáveis no período mais recente.

Com relação as taxas de câmbio real e nominal, ambas andam juntas durante todo o período analisado, sendo que a partir de 2008, há um movimento de elevação da taxa real de câmbio, acima da nominal, mas de forma quase imperceptível.

Em termos de crescimento econômico, a figura 36 resume o crescimento da economia inglesa desde 1990:

Figura 36 - Comportamento da taxa de crescimento (eixo da inferior e da esquerda) e da taxa de juros (eixo superior e da direita) no Reino Unido, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2016



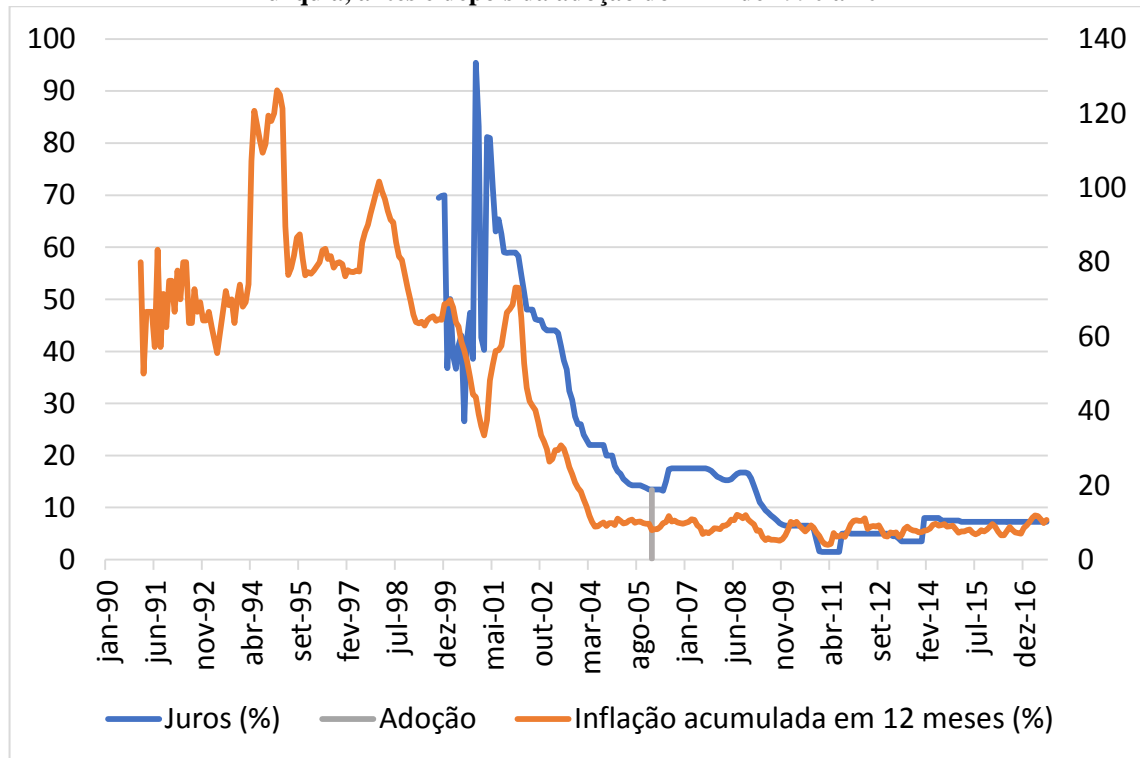
Fonte: Adaptado de BOE (2017) e IMF (2017).

Percebe-se que até 1994, havia uma grande oscilação da economia inglesa, tendo altos e baixos, mas a partir de 1995 até 2008, o Reino Unido teve um crescimento robusto e constante para uma economia desenvolvida, tendo em média um crescimento próximo dos 3% a.a. Com a CFI, houve uma forte queda da economia inglesa, mas que foi precedida por uma recuperação rápida, voltando ao patamar anterior e sustentando um crescimento médio de 2% a.a. Grande parte dessa retoma se deve a queda brusca das taxas de juros, que ficaram próximo de 0% a.a.

3.2.13 Turquia

A Turquia entre os países aqui analisados é o que demonstra o comportamento mais atípico e volátil entre todos os países, inclusive em comparação com o Brasil. Entre os países analisados é o último a adotar o RMI como regime monetário. A análise do período que precede a adoção do RMI, é marcada de muita volatilidade tanto da taxa de juros quanto da inflação. A inflação chegou a superar mais de 130% a.a., enquanto que a taxa de juros chegou a superar mais de 90% a.a. em 1994, como mostra a figura 37:

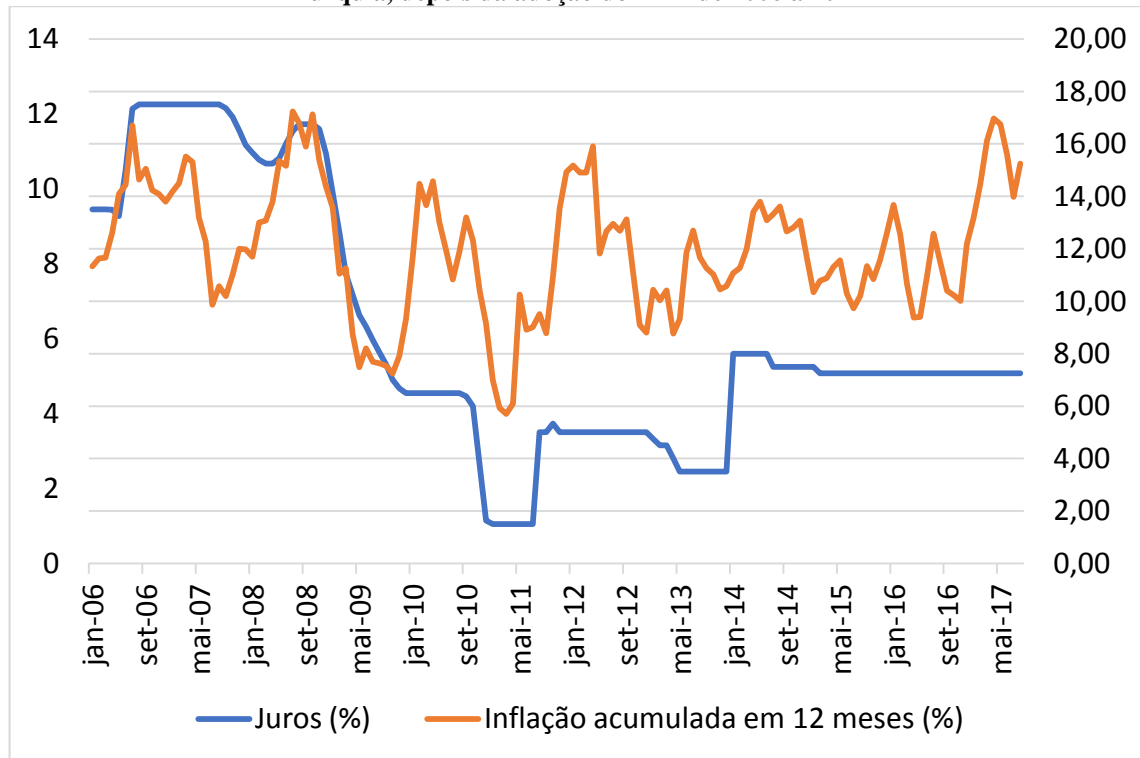
Figura 37 - Comportamento da taxa de juros (eixo da esquerda) e do nível de preços (eixo da direita) na Turquia, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2017



Fonte: Adaptado de Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankasi – TCMB (2017) e IMF (2017).

Para se fazer uma análise mais detalhada do comportamento da Turquia sob o RMI, optou-se por refazer a figura 25 apenas com os dados a partir da adoção do regime, em janeiro de 2006, como mostra a figura 38:

Figura 38 - Comportamento da taxa de juros (eixo da esquerda) e do nível de preços (eixo da direita) na Turquia, depois da adoção do RMI de 2006 a 2017

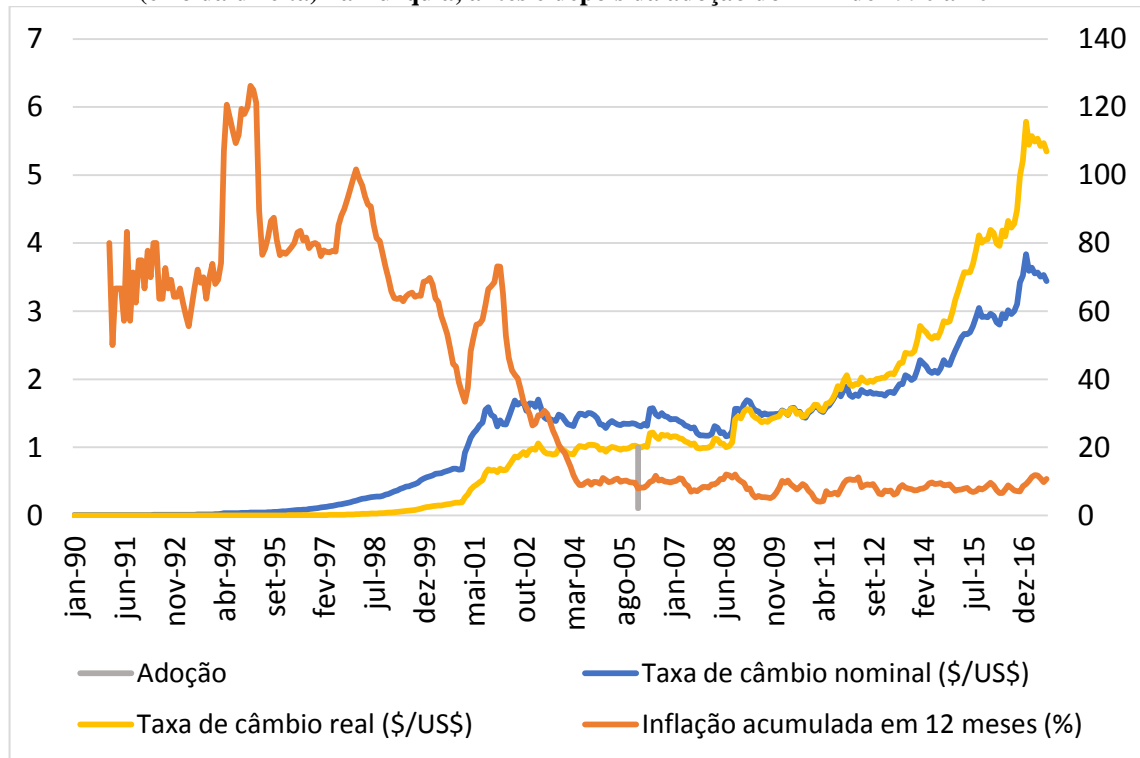


Fonte: Adaptado de TCMB (2017) e IMF (2017).

Percebe-se pela figura anterior que tanto a taxa de juros, quanto a inflação são elevadas desde a adoção do RMI na Turquia. A inflação tem uma média elevada, dentre os países analisados, chegando a 8% a.a., enquanto que a taxa de juros, ficou elevada no início do regime, chegando a mais de 12% a.a., tendo uma queda abrupta entre 2010 e 2010, chegando a mais de 1% a.a., e que nos dias de hoje está um pouco acima dos 5% a.a.

Quando se analisa a taxa de câmbio de maneira conjunta com a inflação, desde 1990, percebe-se o mesmo problema observado anteriormente, em que dado a magnitude dos dados, não se pode realizar uma análise mais aprofundada desde da adoção como mostra a figura 39:

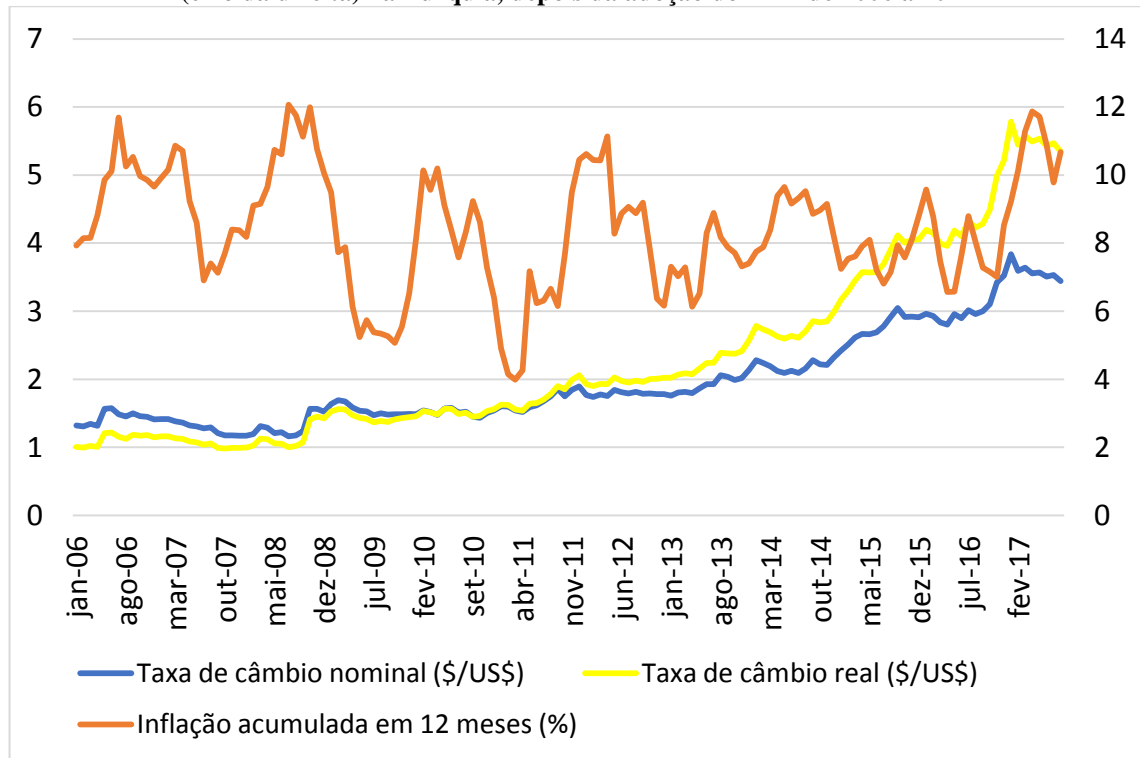
Figura 39 - Comportamento da taxa de câmbio real e nominal (eixo da esquerda) e do nível de preços (eixo da direita) na Turquia, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2017



Fonte: Adaptado de TCMB (2017) e IMF (2017).

Percebe-se que antes da adoção do RMI a inflação era extremamente elevada, e que o câmbio tinha um comportamento controlado até os anos 2000, em que a taxa de câmbio se deprecia fortemente chegando a 1,50 lira turca para cada dólar. Com a adoção do RMI, a taxa de câmbio nominal se mantém nesse patamar nos primeiros anos de adoção mais de deprecia fortemente após 2011, como mostra a figura 40:

Figura 40 - Comportamento da taxa de câmbio real e nominal (eixo da esquerda) e do nível de preços (eixo da direita) na Turquia, depois da adoção do RMI de 2006 a 2017

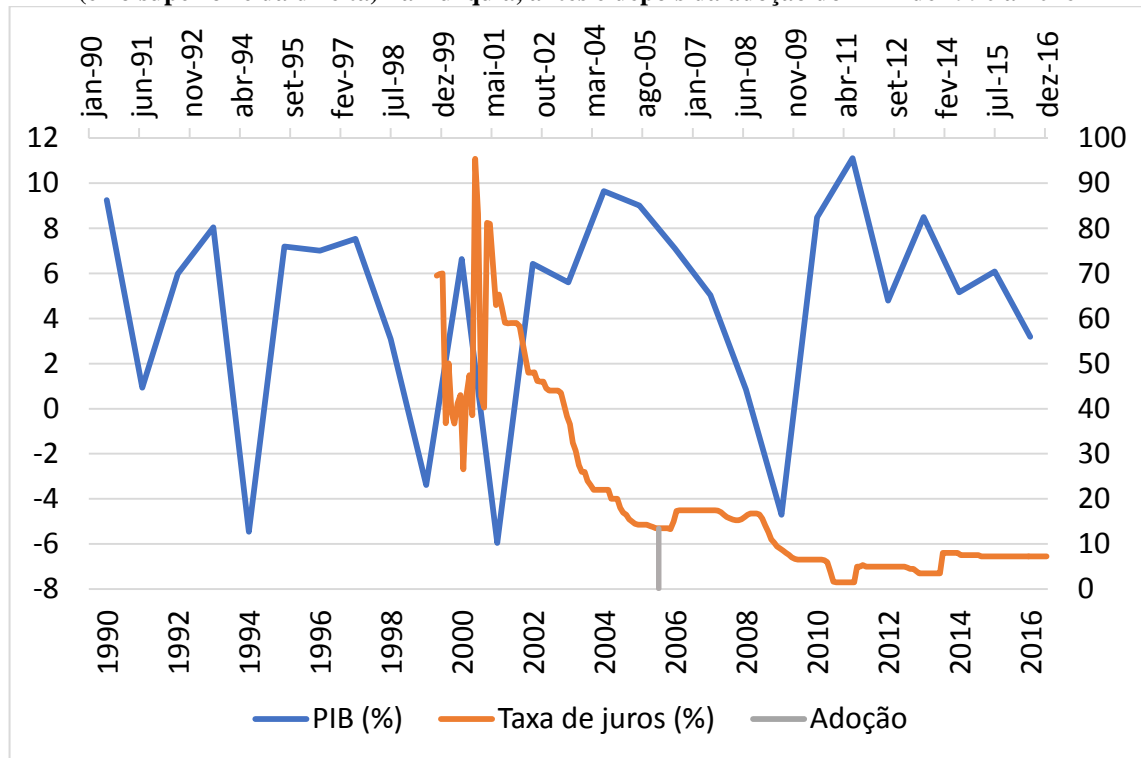


Fonte: Adaptado de TCMB (2017) e IMF (2017).

Percebe-se claramente a volatilidade da inflação turca já supracitada, e também a forte tendência a depreciação que a moeda turca teve desde a implantação do RMI, principalmente, a partir de 2011. Atualmente a moeda turca está em 3,50 lira para cada dólar, o que demonstra uma grande mudança na política cambial, desde a implantação do RMI. Quando se compara as taxas de câmbio real e nominal percebe-se, assim como nas economias em desenvolvimento dois momentos distintos. Até 2010, a taxa de câmbio real acompanhou os movimentos da taxa de câmbio nominal mas sempre num patamar inferior, sendo que entre 1997 até 2003, há um forte descolamento de ambos, voltando a se emparelhar nos anos de 2010. A partir de 2011, a taxa de câmbio real começa um movimento de deslocamento, sendo que a partir de 2016 esse descolamento torna-se muito evidente, fazendo com o cambio real continue sua escalada enquanto que o câmbio nominal, estabiliza-se.

Com relação a taxa de crescimento turca, a figura 41 sintetiza o ocorreu desde 1990:

Figura 41 - Comportamento da taxa de crescimento (eixo da inferior e da esquerda) e da taxa de juros (eixo superior e da direita) na Turquia, antes e depois da adoção do RMI de 1990 a 2016



Fonte: Adaptado de TCMB (2017) e IMF (2017).

Conforme já descrito anteriormente, a taxa de crescimento turca tem as mesmas características apresentadas por Brasil, México e Peru, de um crescimento *a la stop and go*, variando ano após anos. Mesmo após a adoção do RMI, essa característica permanece, mas comparando-se ao Brasil, as taxas de pico são bem mais elevadas que as taxas de pico brasileiras, sendo um forte indicativo que a economia turca é mais dinâmica que a brasileira.

Feitas as análises históricas dos 13 países selecionados que adotam o RMI, a seção seguinte abordará brevemente a literatura empírica acerca do RMI de forma comparativa.

3.3 REVISÃO DA LITERATURA EMPÍRICA ACERCA DO RMI DE MANEIRA COMPARATIVA

A presente seção apresenta a literatura empírica sobre o RMI, visando uma análise comparativa entre países. Para tanto, são analisados trabalhos em que a comparação ocorre entre países que adotam e não adotam o RMI, e entre apenas os países que adotam, sendo que o leque de escolhas para comparação é multivariada, cabendo ser analisado caso a caso.

Começando pelo trabalho pioneiro de Ball e Sheridan (2003) em que os autores comparam sete países da OCDE que adotam o RMI com outros treze que não adotam. Os

países que adotaram o RMI, o fizeram no início dos anos de 1990. Como resultados, os autores não encontraram evidências, na média, de que os países que adotaram o referido regime saíram-se melhor do que os que não adotaram. Nas palavras dos próprios autores

This result suggests, however, that the formal and institutional aspects of targeting—the public announcements of targets, the inflation reports, the enhanced independence of central banks—are not important. Nothing in the data suggests that covert targets would benefit from adopting explicit targets (BALL; SHERIDAN, 2003, p. 273)¹³.

O segundo trabalho é o de Aizenman, Hutchison e Noy (2011), que tem por objetivo analisar o comportamento da regra de Taylor dos bancos centrais de 16 países emergentes¹⁴ que adotam e que não adotam o RMI, por meio da utilização do modelo de dados de painel, durante o primeiro trimestre de 1989 até o último trimestre de 2006.

Como resultados, o autor argumenta que há evidências de uma resposta clara, significativa e estável que vai da taxa de juros para a inflação, em países emergentes que seguem publicamente o RMI. Em contrapartida, o autor evidencia que os bancos centrais que não adotam o RMI, a política monetária também tem peso relevante para controlar a inflação. Ademais, o autor alerta que as condições externas devem desempenhar um papel importante na política do banco central e por conta disso, os testes empíricos apontam que as economias emergentes utilizam estratégias mistas quando adotam o RMI, isto é, os bancos centrais, além de perseguirem baixa inflação, também buscam manter as taxas de câmbio real estabilizadas.

O trabalho empírico de Rocha e Curado (2009) busca, por meio do modelo de dados em painel com variáveis instrumentais (modelo de efeitos fixos e efeitos aleatórios), analisar a adoção do RMI e as funções de reação dos bancos centrais. Os autores analisam especificamente se os diversos arranjos institucionais adotados (flexíveis ou rígidos, segundo critérios elaborados pelos autores) podem influenciar no comportamento da política monetária sob o RMI. Os autores consideraram, analisando os arranjos institucionais, que Tailândia, África do Sul, Noruega, Canadá, Austrália, Israel, Nova Zelândia e Chile teriam regimes mais flexíveis, enquanto que Brasil, México, Peru, Hungria, Filipinas, Coreia do Sul, Colômbia, Polônia, República Tcheca e Reino Unido teriam regimes mais rígidos.

¹³ Este resultado sugere, no entanto, que os aspectos formais e institucionais da segmentação - os anúncios públicos das metas, os relatórios de inflação, a maior independência dos bancos centrais - não são importantes. Nada nos dados sugerem que os alvos encobertos se beneficiariam da adoção de alvos explícitos.

¹⁴ Argentina, Brasil, Colômbia, Coreia do Sul, Filipinas, Hungria, Indonésia, Israel, Jordânia, Malásia, Marrocos, México, Peru, Polônia, República Tcheca, e Tailândia.

Desse modo, os autores obtiveram resultados que apontam “[...] para diferenças de comportamento das funções de reação dos bancos centrais com IT institucionalmente flexível em face dos rígidos” (ROCHA; CURADO, 2009, p. 249). Em particular para o Brasil, os autores sugerem que os resultados obtidos apontam que o regime rígido, quando comparado aos outros países analisados, poderia ser uma das causas da forte atuação que o Banco Central Brasil (BCB) dá aos desvios da inflação (ROCHA; CURADO, 2009).

Ainda nessa mesma linha Silva (2007) investiga os efeitos do RMI sobre países emergentes selecionados, do ponto de vista da eficiência da política e do ponto de vista do desempenho macroeconômico. A autora realiza um estudo empírico utilizando modelo de dados em painel dinâmico, numa amostra de 14 países emergentes¹⁵ para o período de 1985 e 2005. Como resultado, a autora argumenta que “[...] a adoção deste regime [RMI] parece não influenciar o desempenho macroeconômico dessas economias.” (SILVA, 2007, p. 151).

Por sua vez, Rocha e Oreiro (2008) buscam analisar, por meio de um modelo com crescimento dinâmico, como o RMI afeta o crescimento dos países analisados. Para tal pesquisa, os autores de utilizam da metodologia de Arellano e Bond (1991) que é uma metodologia que utiliza dados em painel dinâmico, sendo os dados extraídos da *World Penn Table* (6.2) para 23 países¹⁶ que utilizam o RMI entre o período de 1991 a 2004.

Como resultados, os autores argumentam que “[...] a adoção do IPC cheio, a utilização de um horizonte de convergência para as metas maior do que o de um ano, e a capacidade de os Bancos Centrais evitarem desvios das metas são fatores benéficos para a trajetória de crescimento do produto.” (ROCHA; OREIRO, 2008, p. 289). Assim sendo, os autores prosseguem e argumentam que, uma vez consolidado o RMI, o banco central pode flexibilizar o arranjo institucional adotado para uma melhor condução da política monetária (ROCHA; OREIRO, 2008).

O trabalho de Lin (2010) tem por objetivo analisar empiricamente os efeitos internacionais do RMI. O autor utiliza uma série de métodos de correspondência de *score* de propensão de 22 países industrializados e 52 países em desenvolvimento, sendo que 23 dos países analisados utilizam o RMI como regime de política monetária. Os dados são anuais para o período 1985-2005. O autor buscou avaliar empiricamente se a adoção do RMI afeta a volatilidade do câmbio real e nominal, reservas internacionais em termos de importação e em

¹⁵ África do Sul, Brasil, Chile, Colômbia, Coréia do Sul, Filipinas, Hungria, Israel, México, Peru, Polônia, República Tcheca, Tailândia e Turquia.

¹⁶ Austrália, Chile, Canadá, Israel, Grã-Bretanha, Suécia, Espanha, México, República Tcheca, África do Sul, Tailândia, Islândia, Hungria, Noruega, Peru, Filipinas, Turquia, Coréia do Sul, Brasil, Colômbia, Polônia, Finlândia, Nova Zelândia.

termos de M_2 (um dos agregados monetários) e saldo em transações correntes (balanço de pagamentos) em proporção do PIB.

Em termos de resultados, o autor evidencia que a adoção do RMI não teve impactos significativos dos países-alvo, na amostra agrupada. Contudo, desagrupando a amostra, o autor encontra evidências robustas de que o RMI tem impactos diferentes sobre a volatilidade do câmbio e sobre as reservas cambiais. Em países em desenvolvimento, há um aumento significativo da estabilidade do câmbio real e nominal e das reservas internacionais, ao passo que nos países industrializados essa estabilidade diminui.

Isso quer dizer, que, sob o RMI, os países em desenvolvimento aumentam as reservas proporcionalmente ao valor mensal de suas importações, enquanto que nos países industrializados esse efeito é o contrário. Os efeitos sobre a conta corrente são insignificantes estatisticamente quando o autor analisa os países em grupos.

Seguindo essa mesma linha, Lucotte (2012), utilizando o mesmo modelo proposto por Lin (2010), analisa os impactos do RMI sobre a arrecadação tributária, uma vez que as inflações estariam mais estabilizadas e baixas sob o RMI. Os resultados encontrados por Lucotte (2012) mostram que a adoção do RMI tem aumentado a receita pública nas economias emergentes, o que poderia evidenciar que a ausência de dominância fiscal não seria uma pré-condição para adoção do RMI.

O trabalho de Genc *et al.* (2007) tem por objetivo avaliar se os países que adotaram o RMI o fizeram como uma ferramenta política de controle da inflação. Para tal, os autores utilizaram modelos de séries temporais ARMA¹⁷ e GARCH¹⁸ para estimar se há uma mudança estrutural na condução da política monetária antes e depois da adoção do referido Regime, entre o primeiro trimestre de 1990 (a depender da data de adoção de cada país) e o terceiro trimestre de 2004. Os autores realizam essa análise para Canadá, Nova Zelândia, Reino Unido e Suécia e argumentam que

We find that that the observed reductions in inflation levels can not be attributed to the adoption of IT from the statistical viewpoint since the actual and forecasted inflation levels do not appear to be distinguishable from each other. In addition, we do not detect a regime switch in the data. Our research does not provide answers as to why this was the case, but we are in the company of prior studies suggesting this outcome. We speculate that when policy makers and economic agents who take future inflation levels into account while making decisions believe that targeted inflation levels are credible, then the self-fulfilling prophecies will kick in to

¹⁷ É o modelo de série temporal que utiliza um Processo Autorregressivo de Médias Moveis – ARMA (p, q). Para maiores informações ver Bueno (2011).

¹⁸ É o modelo de série temporal que utiliza um processo Autorregressivo de heretocedasticidade condicional generalizado – GARCH proposto por Engle (1982) e aperfeiçoado por Bollerslev (1986). Para maiores informações ver Bueno (2011).

generate low levels of inflation even before an IT policy is formally adopted. Thus, we conclude that it is no surprise that no structural break exists between the pre and post-IT policy adoption inflation levels. (GENC *et al.*, 2007, p. 25)¹⁹.

Isso quer dizer que a adoção em específico do RMI não permite afirmar que a queda dos níveis da inflação a partir da década de 1990 ocorreu devido à adoção do RMI.

O trabalho de Ivrendi e Guloglu (2010) analisa o impacto e os efeitos dinâmicos de um choque da política monetária sobre a balança comercial, as taxas de câmbio e outras variáveis macroeconômicas, para 5 países desenvolvidos que adotam o RMI, utilizando o modelo de Vetores de Correção de Erros Estruturais (SVEC) com restrições de curto e longo prazo. Os dados são trimestrais para Austrália e Nova Zelândia e mensais para Canadá, Reino Unido e Suécia. O período analisado varia de país para país, mas, em geral, os dados começam no início da década de 1990 e vai até 2006.

Os resultados obtidos pelos autores corroboram as expectativas teóricas do RMI, ou seja, um choque negativo de política monetária leva à queda no nível de preços e tem efeitos negativos sobre a produção. Em contrapartida, há uma apreciação cambial e uma melhora de curto prazo no balanço de pagamentos. Ademais, ao impor restrições ao modelo proposto, os autores não encontraram evidências de *price-puzzle*²⁰ nas economias analisadas.

Outro trabalho que segue essa linha de análise é o de Kohlscheen (2014) que busca investigar os efeitos da política monetária sobre as taxas de câmbio para Brasil, Chile e México. O autor utiliza o método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para realizar sua análise, com diversos testes de robustez, de forma a conferir maior confiabilidade nos resultados obtidos.

Os resultados apontam para evidências de que mudanças na taxa de câmbio, após algum evento de magnitude política (como divulgação de relatórios por partes de órgãos governamentais e resultados da atividade econômica, do nível de desemprego e das expectativas de inflação), não oferecem subsídios para a visão convencional que associa apreciações na taxa de câmbio a aumentos da taxa de juros.

¹⁹ Descobrimos que as reduções observadas nos níveis de inflação não podem ser atribuídas à adoção de TI do ponto de vista estatístico, uma vez que os níveis de inflação reais e previstos não parecem ser distinguíveis uns dos outros. Além disso, não detectamos uma mudança de regime nos dados. Nossa pesquisa não fornece respostas sobre por que isso ocorreu, mas estamos na companhia de estudos anteriores sugerindo esse resultado. Nós especulamos que quando políticos e agentes econômicos que levam em consideração níveis futuros de inflação enquanto tomam decisões acreditam que os níveis de inflação específicos são críveis, então as profecias autorrealizáveis irão gerar baixos níveis de inflação mesmo antes de uma política de TI ser formalmente adotada. Assim, concluímos que não é surpresa que não haja quebra estrutural entre os níveis de inflação adotados por políticas pré e pós-TI.

²⁰ Conceito que será mais discutido ao final deste ensaio, juntamente com a análise dos resultados do exercício econométrico proposto.

Essa falta de aderência empírica aos modelos padrões de previsão persiste mesmo se os eventos políticos, seguidos de intervenção cambial, forem excluídos da amostra, ou mesmo se houver aceitação de não-linearidade no modelo. Isso quer dizer que, pela análise realizada por Kohlscheen (2014), não se pode aferir as mudanças na taxa de câmbio a mudanças de política econômica ou mesmo de mudanças na taxa de juros, sendo essa implicação um fator importante para a condução da política monetária, sob o RMI em economias emergentes.

Por último, o trabalho de Fonseca, Peres e Araújo (2016), que tem por objetivo comparar o RMI brasileiro com as experiências de outros países emergentes selecionados (África do Sul, Chile, Colômbia, Coreia do Sul e México). Os autores analisam primeiramente o histórico de cada país antes da adoção do RMI, bem como o quadro institucional do RMI adotado por cada um, focando nas diferenças de cada regime.

Posteriormente, os autores realizam um exercício econométrico com base no modelo Autorregressivo com Correção de Erros (VEC) para cada um dos países selecionados afim de analisar a eficiência do RMI em cada um. O período de análise adotado pelos autores foi o mesmo: dados mensais entre 2000 e 2012.

Como resultado, os autores encontram evidências de que o RMI não é um bom regime de política monetária, uma vez que os episódios inflacionários observados nas economias selecionadas nem sempre têm origem na demanda. Como o RMI é focado apenas em problemas de inflação de demanda, episódios de inflação oriundos na oferta, ou mesmo de repasse cambial, não são levados em consideração, o que tornaria o regime ineficaz. Ademais, o arcabouço institucional comparado de cada regime mostra que nos países em que há mais flexibilidade as taxas de juros e de inflação são menores, sendo, portanto, o RMI mais eficaz no combate à inflação.

3.4 EFICÁCIA DO RMI: UMA ABORDAGEM COMPARATIVA UTILIZANDO VEC

O objetivo dessa seção é comparar empiricamente a eficiência dos diferentes RMI adotados por meio do modelo de Vetor de Correção de Erros (VEC). Para tal, foi estimado um VEC para cada país selecionado, comparando seus resultados, inspirado nos trabalhos de Modenesi e Araújo (2013) e Fonseca, Peres e Araújo (2016).

Optou-se por estimar um modelo VEC para cada país, ao invés de estimar um modelo em painel, ou mesmo uma regressão conjunta, pois seria algo inédito na literatura empírica e os resultados seriam visíveis para cada um, permitindo uma comparação mais robusta. Outros modelos, embora tenham suas vantagens perante o modelo VEC comparado, não permitem

um diagnóstico individual para cada país selecionado e comparar esses resultados com o caso brasileiro, que é o foco desta seção.

3.4.1 Análise das séries utilizadas

A implementação de RMI na economia mundial ocorreu por motivos distintos e em momentos distintos, alguns países o adotaram nos anos 1990 e outros o implementaram na década de 2000. Para efeito comparativo, o número de observações – meses – para a estimativa do modelo levou em consideração o início do período de adoção do RMI em cada um dos países selecionados. Por exemplo, a Nova Zelândia foi o primeiro país a adotar o RMI em 1990 e, assim, sendo, o número de observações do modelo estimado chegou próximo a 300.

Por outro lado, de nossa amostra de países, o último país a adotar o RMI foi a Turquia, em 2006, e, portanto, o número de observações do modelo estimado é próximo de 130. Mesmo com toda essa discrepância, os países apresentam mais de 100 observações para estimação do modelo VEC conferindo aos resultados maior confiabilidade segundo Wooldridge (2002)²¹.

Devido à diferença de dados coletados relativos a cada Banco Central e Instituto Estatístico, buscou-se manter um padrão mínimo nos dados, tendo como objetivo obter resultados compatíveis com a teoria existente. Em todos os casos analisados, as variáveis usadas são: juros (a taxa de juros efetiva de cada país); IPC (taxa de variação mensal dos índices de preços de cada país); ativ (índice industrial de produção física, como *proxy* de atividade econômica); e câmbio (taxa de câmbio nominal, média mensal). A ordem escolhida para o modelo é juros, IPC, ativ e câmbio, para todos os países²².

A taxa de juros foi escolhida como a variável exógena, uma vez que ela é o principal instrumento de política monetária dentro do RMI. Em contrapartida a taxa de câmbio foi selecionada como a variável mais endógena, uma vez que, por meio do canal das expectativas, esta pode ser afetada simultaneamente por todas as outras variáveis. Por fim, com base na

²¹ Wooldridge (2002) cita que uma amostra para ser confiável deve ter 60 ou mais observações. Ademais, uma estimação econométrica é dita confiável quando se tem um número de observações maior que o número de parâmetros estimados. Nos modelos estimados, essa regra prevalece em todos os casos.

²² Fontes dos dados: i) Bancos Centrais: SARF (2017); RBA (2017); BCB (2017a); BOC (2017); BCC (2017); BRC (2017); BOK (2017); BOE (2017); BOI (2017); BM (2017); NZCB (2017); BCRP (2017); TCMB (2017); ii) Institutos estatísticos: IBGE (2017); IPEADATA (2017); SSA (2017); ABS (2017); SC (2017); INEC (2017); DANE (2017); SK (2017); CBSI (2017); INEGI (2017); SNZTA (2017); INEIP (2017); ONSUK (2017); TSI (2017).

literatura econômica e reforçada pelos testes de causalidade de Granger (em anexo), o índice de preços precede à *proxy* de ativ.

Há de se fazer uma ressalva, com relação a escolha das variáveis. A adoção da variável IPI, referente a produção industrial como proxy das condições de demanda. Como a produção industrial remonta a menos de 20% do Produto Interno Bruto (PIB), seu uso traz limitações que não podem ser ignoradas. O ideal seria a adoção de um indicador mais amplo da atividade econômica, que, além de contemplar a produção industrial, contemplasse também o setor de serviços, por exemplo. Contudo, na ausência de um índice mais fidedigno do nível de atividade econômica de periodicidade mensal, a opção pela adoção da produção industrial torna-se inevitável, o que aliás se tornou usual sua adoção pela literatura empírica, como mostrado nos trabalhos de Araújo e Modenesi (2010), Modenesi e Araújo (2013) e Fonseca, Peres e Araújo (2016).

Os dados estão disponíveis nos respectivos bancos centrais e institutos de estatísticas de cada país²³. Todas as variáveis foram usadas em escala logarítmica e foram tratadas no STAMP (pacote estatístico do *software OxMetrics*), retirando sazonalidade e ruídos, deixando as séries mais harmoniosas e facilitando, assim, as estimações e ajustes dos modelos VEC para cada país. Feito o devido tratamento nas séries buscou-se avaliar se as variáveis em questão seguem um padrão estocástico estacionário, realizando-se assim três testes de raiz unitária²⁴ para cada série de dados extraídos de cada país. Como são realizados três testes de raiz unitária para cada variável, em nível e em diferença, e cada teste possui três variações possíveis de inclusão no teste (com constante; com constante e tendência; e sem constante e tendência), são realizados 936 testes de raiz unitária para os 13 países analisados. Os resultados resumidos são mostrados na Tabela 1.

Tabela 1 - Resultados resumidos dos testes de raiz unitária de Phillips-Perron (PP); Dickey-Fuller Aumentado (ADF); Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) e a decisão

País	Variável	Testes			Decisão
		PP	ADF	KPSS	
África do Sul	juros	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
	ipc	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
	ativ	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
	cambio	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
Austrália	juros	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***

²³ Bancos Centrais: SARF (2017); RBA (2017); BCB (2017a); BOC (2017); BCC (2017); BRC (2017); BOK (2017); BOE (2017); BOI (2017); BM (2017); NZCB (2017); BCRP (2017); TCMB (2017); Institutos estatísticos: IBGE (2017); IPEADATA (2017); SSA (2017); ABS (2017); SC (2017); INEC (2017); DANE (2017); SK (2017); CBSI (2017); INEGI (2017); SNZTA (2017); INEIP (2017); ONSUK (2017); TSI (2017).

²⁴ Ver Bueno (2011) e Greene (2012).

	ipc	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
	ativ	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
	cambio	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
Brasil	juros	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
	ipc	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
	ativ	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
	cambio	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
Canadá	juros	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
	ipc	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
	ativ	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
	cambio	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
Chile	juros	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
	ipc	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
	ativ	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
	cambio	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
Colômbia	juros	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
	ipc	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
	ativ	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
	cambio	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
Coréia do Sul	juros	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
	ipc	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
	ativ	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
	cambio	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
Israel	juros	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
	ipc	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
	ativ	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
	cambio	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
México	juros	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
	ipc	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
	ativ	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
	cambio	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
Nova Zelândia	juros	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
	ipc	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
	ativ	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
	cambio	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
Peru	juros	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
	ipc	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
	ativ	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
	cambio	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
Reino Unido	juros	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
	ipc	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
	ativ	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
	cambio	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***

Turquia	juros	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
	ipc	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
	ativ	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***
	cambio	I(1)***	I(1)***	I(1)***	I(1)***

Fonte: Adaptado do software Eviews 9. *** significativo a 1%.

Os testes de raiz unitária realizados foram os de Phillips-Perron – PP (1988), Dickey-Fuller Aumentado – ADF (1979 e 1981) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin – KPSS (1992), evidenciando a ordem de integração estatisticamente significativa de cada variável. Os resultados mostrados referem-se à ordem de integração de cada variável conforme o teste, e a presença dos asteriscos (*) mostram que os testes são significativos a 1,0% de significância. Em anexo estão os resultados completos dos testes de raiz unitária.

As hipóteses nulas dos testes são de que as séries analisadas são não estacionárias, com exceção do teste de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), cuja hipótese nula é a de que a variável é estacionária, sendo oposta aos outros dois testes. Foram incluídos nos testes de cada variável se há a presença de constante, constante e tendência ou sem constante e sem tendência, de forma a realizar os testes de maneira mais completa possível. Percebe-se que em todos os testes realizados, todas as variáveis de cada país foram consideradas integradas de ordem um, I(1).

3.4.2 Modelo VEC: estimação e resultados

Como verificado anteriormente, há fortes evidências estatísticas de que todas as variáveis utilizadas são I(1). Assim, realizaram-se os testes de cointegração de Johansen²⁵ com o objetivo de averiguar se a combinação linear dessas variáveis para cada país é estacionária, indicando dessa forma que existe uma relação de longo prazo entre elas. Na Tabela 2 estão expostos os resultados dos testes de cointegração para todos os países analisados.

Tabela 2 - Teste de Cointegração de Johansen para todos os países

País	nº de cointegrações	Estat. Do Traço			Estat. Do Máximo Valor		
		Valor Observado	Crítico 5%	P-valor	Valor Observado	Crítico 5%	P-valor
África do Sul	R = 0	69,2367	47,85613	0,0002	47,51138	27,58434	0
	R ≤ 1	21,72532	29,79707	0,314	15,37323	21,13162	0,2636
Austrália	R = 0	68,37127	47,85613	0,0002	42,6273	27,58434	0,0003
	R ≤ 1	25,74397	29,79707	0,1366	15,36188	21,13162	0,2643

²⁵ Ver Engle e Granger (1987), Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990).

Brasil	R = 0	65,8036	54,07904	0,0032	34,17505	28,58808	0,0086
	R ≤ 1	31,62855	35,19275	0,1153	17,72377	22,29962	0,1929
Canadá	R = 0	56,79328	47,85613	0,0058	32,08223	27,58434	0,0123
	R ≤ 1	24,71105	29,79707	0,172	13,44558	21,13162	0,4121
Chile	R = 0	56,77413	47,85613	0,0058	29,37767	27,58434	0,0291
	R ≤ 1	27,39646	29,79707	0,0923	13,60258	21,13162	0,3985
Colômbia	R = 0	67,29484	47,85613	0,0003	32,5453	27,58434	0,0106
	R ≤ 1	34,74954	29,79707	0,0124	25,08044	21,13162	0,0132
Coréia do Sul	R = 0	73,31614	47,85613	0	36,895	27,58434	0,0024
	R ≤ 1	36,42115	29,79707	0,0075	25,405	21,13162	0,0118
Israel	R = 0	62,26541	47,85613	0,0013	37,44814	27,58434	0,002
	R ≤ 1	24,81727	29,79707	0,168	18,07913	21,13162	0,1269
México	R = 0	60,19838	47,85613	0,0023	36,51044	27,58434	0,0028
	R ≤ 1	23,68795	29,79707	0,214	13,61733	21,13162	0,3972
Nova Zelândia	R = 0	66,27406	47,85613	0,0004	36,56667	27,58434	0,0027
	R ≤ 1	29,70739	29,79707	0,0512	20,73981	21,13162	0,0566
Peru	R = 0	76,34067	63,8761	0,0032	38,03599	32,11832	0,0084
	R ≤ 1	38,30468	42,91525	0,1341	22,90853	25,82321	0,1158
Reino Unido	R = 0	52,571	47,85613	0,0169	27,60256	27,58434	0,0497
	R ≤ 1	24,96844	29,79707	0,1626	14,03111	21,13162	0,3625
Turquia	R = 0	85,1235	54,07904	0	50,02959	28,58808	0
	R ≤ 1	35,09391	35,19275	0,0512	18,58145	22,29962	0,1527

Fonte: Adaptado do software Eviews 9.

A hipótese nula do teste é a de que não há relação de cointegração entre as variáveis. Dessa forma, os testes mostram que todos os países rejeitam a hipótese nula a um nível de 5,0% de significância, tanto pela estatística do traço, quanto pelo de máximo autovalor, evidenciando, assim, que há fortes indícios estatísticos da existência de pelo menos um vetor de cointegração para cada país. Dito isto, pode-se prosseguir as estimações comparativas utilizando o modelo VEC, a começar pelo número de defasagens a serem incluídas no modelo para cada país, utilizando os testes de seleção do sistema de equações de Vetores Autorregressivos (VAR), cujos resultados se encontram na Tabela 3:

Tabela 3 – Testes de Seleção de Defasagens (VAR) para todos os países selecionados

País	Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
África do Sul	2	2754,673	124,7735	2,40E-17	-26,91756	-26,32797*	-26,67901*
	4	2789,979	32,56754	2,33e-17*	-26,95028*	-25,83661	-26,49969
Austrália	2	4903,941	9,99E+02	9,32E-21	-34,77101	-34,30368*	-34,58356
	3	4936,988	6,30E+01	8,25E-21	-34,89277	-34,21774	-34,62201*
	8	5036,357	53,54997*	7,21e-21*	-35,03112*	-33,31758	-34,34382
Brasil	2	1783,767	362,4326	6,94E-13	-16,6454	-16,07161*	-16,41344*

	5	1841,619	54,82327*	6,33e-13*	-16,73923*	-15,40039	-16,19799
Canadá	3	3416,706	87,79264	1,10E-16	-25,394	-24,69157*	-25,11178*
	4	3433,128	30,73863	1,10e-16*	-25,39720*	-24,47862	-25,02813
	5	3448,568	28,43261*	1,10E-16	-25,39297	-24,25826	-24,93706
Chile	2	2514,581	309,5744	3,29E-16	-24,29981	-23,71426*	-24,06295*
	3	2532,564	33,67387	3,23e-16*	-24,31925*	-23,47346	-23,97711
	8	2607,83	36,49664*	3,42E-16	-24,27285	-22,12583	-23,40434
Colômbia	4	3729,597	90,18939	3,02E-21	-35,89801	-34,79197*	-35,45060*
	5	3747,137	31,46801*	2,98e-21*	-35,91310*	-34,54682	-35,36042
Coréia do Sul	2	2858,998	213,2603	1,29E-17	-27,54144	-26,95789*	-27,30541*
	3	2876	31,84775	1,27e-17*	-27,55122*	-26,70831	-27,21028
	5	2906,448	32,67709*	1,30E-17	-27,53608	-26,17446	-26,98534
Israel	2	3040,553	217,8405	1,53E-15	-22,76177	-22,27414*	-22,56582*
	4	3079,767	35,50524	1,45e-15*	-22,81642*	-21,89534	-22,4463
	7	3116,852	32,62571*	1,58E-15	-22,73373	-21,16248	-22,10235
México	2	2951,691	167,3552	2,22e-17*	-26,99713*	-26,43459*	-26,76986*
	7	3030,738	32,38620*	2,25E-17	-26,98831	-25,17567	-26,256
Nova Zelândia	2	4872,714	717,0075	1,52E-18	-29,67309	-29,25490*	-29,50621
	5	4966,587	75,63899*	1,15e-18*	-29,95452*	-28,97876	-29,56514*
Peru	2	2496,593	236,2783	1,57e-17*	-27,33992*	-26,70133*	-27,08100*
	7	2556,124	38,40522*	2,00E-17	-27,11249	-25,05481	-26,27819
Reino Unido	1	2826,669	3869,823	2,66E-16	-24,5124	-24,21251*	-24,39141
	2	2859,224	62,54985	2,30E-16	-24,65698	-24,11718	-24,43921*
	4	2894,686	35,46425	2,23e-16*	-24,68721*	-23,66759	-24,27587
	8	2942,843	30,62946*	2,58E-16	-24,54884	-22,56958	-23,75036
Turquia	1	1266,643	2014,317	8,49E-14	-18,74651	-18,31187*	-18,56989
	2	1295,918	54,58833	6,95E-14	-18,94614	-18,16379	-18,62822*
	3	1318,604	40,93571*	6,30e-14*	-19,04667*	-17,91661	-18,58746

Fonte: Adaptado do software Eviews 9. * Indica o número de defasagens selecionado por cada critério para o sistema VAR; para o sistema VEC, seleciona-se $p - 1$ defasagens. LR: estatística LR; FPE: erro final de previsão; AIC: critério de informação de Akaike; SC: critério de informação de Schwarz; HQ: critério de informação de Hannan-Quinn.

Os resultados obtidos são bastante heterogêneos. A maioria dos testes aponta para o ideal de no máximo uma, duas ou três defasagens para cada país, mas há resultados que apontam para um maior número de defasagens como são os casos de quatro (4) defasagens para África do Sul, Canadá, Colômbia, Israel e Reino Unido, cinco (5) para Brasil, Canadá, Colômbia, Coréia do Sul e Nova Zelândia, sete (7) para Israel, México e Peru, e oito (8) para Austrália, Chile e Reino Unido.

Com isso, como a maioria dos testes ocorreu entre uma e três defasagens, optou-se por adotar um maior número de defasagens no intuito de dinamizar o modelo. Além disso, seria

pouco intuitivo crer que os efeitos da política monetária sob o RMI se consumiriam tão rapidamente. A seguir é apresentada a Tabela 4 com os testes usuais dos resíduos para o modelo VEC para cada país.

Tabela 4 - Testes de Normalidade e Heterocedasticidade dos resíduos no modelo VEC para cada país

País	Lag	Teste de Normalidade dos Resíduos		Teste de Heterocedasticidade dos Resíduos	
		Valor	Probabilidade	Valor	Probabilidade
África do Sul	6	56,64742	0	537,4076	0,1199
Austrália	11	3491,811	0	964,7251	0,066
Brasil	12	95,82258	0	1049,387	0,061
Canadá	23	74,60679	0	1916,195	0,178
Chile	16	349,5195	0	1295,704	0,5284
Colômbia	6	1417,663	0	529,1093	0,1777
Coréia do Sul	14	69,19982	0,0033	1143,883	0,4621
Israel	3	4342,8	0	293,0504	0,0776
México	6	1512,701	0	553,0114	0,0504
Nova Zelândia	20	204,6816	0	1703,885	0,0721
Peru	7	275,4491	0	578,5001	0,5098
Reino Unido	15	511,3056	0	1284,646	0,0968
Turquia	3	5624,69	0	242,1641	0,7798

Fonte: Adaptado do software Eviews 9.

A referida tabela mostra as defasagens de cada país e os testes de normalidade e heterocedasticidade sobre os resíduos. Optou-se por mostrar apenas os resultados em que os resíduos se tornam mais comportados devido ao grande número de países e testes necessários. Cabem aqui duas observações importantes. A primeira delas diz respeito ao teste de normalidade. Como pode ser observado, nenhum país mostrou evidências estatística para normalidade dos resíduos; contudo, lançando mão do Teorema do Limite Central²⁶, pode-se considerar os resíduos bem-comportados, uma vez que todos os modelos contam com estimações utilizando mais de 100 observações.

A segunda observação importante é em relação ao teste de heterocedasticidade. Todos os países mostram que, dada a determinada defasagem do modelo, os resíduos são homocedásticos. Aliado a esses dois testes, realizou-se o teste das raízes inversas do polinômio característico de cada país, e se obteve resultados significativos de que os modelos VEC estimados são estáveis e robustos empiricamente (as raízes inversas do polinômio

²⁶ O Teorema do Limite Central descreve a distribuição média de uma amostra aleatória de uma população com variância finita, e que, quando essa amostra for suficientemente grande, pode-se considerar que a distribuição média dessa amostra tende a uma distribuição normal. Para maiores informações ver Wooldrige (2002)

característico de cada país encontram-se em anexo). Dessa forma, optou-se por estimar os seguintes modelos para cada país, como mostra a Tabela 5.

Tabela 5 - Seleção das defasagens utilizadas no modelo para cada país

País	Lag
África do Sul	6
Austrália	11
Brasil	12
Canadá	23
Chile	16
Colômbia	6
Coréia do Sul	14
Israel	3
México	6
Nova Zelândia	20
Peru	7
Reino Unido	15
Turquia	3

Fonte: Adaptado do software Eviews 9.

Há de se observar alguns pontos nesta tabela. A primeira delas é o elevado número de defasagens apresentados nos países desenvolvidos como Canadá e Nova Zelândia. Essa opção por elevados números de defasagens não se ocorreu de maneira aleatória, mas, sim, respeitando a estimação do modelo de forma que os resíduos ficassem bem comportados, como será mostrado mais adiante. Ademais, tanto Canadá como Nova Zelândia tem um dinâmica de política monetária diferenciada, fazendo com que os prazos de convergência a meta sejam de mais de 2 anos, o que justificaria o excessivo número de defasagens.

O segundo ponto a ser observado diz respeito ao problema de sobreparametrização, ou seja, situação em que o número de parâmetros estimados supera o número de observações. Com exceção do Canadá, Chile e Reino Unido, todos os outros países não tiveram problemas de sobreparametrização. Contudo, isso não é um problema tão grave assim, uma vez que o intuito dessa pesquisa é o de comparar o comportamento e a eficácia da política monetária sob o RMI.

O próximo passo é o de apresentar os resultados dos testes de causalidade de Granger para as variáveis em bloco, sendo este muito utilizado para avaliar se determinada variável causa, no sentido de Granger, outra variável²⁷. Os resultados são apresentados na Tabela 6:

Tabela 6 - Teste de Causalidade de Granger para todos os países

País	Variável dependente: D(JUROS)				País	Variável dependente: D(JUROS)			
África do Sul	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.	Austrália	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.
	D(IPC)	13.91769	6	0.0306		D(ATIV)	34.78138	11	0.0003
	D(ATIV)	14.11938	6	0.0283		D(CAMBIO)	47.73068	11	0
	Todas	35.53837	18	0.0081		Todas	122.7193	33	0
	Variável dependente: D(IPC)					Variável dependente: D(IPC)			
	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.		Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.
	D(JUROS)	16.08889	6	0.0133		D(JUROS)	29.20367	11	0.0021
	D(CAMBIO)	12.28862	6	0.0558		Todas	53.67426	33	0.0129
	Todas	29.52425	18	0.0423		Variável dependente: D(ATIV)			
	Variável dependente: D(ATIV)					Variável dependente: D(ATIV)			
Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.		
D(JUROS)	13.67449	6	0.0335	D(JUROS)	31.73917	11	0.0008		
Todas	28.95503	18	0.0489	Todas	63.69519	33	0.001		
Variável dependente: D(CAMBIO)				Variável dependente: D(CAMBIO)					
País	Variável dependente: D(IPC)				Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.	
Brasil	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.	D(ATIV)	25.97499	11	0.0065	
	D(ATIV)	22.90271	12	0.0286	Todas	50.65752	33	0.0254	
	D(CAMBIO)	37.57839	12	0.0002	Variável dependente: D(JUROS)				
	Todas	76.45351	36	0.0001	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.	
	Variável dependente: D(ATIV)				D(IPC)	37.05195	23	0.0321	
	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.	D(ATIV)	33.50973	23	0.0726	
D(JUROS)	34.96042	12	0.0005	D(CAMBIO)	51.92689	23	0.0005		
D(CAMBIO)	34.16983	12	0.0006	Todas	108.986	69	0.0015		
Todas	86.89336	36	0	Variável dependente: D(IPC)					
Variável dependente: D(JUROS)				Variável dependente: D(IPC)					
País	Variável dependente: D(JUROS)				Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.	
Chile	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.	D(ATIV)	46.50327	23	0.0026	
	D(IPC)	27.99236	16	0.0317	Todas	106.004	69	0.0028	
	D(ATIV)	40.8484	16	0.0006	Variável dependente: D(ATIV)				
	D(CAMBIO)	27.54614	16	0.0358	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.	

²⁷ Para maiores informações ver Granger (1980 e 1988).

Todas	88.44519	45	0.0001	Todas	22.29648	9	0.008
Variável dependente: D(ATIV)				Variável dependente: D(ATIV)			
Excluída	Chi- quadrado	df	Prob.	Excluída	Chi- quadrado	df	Prob.
D(JUROS)	31.47058	15	0.0076	D(CAMBIO)	11.8893	3	0.0078
Todas	71.57804	45	0.0071	Todas	15.33073	9	0.0822
Variável dependente: D(CAMBIO)				Fonte: Adaptado do software Eviews 9.			
Excluída	Chi- quadrado	df	Prob.				
D(ATIV)	25.82143	15	0.0399				

A tabela anterior mostra as relações de causalidade entre as variáveis no sentido de Granger. Neste caso, o teste tem por objetivo identificar se a variável Juros ajuda a prever o IPC, por exemplo. Para que a análise dos resultados fosse facilitada, construiu-se a tabela 6 apenas com os valores significativos, deixando-a de forma completa com todos os testes feitos em anexo. Juros tem uma relação bi-causal com IPC, isto é, ambos se causam, no sentido de Granger, na África do Sul, enquanto que a relação é unidirecional (dos Juros para o IPC) no Canadá, Chile, Israel, México e Reino Unido. A relação inversa ocorre para Austrália e Turquia. Essa relação é importante de se analisar, uma vez que o intuito deste trabalho é o comparar os efeitos da política monetária sobre preços e a taxa de câmbio. Para esses países supracitados, esse teste em específico mostra que há relação de causalidade entre taxa de juros e nível de preços, o que não exclui a existência dessa relação para os outros países analisados.

Outra relação importante a ser evidenciada é do Câmbio e sua relação com Preços, uma vez que o câmbio pode influenciar o nível de preços, dado o *pass-through*. Essa relação é estatisticamente significativa (Câmbio causa, no sentido de Granger, IPC) para Canadá, Chile, Colômbia e Israel, o que evidencia que pode haver uma relação causal entre câmbio e preços para esses países, novamente não excluindo essa possibilidade de causalidade para os outros países, uma vez que este teste é apenas um indicativo.

Com relação ao ordenamento utilizado no modelo, optou-se por manter o ordenamento utilizado por Modenesi e Araujo (2013) e Fonseca, Peres e Araujo (2016), de forma a deixar os resultados passíveis de comparação. Feitas as análises mais importantes do teste de Granger para todos os países, buscou-se evidenciar os vetores de cointegração para cada país analisado. A Tabela 7 mostra esse vetor normalizado:

Tabela 7 – Vetor de Cointegração para cada país.

País	Vetores de Cointegração (Normalizado)				
	JUROS(-1)	C	IPC(-1)	IND(-1)	CAMBIO(-1)
África do Sul	1	-720,9603	-63,85007	180,8766	22,37141
	-		(-11,5697)	(-31,9994)	(-3,98381)
	-		[-5,51873]	[5,65250]	[5,61557]
Austrália	1	-51,7601	-25,6	37,36719	3,703844
	-		(-7,1126)	(-9,07007)	(-1,12176)
	-		[-3,59925]	[4,11983]	[3,30182]
Brasil	1	-24,71831	-1,032686	5,091916	0,969133
	-		(-0,43105)	(-1,03041)	(-0,54363)
	-		[-2,39577]	[4,94163]	[1,78271]
Canadá	1	-7,539663	-8,69861	10,74406	-6,613283
	-		(-11,2472)	(-14,6447)	(-1,8055)
	-		[-0,77340]	[0,73365]	[-3,66286]
Chile	1	145,9159	14,07848	-30,0544	-10,97846
	-		(-3,53869)	(-7,68131)	(-2,64349)
	-		[3,97844]	[-3,91267]	[-4,15302]
Colômbia	1	464,4172	94,82411	-114,428	-43,13654
	-		(-24,4276)	(-34,4602)	(-8,4182)
	-		[3,88185]	[-3,32058]	[-5,12420]
Coreia do Sul	1	-173,1884	72,66569	-41,06644	5,162035
	-		(-14,4096)	(-8,57676)	(-1,10372)
	-		[5,04285]	[-4,78810]	[4,67695]
Israel	1	-58,29808	-56,78455	41,85582	87,02322
	-		(-27,8603)	(-12,4852)	(-18,066)
	-		[-2,03819]	[3,35242]	[4,81696]
México	1	-13,69524	-2,400932	5,406313	-0,758557
	-		(-1,43826)	(-2,20658)	(-0,65846)
	-		[-1,66933]	[2,45008]	[-1,15201]
Nova Zelândia	1	14,7341	-3,242146	1,16369	-0,460537
	-		(-2,73182)	(-0,67085)	(-0,28387)
	-		[-1,18681]	[1,73466]	[-1,62235]
Peru	1	-123,3936	21,92573	5,268413	2,625419
	-		(-5,56714)	(-2,27606)	(-1,84471)
	-		[3,93842]	[2,31470]	[1,42322]
Reino Unido	1	115,5722	-8,44353	-16,87028	4,425796
	-		(-3,04469)	(-2,84401)	(-0,472)
	-		[-2,77320]	[-5,93186]	[9,37678]
Turquia	1	50,41263	-4,038319	-4,027577	5,554017
	-		(-14,7779)	(-20,0957)	(-9,15722)
	-		[-0,27327]	[-0,20042]	[0,60652]

Fonte: Adaptado do software Eviews 9. Desvio padrão entre parênteses; estatística t entre colchetes.

A interpretação que poderia ser feita dessas equações de cointegração como uma função de reação de cada banco central de cada país no longo prazo. As equações foram normalizadas para a variável Juros, o que pode comprometer a interpretação da magnitude dos coeficientes estimados para cada país. Entretanto, o que importa para nossa análise é que a variável Juros é tratada como uma variável endógena que depende direta e positivamente de outras três variáveis: inflação, nível de atividade econômica e taxa de câmbio.

A incorporação da variável câmbio é importante, no RMI, como forma de induzir a baixa dos preços dos produtos importados, além de constituir-se em um mecanismo possível de indução do crescimento econômico, muito utilizado por diversos países. Em suma, os sinais dos parâmetros das equações são condizentes com os resultados obtidos.

3.4.3 Eficiência do RMI: uma análise comparativa para países selecionados (1990-2017)

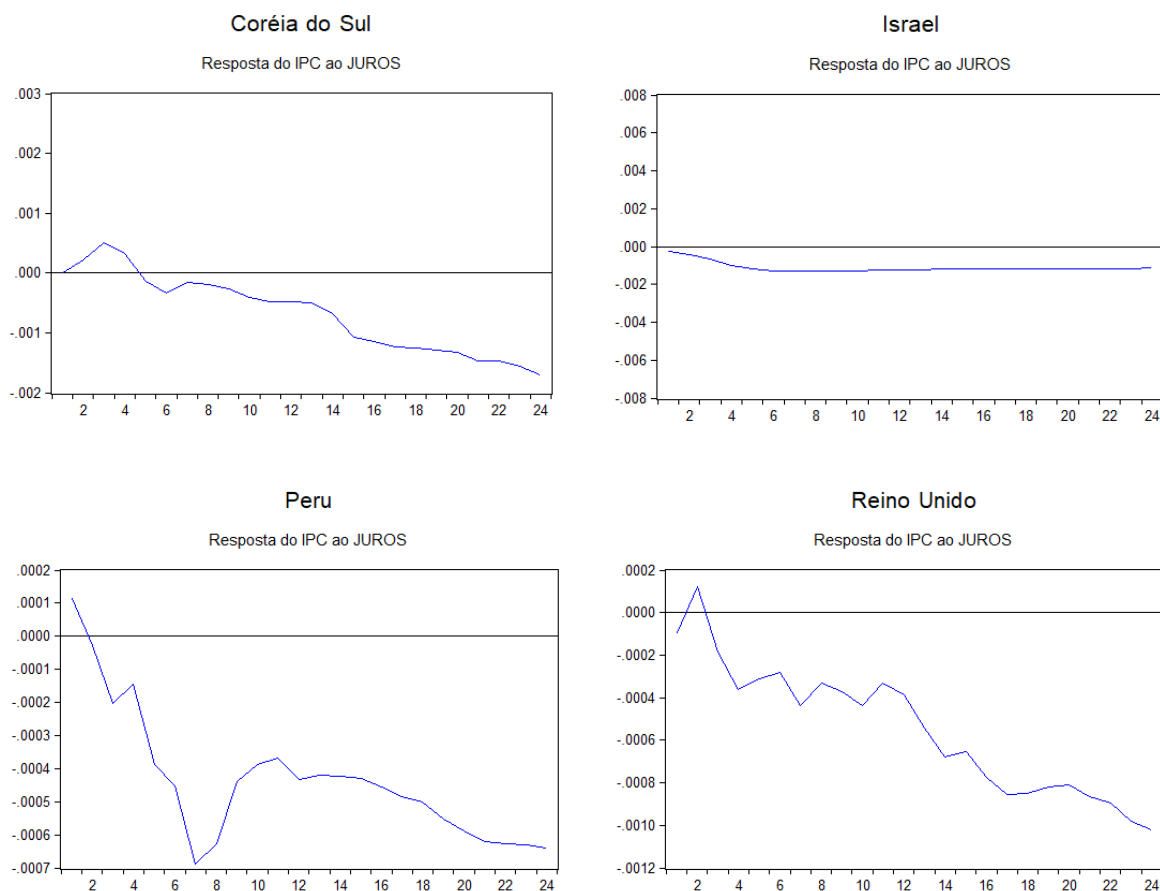
Nesta subseção pretende-se averiguar a eficácia da política monetária nos países que adotam o RMI como regime monetário, no sentido de como é observada a redução do nível de preços a partir da operacionalização da taxa de juros. Para tal, analisar-se-ão as respostas da variável IPC a um choque positivo (de um desvio padrão e segundo a ordenação de Cholesky) na variável juros, por meio das Funções de Impulso-Resposta (FIR). As FIR completas de todos os países encontram-se em anexo. Assim, será possível observar os efeitos que a taxa de juros tem sobre o nível de preços nos países que adotam o RMI.

As respostas da inflação à elevações dos juros variam de país para país, mas pode-se notar alguns padrões entre eles. Para efeito comparativo, optou-se por separar os resultados em quatro casos, a saber:

- a) responde efetivamente;
- b) responde parcialmente;
- c) não responde; e
- d) responde de maneira não esperada.

A Figura 42 abaixo mostra o primeiro caso.

Figura 42 - Funções Impulso-Resposta (FIR) para países que a inflação responde de maneira efetiva a um aumento da taxa de juros

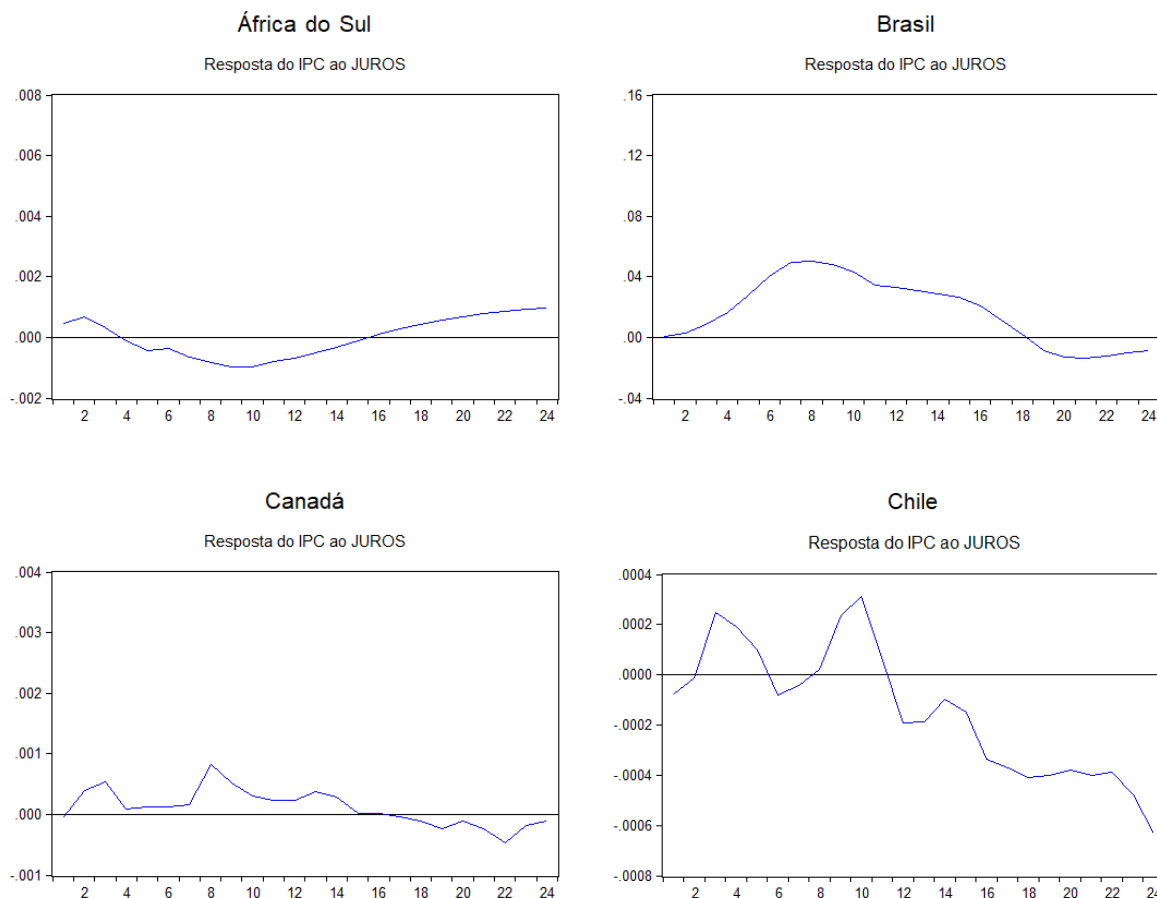


Fonte: Adaptado do software Eviews 9.

O primeiro padrão, observado para Israel e Peru, mostra uma rápida resposta da inflação às elevações da taxa de juros. Em Israel a resposta ocorre próxima à origem dos eixos, com trajetória declinante e estabilização após alguns períodos, enquanto que no Peru, a resposta é um declínio rápido, seguido de uma pequena reversão, mas se mantendo negativo a resposta da inflação.

Já na Coreia e no Reino Unido, a resposta inicial da inflação ocorre por uma leve elevação, seguido de uma reversão, com uma trajetória declinante. Pode-se dizer que nesses países a política monetária sob o RMI é efetiva, corroborando a teoria que baseia esse regime monetário. Esse resultado é similar ao encontrado por Fonseca, Peres e Araujo (2016) para o caso da Coreia do Sul. Contudo, os resultados dos países da Figura 43, abaixo, mostram que o RMI não atua de maneira imediata, podendo haver um breve período de elevação da inflação, para uma posterior queda, após alguns períodos.

Figura 43 - Funções Impulso-Resposta (FIR) para países que a inflação responde parcialmente da maneira esperada a um aumento da taxa de juros



Fonte: Adaptado do software Eviews 9.

Os resultados obtidos pelo Canadá e Chile evidenciam que a resposta dos preços a uma política monetária restritiva (de aumento dos juros) é neutra ou muito volátil nos primeiros períodos; entrando, em trajetória declinante e negativa apenas no período onze no Chile e dezesseis no Canadá. Nos países África do Sul e Brasil a resposta a uma política monetária contracionista é sucedida por uma elevação inicial da inflação, sendo que a trajetória torna-se descendente, isto é, a inflação cede apenas após dois períodos para a África do Sul e nove para o Brasil. Comparado a literatura empírica, os resultados para África do Sul, Brasil e Chile são similares aos encontrados por Fonseca, Peres e Araujo (2016).

Esse fenômeno é conhecido pela literatura como *price-puzzle*²⁸, em que os preços se elevam inicialmente, vindo a ter sua reversão após um determinado número de períodos. Essa correlação positiva, ao menos inicialmente, entre inflação e taxa de juros, sob o RMI, tem sido

²⁸O ponto de partida desse fenômeno é o artigo de Sims (1992), embora o termo *price puzzle* só tenha sido cunhado posteriormente por Eichenbaum (1992), em comentário ao artigo de Sims.

objeto de constante debate no meio acadêmico, uma vez que a realidade encontrada aqui, e em outros trabalhos²⁹, não condiz com a teoria proposta do RMI.

O *price-puzzle*, de maneira geral, tem sido justificado por trabalhos acadêmicos com base em três linhas de raciocínio. Na primeira linha, esse comportamento se daria por um problema de má identificação do modelo VAR estimado, isto é, as variáveis incluídas no modelo proposto não esgotariam o conjunto de informações à disposição da autoridade monetária (Sims, 1992). Entretanto, essa justificativa não caberia ao presente trabalho, uma vez que os modelos estimados são baseados em VEC, no qual, ao contrário do modelo VAR, evidencia uma relação de longo prazo das variáveis utilizadas, confirmando que há uma relação econômica entre as variáveis. Assim, não é possível afirmar que nas estimações propostas o problema seja de má identificação do modelo.

A segunda linha questiona a teoria convencional no que diz respeito aos efeitos de uma política monetária contracionista não esperada pelos agentes econômicos. Em resumo, a elevação do nível de preços decorreria de outro canal de transmissão da política monetária, o canal dos custos³⁰, que elevaria os custos de produção das firmas e, por consequência, essa elevação impactaria nos preços, em um primeiro momento, havendo em um momento posterior uma queda do nível de preços, devido ao arrefecimento da demanda agregada gerada pelo aumento da taxa de juros.

A terceira linha advoga que o *price-puzzle*, principalmente no Brasil, advém de um possível efeito riqueza às avessas, em que os detentores de títulos da dívida pública brasileira, indexados à taxa de juros SELIC, sentiriam o efeito da política monetária restritiva ao contrário, isto é, o aumento da taxa de juros faria com que esses detentores de títulos se sentissem mais “ricos”, inibindo e até invertendo, pelo menos em um primeiro momento, o efeito da política restritiva³¹.

Dessa forma, o canal de transmissão da política monetária estaria obstruído, uma vez que, ao invés de impactar negativamente sobre o poder de comprar desses detentores, a política impactaria positivamente, fazendo com que houvesse uma ineficiência da política

²⁹ Ver Sims (1992), Eichenbaum (1992), Hanson (2004), Giordani (2004), Modenesi e Araújo (2013) e Fonseca, Peres e Araújo (2016).

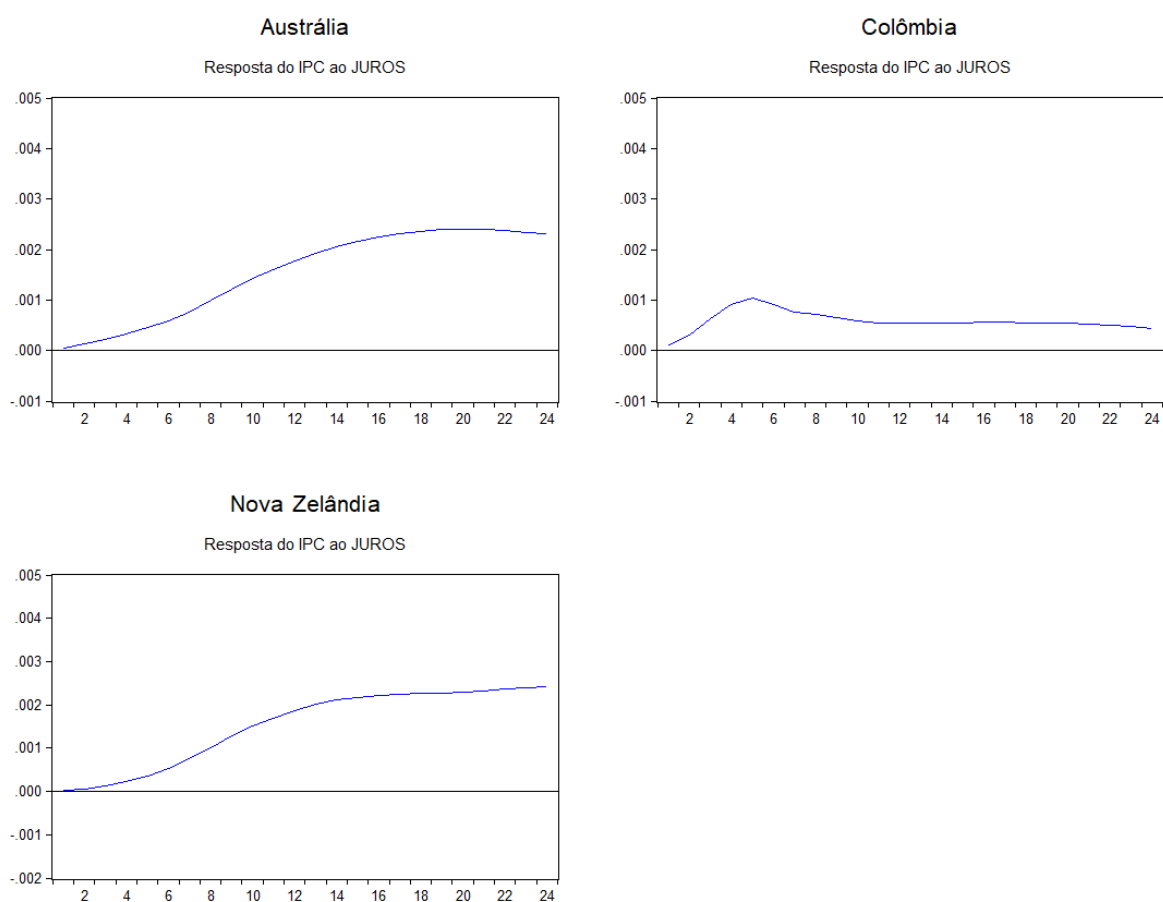
³⁰ O canal dos custos funcionaria da seguinte forma: o aumento das taxas de juros faria com que houvesse um aumento dos custos de produção das firmas (principalmente aquelas firmas que utilizam o mercado financeiro para utilizar capital de giro, quando se encontram em dificuldade), e que dependendo das condições de demanda e do poder de mercado, havendo um repasse aos preços. Num primeiro momento haveria um aumento rápido dos preços via o canal dos custos, e num segundo momento, com os juros mais elevados, desaqueceriam a economia, impactando negativamente na inflação. Dessa forma, o *price-puzzle* adviria de um descompasso entre os efeitos da política monetária sobre os custos de produção, que são mais contemporâneos, que os efeitos defasados sobre a demanda agregada e os preços. Para maiores informações sobre o canal dos custos das firmas ver Modenesi, Pires-Alves e Martins (2012).

³¹ Para maiores informações ver Modenesi e Modenesi (2012).

monetária. Há de se salientar algo interessante acerca desses resultados. O Brasil, comparativamente com os outros países aqui analisados, teve a resposta mais elevada, isto é, o efeito *price-puzzle* foi o maior entre todos, tanto pela sua magnitude quanto pela sua persistência. Isso evidenciaria um custo elevado da condução da política monetária sob o RMI no Brasil, comparativamente aos outros países analisados.

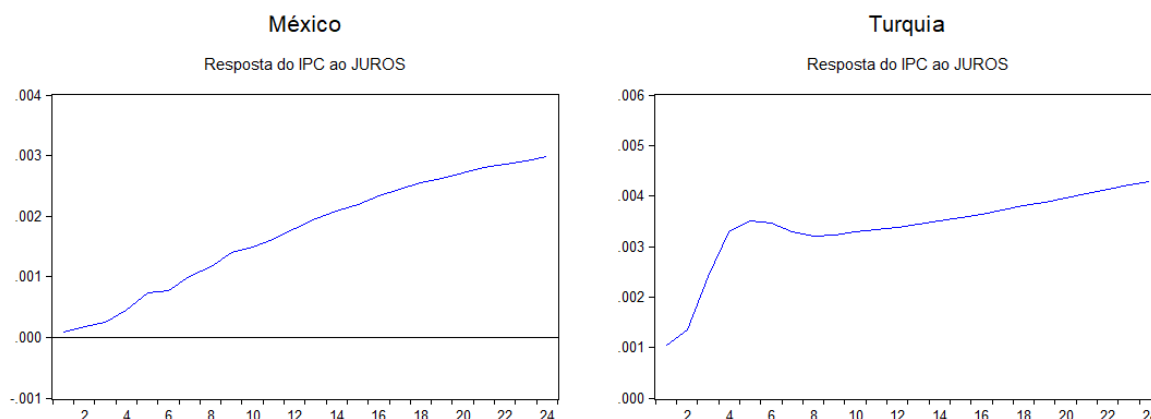
Por último, os casos em que as FIR deram resultados contra intuitivos ao esperado de uma política monetária restritiva sob o RMI. Resultados como este eram esperados, dada a complexidade de um exercício empírico comparativo deste porte, em que há diferenças intrínsecas de cada país que fogem da análise utilizando as variáveis aqui propostas. As figuras 44 e 45, a seguir, mostram esses resultados.

Figura 44 - Funções Impulso-Resposta (FIR) para países que a inflação responde com um aumento estável a um aumento da taxa de juros



Fonte: Adaptado do software Eviews 9.

Figura 45 - Funções Impulso-Resposta (FIR) para países que a inflação responde com um aumento explosivo a um aumento da taxa de juros



Fonte: Adaptado do software Eviews 9.

No caso de Colômbia, Nova Zelândia e Austrália, os efeitos da política monetária restritiva são de elevação permanente da inflação, ao passo que na Turquia e México o efeito é de aumento crescente da inflação. Dada a dificuldade de se comparar países utilizando modelo de séries temporais individuais, era de se esperar que diferenças surgiriam, seja porque a amostra tem países desenvolvidos e em desenvolvimento, seja pelo fato de que há arranjos institucionais distintos de RMI em cada país. Comparativamente, esses resultados divergem aos apontados por Fonseca, Peres e Araujo (2016), para México e Colômbia.

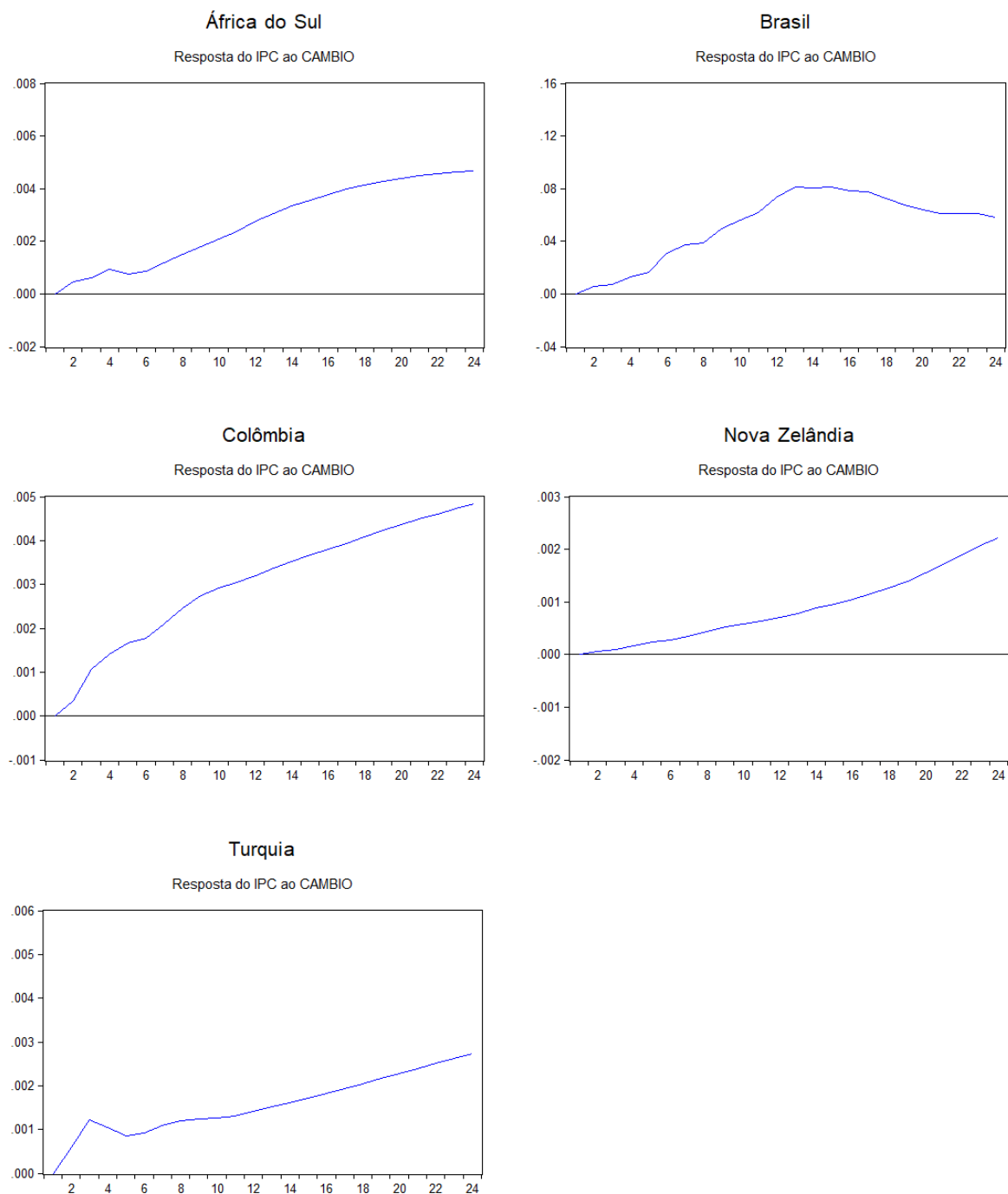
Dessa forma, haveria dois motivos para resultados tão contraditórios se comparado aos outros países e se comparado ao esperado pelo modelo de RMI:

- a) a primeira hipótese plausível seria a de que mudanças no arcabouço institucional poderia gerar resultados diferentes aos esperados pelo modelo proposto. Essas diferenças adviriam de questões idiossincráticas de cada arquitetura institucional, como período o horizonte temporal de convergência da meta, ou mesmo como é decidido a meta pela autoridade monetária; e
- b) a segunda hipótese é a de que dado que o modelo proposto de comparação é rígido, isto é, a escolha das variáveis é o mesmo para todos os países, o que poderia forçar a erro de estimação, ele não captaria a realidade. Ademais, os resultados controversos obtidos em 5 dos 11 países analisados, evidenciando que menos de 50% da amostra de países mostram problemas nos resultados.

Dito isto, outro ponto importante a se analisar é o impacto da taxa de câmbio sobre a inflação, uma vez que o modelo proposto tem a taxa de câmbio como uma das variáveis

endógena ao modelo de política monetária dentro do RMI de cada país. A Figura 46 mostra o primeiro padrão observado dos resultados estimados.

Figura 46 - Funções Impulso-Resposta (FIR) para países que a inflação responde com um aumento explosivo a um aumento da taxa de cambio

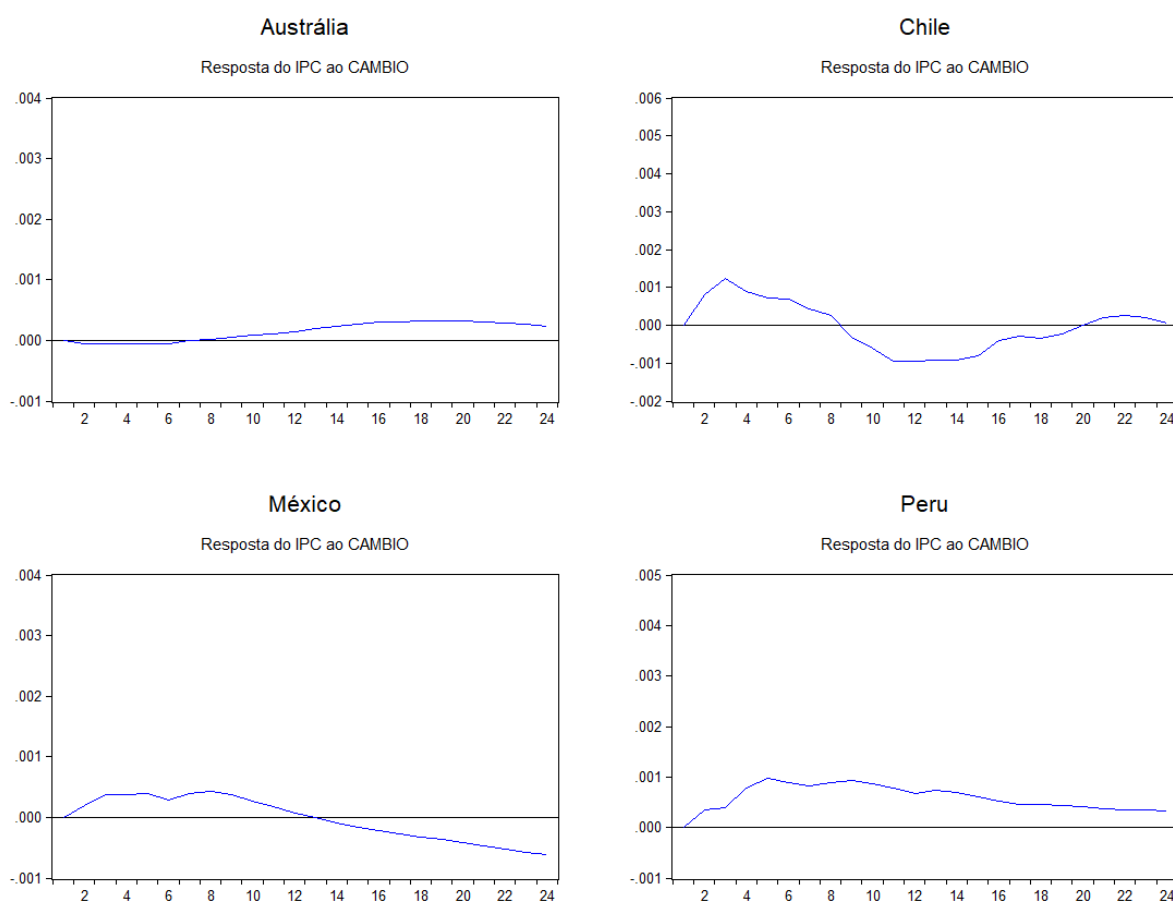


Fonte: Adaptado do software Eviews 9.

A figura acima mostra claramente que para África do Sul, Brasil, Colômbia, Canadá, e Turquia, a taxa de câmbio impacta positivamente no nível de preços, isto é, quando há uma

depreciação cambial há o efeito, já abordado por este trabalho, *pass-through*, em que aumentos da taxa de câmbio elevam o nível de preços. Esses resultados corroboram os resultados de Farhi (2007) e Modenesi e Araújo (2013), entre outros, de que sob o RMI há um repasse positivo da taxa de câmbio para o nível de preços. A seguir, na figura 47, os impactos da taxa de câmbio na inflação:

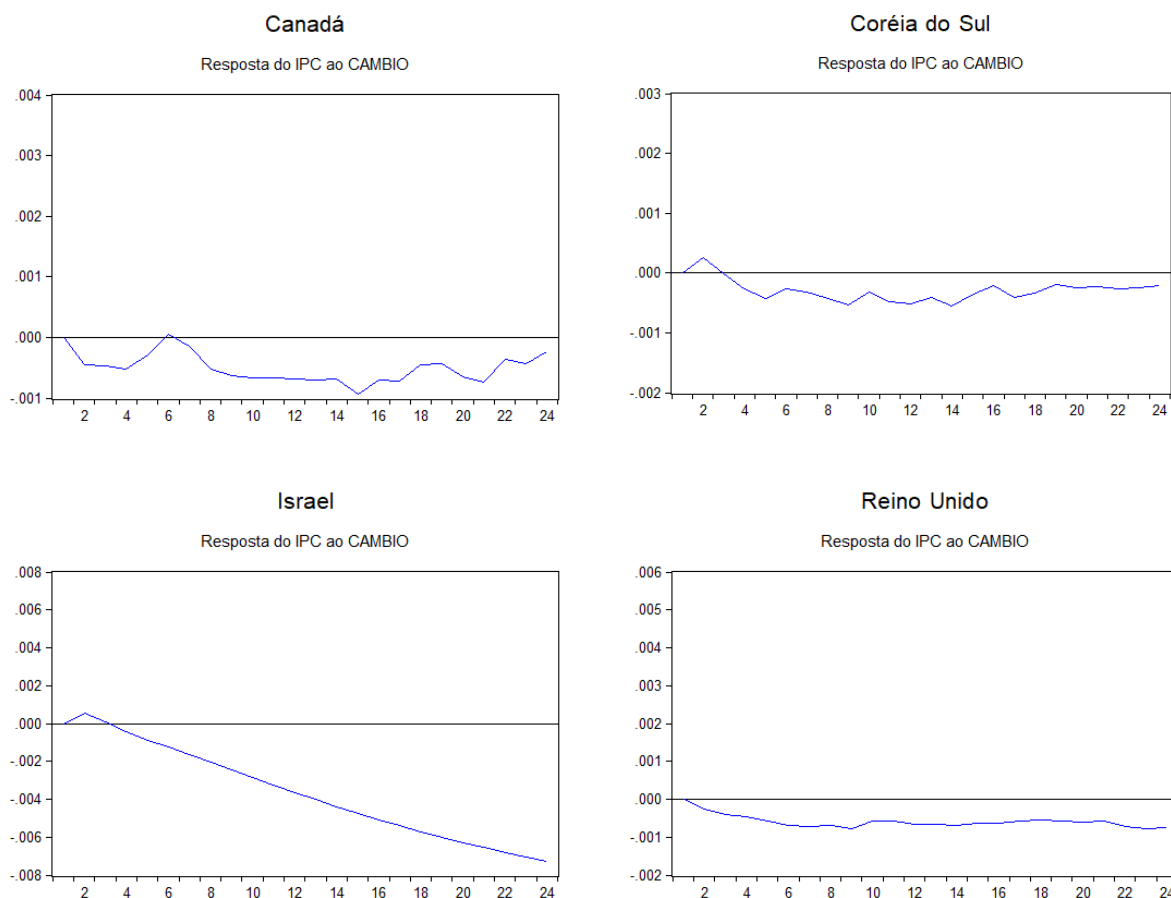
Figura 47 - Funções Impulso-Resposta (FIR) para países que a inflação responde de maneira nula, ou quase nula a um aumento da taxa de cambio



Fonte: Adaptado do software Eviews 9.

Na Austrália, Chile e no México, os resultados se mostram ambíguos. Entre os três países analisados, a Austrália tem o resultados mais próximo do nulo por assim dizer, enquanto que no Chile e no México, há um movimento inicial de elevação da inflação, seguida de uma redução, a um depreciação cambial. Dessa forma, não se pode afirmar que nesses países, há uma interação significativa da taxa de câmbio na inflação. A seguir, na figura 48, os países que tem uma resposta negativa da inflação a uma depreciação cambial:

Figura 48 – Funções Impulso-Resposta (FIR) para países que a inflação responde de maneira negativa um aumento da taxa de cambio



Fonte: Adaptado do software Eviews 9.

Para Canadá, Coreia do Sul, Israel e Reino Unido, a inflação responde de maneira negativa a um depreciação cambial. Não obstante, os países aqui analisados são desenvolvidos, o que poderia ajudar a compreender que a taxa de câmbio tem pouco impacto sobre o nível de preços nessas economias. Respostas essas bem diferentes das obtidas de Austrália e Nova Zelândia, que também se enquadram em economias desenvolvidas.

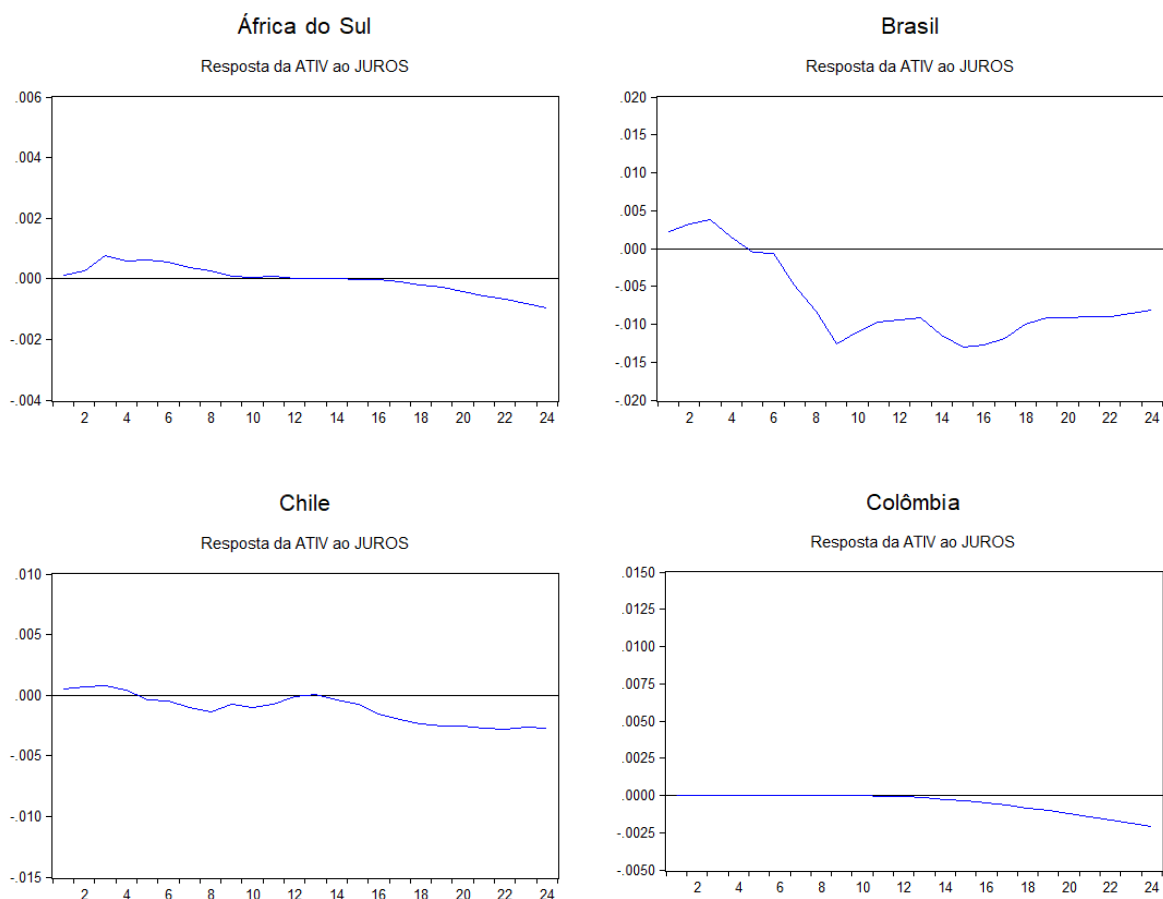
Uma possível explicação para essa diferença, se deva ao posicionamento de geográfico dos países e suas condições. Enquanto que a Austrália é uma ilha de proporções continentais, mudanças na taxa de câmbio, não alteram o nível de preços, como na Nova Zelândia, que é uma ilha bem menor e altamente dependente de importações.

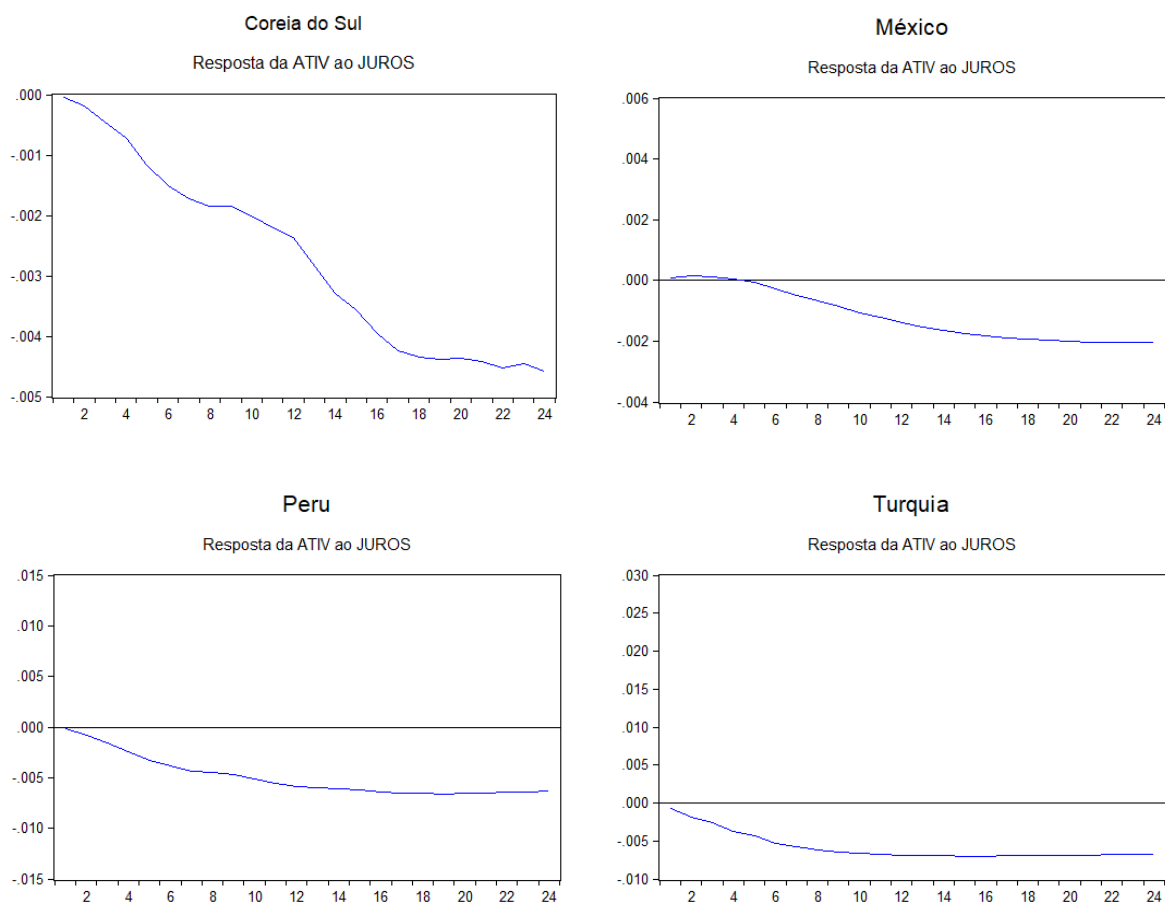
Em contrapartida, Canadá, Israel e Reino Unido por estarem mais próximos dos grandes centros econômicos (Europa e América do Norte) tem mais vantagens tanto, territorialmente (que é o caso do Canadá), quanto financeira (que são os casos do Reino Unido, por ser um grande centro financeiro na Europa, e o caso de Israel, que mesmo sendo um país pequeno, tem papel central no oriente médio, além de receber econômico-financeira

dos EUA). Dessa forma, percebe-se que a taxa de câmbio se torna mais relevante em um ambiente de política monetária pautada pelo RMI nos países em desenvolvimento, como o caso do Brasil.

Outro ponto importante a ser observado, de uma política monetária no contexto do RMI e câmbio flutuante, é o do impacto dessa política monetária sobre o crescimento econômico. Novamente, o modelo estimado para esses países, uma vez que incorpora uma variável que mede crescimento, poderia mostrar algum indicativo relevante para esta análise. As figuras 49 e 50 a seguir mostram dois padrões distintos:

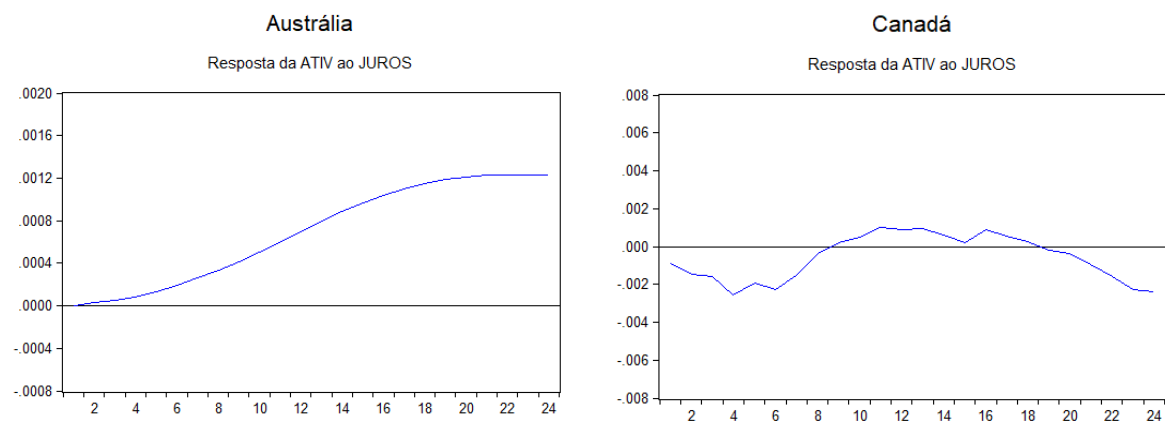
Figura 49 - Funções Impulso-Resposta (FIR) para países que a atividade econômica responde de maneira negativa um aumento da taxa de juros

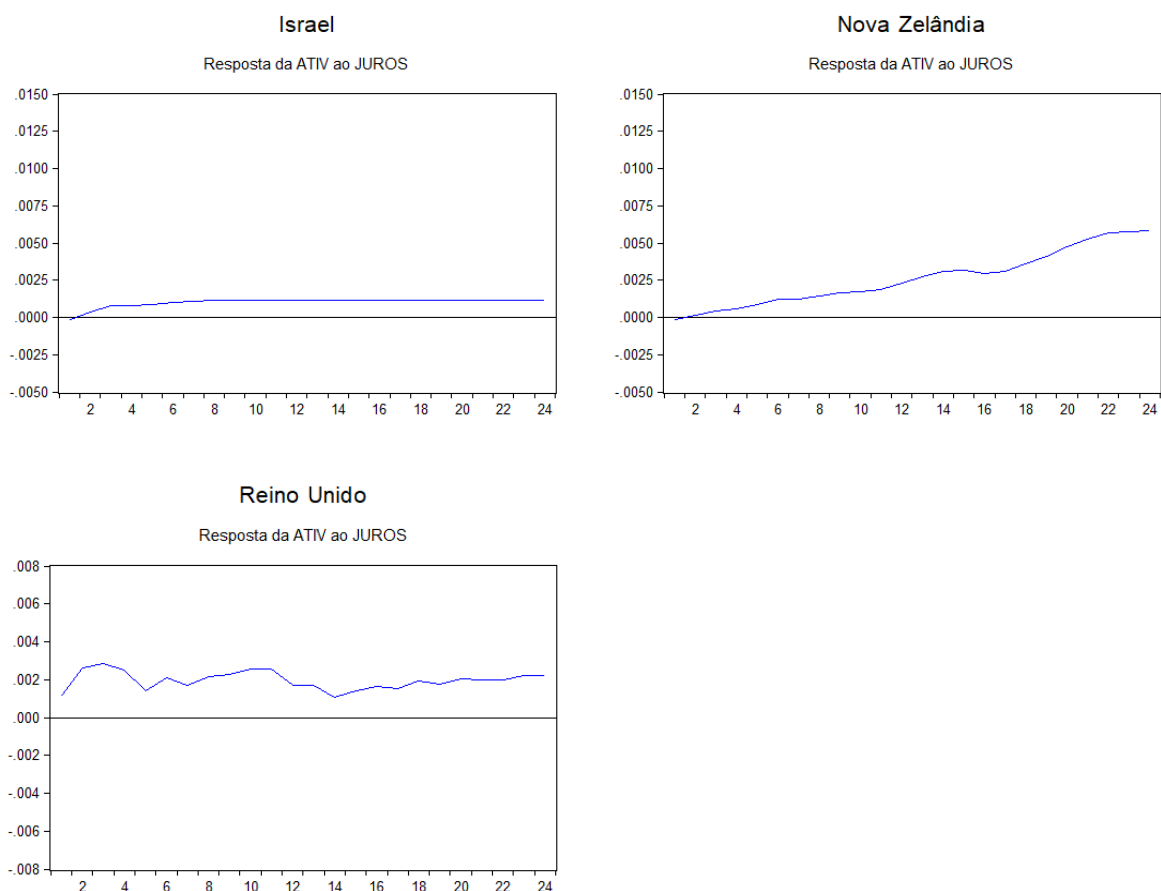




Fonte: Adaptado do software Eviews 9.

Figura 50 - Funções Impulso-Resposta (FIR) para países que a atividade econômica responde de maneira positiva um aumento da taxa de juros





Fonte: Adaptado do software Eviews 9.

O primeiro padrão perceptível na figura 49, para África do Sul, Brasil, Chile, Colômbia, Coreia do Sul, México, Peru e Turquia, mostra uma resposta negativa da atividade econômica a um aumento da taxa de juros. Coincidentemente, todos países em desenvolvimento. Ao passo que, na figura 50, o padrão observado, para Austrália, Canadá, Israel, Nova Zelândia e Reino Unido (todos considerados países desenvolvidos), é o inverso, isto é, a adoção de uma política monetária restritiva, elevaria a atividade econômico.

Esses resultados poderiam ser interpretados de duas formas distintas:

- para os países em desenvolvimento, que é o caso brasileiro, a política monetária restritiva levaria a um arrefecimento da atividade econômica, quando comparado com seus pares, ao passo que; e
- quando se trata dos países desenvolvidos, os fatos empíricos aqui evidenciados não condizem com a teoria, podendo ser possivelmente um problema estatístico (o modelo não estaria adequado, seja pelas especificação das variáveis, seja pelo modelos em si, a comparar países em desenvolvimento e desenvolvidos, sendo os países desenvolvidos que violariam os pressupostos teóricos do RMI) ou alguma

característica que não é captada pelos modelos estimados, resultando em respostas contra intuitivas.

Entretanto, essas respostas contra intuitivas, tanto para a atividade econômica, quanto para a inflação, não deve ser superestimado na presente pesquisa. Deve-se reconhecer, primeiramente, que há sim problemas de estimação quando se trata dos países desenvolvidos, e que o modelo estimado não se ‘comporta’ da maneira esperada. Modificações ou inclusão de variáveis poderiam solucionar o ‘problema’ aqui relatado. Contudo, também deve reconhecer que o modelo estimado responde eficientemente quando se trata dos países em desenvolvimento, e em se tratando de um exercício empírico comparativo, o modelo proposto para a presente pesquisa responde de maneira satisfatória, quando se trata de comparar os RMI num contexto de câmbio flutuante.

3.5 CONCLUSÕES

Os fatos evidenciados por este Ensaio apontam para duas constatações acerca do RMI em um contexto de diferentes arranjos institucionais de política monetária, mobilidade de capitais e de câmbio flutuante. O primeiro diz respeito ao arranjo institucional adotado por cada país: há inúmeros arranjos adotados pelos países, sejam eles desenvolvidos ou em desenvolvimento. Em especial, para os países em desenvolvimento, há uma evidente rigidez, tanto em termos de horizonte temporal para convergência da inflação à meta, quanto para níveis e intervalos para a inflação, em especial para o Brasil, que tem um dos RMIs mais rígidos entre os países analisados.

Em segundo lugar, as evidências empíricas apresentadas corroboram alguns resultados esperados e trazem luz a novas indagações. As implicações empíricas corroboram os resultados encontrados por diversos autores, como Ball e Sheridan (2003) e Fonseca, Peres e Araujo (2016). Com relação à eficiência do RMI, os resultados são diversos, mas pode afirmar que são poucos os países que têm um RMI com uma taxa de juros efetiva no combate à inflação. O Brasil, em especial, apresentou o mesmo resultado apontado pela literatura empírica, de presença de *price-puzzle* da taxa de juros para os preços. Outra evidência importante a ser destacada é a da taxa de câmbio no nível de preços. O Brasil e outros países apontam para algum grau de repasse do câmbio aos preços, evidenciando que a taxa de câmbio é um componente crucial de análise da política monetária no contexto de RMI.

Dito isto, o ensaio a seguir tem por objetivo analisar o RMI brasileiro individualmente e empiricamente, num contexto de taxa de câmbio flutuante e integrado financeiramente ao resto do mundo.

4 REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO, CÂMBIO E INTEGRAÇÃO FINANCEIRA: UMA ANÁLISE DA ECONOMIA BRASILEIRA PÓS-ANOS 2000

O objetivo deste ensaio é o de discutir e analisar o RMI brasileiro, enfocando a relação entre nível de preços e câmbio, e os impactos da integração financeira na taxa de câmbio e no nível de preços. Serão apresentados dois exercícios econométricos distintos, mas que se relacionam entre si, na tentativa de responder se o RMI brasileiro, num contexto de elevada integração financeira, sofre interferências na condução e controle do nível de preços dado a taxa de câmbio flutuante atual.

O Ensaio está dividido em três seções, além da introdução e das conclusões:

- a) na seção 4.2 se analisará brevemente o histórico da economia brasileira sob a ótica do RMI, seguido da análise empírica da política monetária no Brasil a partir de um modelo *Markov Swiching Vector Autoregressive* (MS-VAR) ou Vetores Autorregressivos com Cadeias de Markov. O objetivo é buscar evidências da não-linearidade da relação entre câmbio e preços no Brasil;
- b) na terceira será realizada uma análise do RMI brasileiro em um contexto de integração financeira, seguido de uma análise da literatura empírica do RMI no Brasil e do exercício empírico que relaciona esses componentes por meio do modelo VEC; e
- c) por último, na quarta seção, com base nos resultados obtidos na primeira seção, se analisará a condução da política monetária brasileira em conjunto com aspectos relevantes da integração financeira, uma vez que a economia brasileira está integrada financeiramente em nível internacional.

4.1 RELAÇÃO ENTRE CÂMBIO E PREÇOS NO BRASIL: UMA ANÁLISE NÃO-LINEAR

Dentre os diversos canais de transmissão da política monetária, a taxa de câmbio se destaca como um dos mais importantes, o que tem sido amplamente documentado na literatura econômica brasileira nas últimas décadas. Os trabalhos de Correa e Minella (2005), Modenesi (2005), Tombini e Alves (2006), Fahri (2007), Squeff (2009), Modenesi e Araújo (2013) e Pimentel et al. (2016) evidenciam como a taxa de câmbio é uma variável imprescindível para ser determinar o nível de preços numa economia em desenvolvimento, principalmente no Brasil.

Historicamente falando, após a mudança para o regime de câmbio flutuante, em janeiro de 1999, e a introdução do RMI no Brasil, em junho do mesmo ano, a taxa de câmbio apresentou considerável variabilidade, chegando a ultrapassar R\$ 4,00, como em 2002 e 2015, por exemplo, ou ainda, e a situar-se próximo de R\$ 1,50, como ocorrido dos anos de 2007 e em 2011. Seja em resposta aos acontecimentos domésticos – com destaque para as alterações na taxa básica de juros no cumprimento das metas de inflação –, seja em razão de choques externos, a alteração das percepções sobre os rumos da economia implicaria em maior ou menor disposição à entrada de capitais estrangeiros, especialmente, os de curto prazo, contribuindo para a volatilidade deste preço fundamental da economia brasileira.

A questão a ser destacada, contudo, é que essas diferentes trajetórias da taxa de câmbio têm um papel central para explicar a variação dos preços domésticos. Todavia, a despeito das consequências de a variação cambial ser um tema de interesse, em particular a estimação do chamado coeficiente de repasse cambial, ou *pass-through* da taxa de câmbio, que mede os efeitos de mudanças na cotação da moeda doméstica sobre o nível de preços, tem tido menos atenção, mais especificamente, no sentido do fenômeno da não-linearidade, isto é, de como diferentes níveis da moeda doméstica (apreciação/depreciação) interferem na trajetória da inflação no país.

A não-linearidade, neste sentido, lança luz às questões mais complexas que podem ajudar na compreensão da condução da política macroeconômica doméstica e seus principais resultados, que passa a ter na taxa de câmbio um aliado (ou obstáculo) no cumprimento das metas estipuladas pelas Autoridades Monetárias. Neste sentido, a constatação deste fenômeno faz com que a discussão avance para uma complexidade mais ampla, abarcando questões como a da importância da adoção de mecanismos de gerenciamento da taxa de câmbio, não somente com o objetivo de manter a inflação dentro da meta, mas, sobretudo, para situar este “preço” fundamental em níveis condizentes com as necessidades de uma economia em desenvolvimento, como é o caso do Brasil.

Sobre essa discussão vale ressaltar, inclusive, que nos últimos anos, particularmente após a crise financeira internacional deflagrada em 2008, diversas economias – desenvolvidas e em desenvolvimento –, convencidas dos limites de algumas políticas macroeconômicas tidas como consensuais pelo *mainstream* para a promoção do crescimento e estabilidade, como é o caso da liberalização financeira, voltaram-se para a adoção de mecanismos disciplinadores dos fluxos internacionais de capitais, de modo a se promover crescimento econômico com estabilidade. O Brasil, todavia, não houve um efetivo debate, mantendo intactos os fundamentos que conduzem a política macroeconômica desde 1999.

À luz dessa constatação, o objetivo desta parte do ensaio é o de realizar uma análise empírica da condução da política monetária com base em um modelo MS-VAR ou Vetores Autorregressivos com Cadeias de Markov, na busca de evidências da existência de não-linearidade da relação entre câmbio e preços no Brasil. O intuito é verificar se existem mudanças de regime na política monetária e se, em razão destas, decorrem comportamentos distintos da economia. A ideia é investigar ainda se, decorrente de tal não-linearidade, variáveis centrais para a condução da política monetária – taxa de juros, taxa de câmbio, inflação, nível de atividade econômica e dívida pública – estão sujeitas a mudanças de regime desde a adoção do RMI em 1999.

4.1.1 Relação entre câmbio e preços: aspectos teóricos e evidências para a economia brasileira

O interesse pelo estudo da relação taxa de câmbio e inflação ganhou alento a partir do início dos anos 1970, quando ocorreu o fim do sistema de paridade das taxas de câmbio em relação ao dólar, fixadas pelo acordo de Bretton Woods (1944), com a respectiva adoção do sistema de taxas de câmbio flutuantes por diversos países (MENON, 1995).

Na medida em que as flutuações da taxa de câmbio não possibilitaram o restabelecimento do equilíbrio balanço de pagamentos, mas levavam a novos desequilíbrios, tornou-se crescente a busca de alternativas para os novos problemas econômicos, com destaque para o estudo da relação entre a taxa de câmbio e o nível de preços, em especial, dos bens comercializados internacionalmente (*tradeables*) com vistas à implementação de políticas econômicas mais assertivas.

Voltando-se o olhar especificamente para a economia brasileira, esta relação assume grande importância, em particular, após a mudança para o regime de câmbio flutuante e a introdução do RMI. Desde então, a taxa de câmbio tem sido um dos mecanismos relevantes pelos quais a política monetária e seu instrumento principal (a taxa de juros básica, SELIC) afeta o nível geral de preços, sendo a investigação deste tema uma constante na literatura econômica brasileira (MINELLA E CORREA, 2005; TOMBINI E ALVES, 2006; SQUEFF, 2009).

Este repasse do câmbio para os preços pode ser:

- a) nulo, se variações cambiais não são repassadas aos preços;
- b) completo, ou igual a um, se variações cambiais são totalmente repassadas aos preços; e

- c) entre zero e um, se apenas parte da variação do câmbio é repassado aos preços domésticos¹.

A razão para tal influência decorre de que a variação da cotação da moeda estrangeira acarreta diversos efeitos, diretos e indiretos, sobre a inflação. Como efeito direto, tem-se a mudança dos preços dos bens que são comercializáveis no mercado internacional (os bens *tradeables*). Indiretamente, o câmbio afeta a inflação de duas formas:

- a) via preço das matérias-primas importadas na elaboração de bens domésticos – quando a taxa de câmbio sofre apreciação (depreciação), o custo de produção desses bens diminui (aumenta), o que implica provável redução (aumento) no preço; e
- b) substituição de bens domésticos por similares importados – quando o câmbio aprecia, o preço dos bens importados diminui. Esse efeito acarreta um deslocamento de parte da demanda doméstica para as importações, tendo por resultado a queda na demanda agregada e, com isso, menor pressão sobre o nível de preços (MENDONÇA, 2001b).

A relação câmbio-preços é apresentada na tabela 8, que mostra como a taxa de câmbio nominal R\$/US\$ oscilou, em termos médios, de R\$ 1,67 (2011) a R\$ 3,33 (2015), cerca de 99,4%, embora tivesse ultrapassado os R\$ 4,00 em certas ocasiões e se aproximado de R\$ 1,50, em outras. Essas oscilações podem ser relacionadas ao comportamento da inflação no período, mais especificamente, ao próprio desempenho do RMI, como indica a referida tabela:

Tabela 8 - Inflação (IPCA), metas e intervalos de tolerância e taxa de câmbio nominal, Brasil, 1999-2016

Ano	Meta de inflação	Intervalo de tolerância	Inflação efetiva (IPCA)	Taxa de câmbio R\$/US\$ ¹
1999	8	6-10	8,94	1,81
2000	6	4-8	5,97	1,83
2001	4	2-6	7,67	2,35
2002	3,5	1,5-6,5	12,53	2,92
2003 ²	4	1,5-6,5	9,3	3,08
2004	5,5	3,5-8	7,6	2,93
2005	4,5	2,5-7,5	5,69	2,43
2006	4,5	2,5-7,5	3,14	2,18
2007	4,5	2,5-6,5	4,46	1,95
2008	4,5	2,5-6,5	5,9	1,83
2009	4,5	2,5-6,5	4,31	2,00
2010	4,5	2,5-6,5	5,91	1,76

¹ Confira Kannebley Jr. (2000).

2011	4,5	2,5-6,5	6,5	1,67
2012	4,5	2,5-6,5	5,84	1,95
2013	4,5	2,5-6,5	5,91	2,16
2014	4,5	2,5-6,5	6,41	2,35
2015	4,5	2,5-6,5	10,67	3,33
2016	4,5	2,5-6,5	6,3	3,25

Nota: (1) Média do período, cotação para a venda; e (2) A carta aberta de 21/03/2003 revisou as metas para 8,5 em 2003 em 5,5 em 2004, respectivamente.

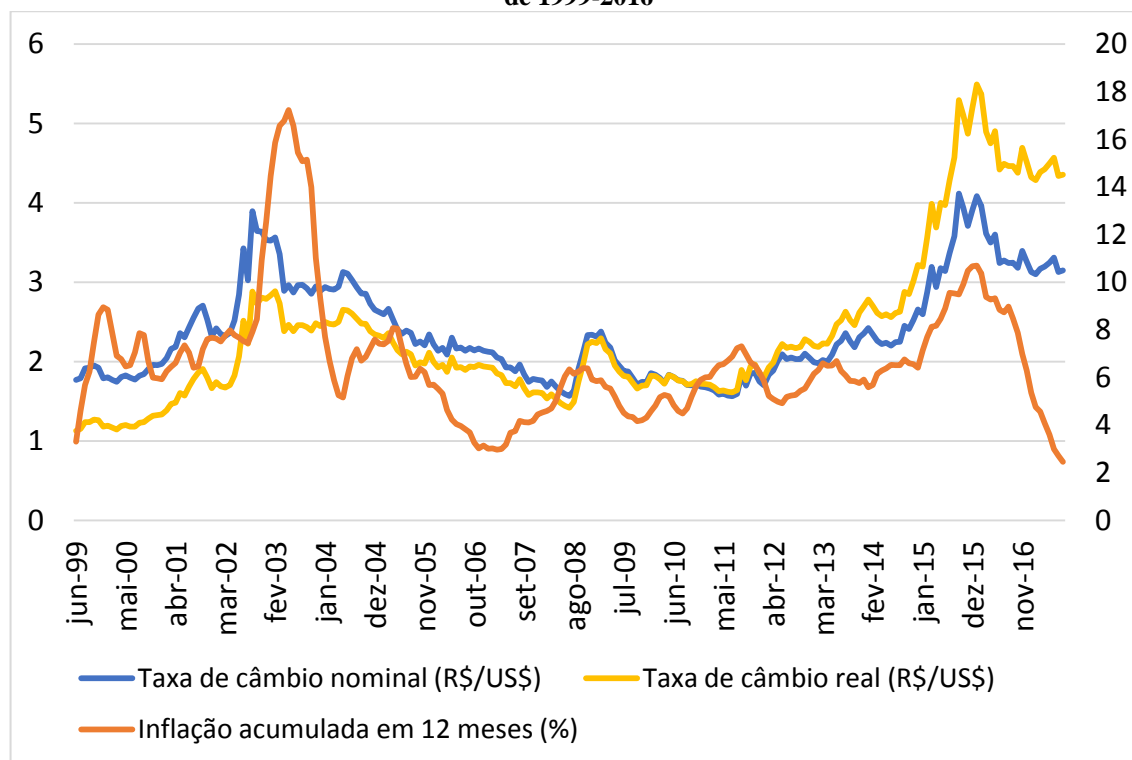
Fonte: Adaptado do BCB (2017a).

Com referência à trajetória da inflação no Brasil, medida pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), a partir da introdução do RMI nota-se que os limites superiores das metas estipuladas foram ultrapassados em 4 anos (2001, 2002, 2003 e 2015) por uma margem substancial, especialmente em 2002 e 2015, enquanto que, no ano de 2004, a meta de inflação somente foi atingida após a revisão da meta para cima e redefinição dos referidos intervalos. No entanto, as taxas de inflação estiveram acima do centro da meta em dez dos dezoito anos considerados (1999, 2004, 2005, 2008 e 2010 a 2016).

Com respeito aos resultados positivos, pode-se constatar, ainda na tabela 8, que a inflação esteve dentro do intervalo de tolerância da meta em oito anos (1999, 2000, 2004, 2005, 2006, 2007, 2009 e 2016), sendo que, em apenas três, 2000, 2006 e 2007, foi inferior ao centro da meta². Vale notar que, em 2006, foi alcançado o menor IPCA anual desde o início da série histórica, e mais ainda, que o único período no qual a inflação esteve realmente baixa, foi no período 2006-2009, excluindo-se o ano da crise de 2008, momento em que a taxa de câmbio assumiu uma tendência de apreciação continuada, conforme pode ser visualizada na figura 51:

² É importante destacar que a inflação brasileira, sob o RMI, se manteve em níveis relativamente altos (em média 6,83% a.a.) se comparado à média mundial, que foi de 4,07% entre 1999 e 2016 (IMF, 2017).

Figura 51 – Taxa de câmbio real e nominal (eixo da esquerda), inflação – IPCA (eixo da direita) no Brasil de 1999-2016



Fonte: Adaptado do BCB (2017a) e IBGE (2017).

A figura 51 evidencia que as trajetórias das taxas de câmbio real e nominal e dos preços no Brasil apresenta uma relação direta, de modo que, nas fases em que ocorreu um aumento da referida taxa (depreciação cambial), observou-se um salto dos preços – como exemplo, temos os anos de 2001, 2002 e 2003, que foram marcados pelo efeito-contágio da crise da Argentina e das eleições presidenciais brasileiras.

Da mesma forma, no último trimestre de 2008 e entre 2013 e 2016, a crise do *subprime*, o fim das políticas de *quantitative-easy* promovido por alguns países desenvolvidos, e a crise política e econômica brasileira explicam a alta da taxa de câmbio e a consequente elevação da inflação. Diferentemente, em fases de queda da taxa de câmbio, a inflação apresentou-se relativamente mais baixa, como por exemplo, entre 2005 e 2009, com exceção do ano de 2008, como mencionado.³ Parece plausível, portanto, a crença de que a Autoridade Monetária, ainda que de forma implícita, leva em conta o comportamento da taxa de câmbio quando toma decisões com respeito à taxa de juros básica no Brasil.

³Tendo em vista a importância do câmbio para a inflação, alguns autores incluíram a variação da taxa de câmbio na estimação da função de reação do Banco Central, que, explicitamente, considera apenas o hiato de inflação e o hiato do produto. O argumento utilizado é que esta variável é importante para explicar variações nas taxas de juros em países emergentes, que são mais suscetíveis a choques externos. Minella *et al.* (2003), por exemplo, estimaram um modelo autorregressivo vetorial (VAR) e concluíram que os choques na taxa de câmbio explicam uma parte significativa dos erros de juros e inflação.

Além da influência direta e indireta que o câmbio exerce sobre os preços, outra questão central, mas que tem recebido menos importância, se refere aos diferentes impactos que a taxa de câmbio exerce sobre os preços em momentos distintos, de depreciação ou apreciação da moeda. Isto é, pode ser que o repasse cambial ocorra de forma não-linear e, assim sendo, seria relevante conhecer as implicações que tal fato poderia ter.

Neste sentido, com base na figura 51, pode-se dividir o período 1999-2017 em seis subperíodos, conforme o comportamento da taxa de câmbio, a saber:

- a) janeiro de 1999 a setembro de 2002, depreciação;
- b) outubro de 2002 a julho de 2008, apreciação;
- c) agosto de 2008 a fevereiro de 2009, depreciação;
- d) março de 2009 a julho de 2011, apreciação;
- e) agosto de 2012 a janeiro de 2016, depreciação; e
- f) fevereiro de 2016 a fevereiro de 2017, apreciação. Esta análise é evidenciada a seguir na tabela 9 que destaca o comportamento da taxa de câmbio, da inflação e a correlação entre essas variáveis nos diferentes subperíodos.

Tabela 9 - Variação da taxa de câmbio e IPCA no Brasil, 1999-2017

Período	Episódio	Nº. de meses	Intervalo de var. cambial	Var. %	Inflação acumulada	Correlação câmbio/inflação
1999:1 a 2002:9	Depreciação	44	R\$ 1,98–3,89	+ 0,964	7,46	0,1373
2002:10 a 2008:7	Apreciação	69	R\$ 3,64 – 1,56	- 0,571	6,93	0,5654
2008:8 a 2009:2	Depreciação	6	R\$ 1,63 – 2,37	+ 0,453	4,53	0,5754
2009:3 a 2011:7	Apreciação	28	R\$ 2,31 – 1,55	- 0,329	4,84	-0,2151
2011:8 a 2016:1	Depreciação	53	R\$ 1,58 – 4,04	+ 1,556	7,12	0,4818
2016:2 a 2017:2	Apreciação	12	R\$ 3,97 – 3,09	- 0,221	5,13	0,7442

Fonte: Adaptado do BCB (2017a).

A análise da tabela 9 evidencia que, em dois dos três subperíodos de depreciação (janeiro/1999 a setembro/2002 e agosto/2011 a janeiro/2016), a forte queda da taxa de câmbio, que variou 96,4% e 155,6%, respectivamente, coincidiu com as duas fases de maior inflação acumulada. Vale notar que a meta de inflação foi alcançada em apenas três dos oito anos considerados e, na média, a inflação superou os 7,0% ao ano.

O outro período de depreciação, que durou apenas 6 meses e esteve diretamente relacionado aos efeitos da crise norte-americana deflagrada no segundo semestre de 2008 (agosto/2008 a fevereiro/2009), foi o único marcado por inflação em queda⁴, a despeito da elevação do câmbio. Vale mencionar, porém, que nesta fase a taxa de câmbio se elevou, mas

⁴ Sobre os fatores que evitaram o aumento dos preços em 2008 e 2009 destacam-se, além do fato da taxa de câmbio, a queda dos preços das *commodities*, o que no Brasil, por exemplo, resultou em queda do preço da gasolina e de outras matérias-primas e/ou insumos básicos (BCB, 2017b).

continuou situando-se em patamares consideravelmente baixos (entre R\$ 1,63 e R\$ 2,37), evitando pressão sobre a inflação, que, em média, situou-se bem próxima da meta estipulada. Destaque-se ainda o resultado encontrado por Araújo e Modenesi (2010), o qual sugere que as pressões da depreciação cambial sobre os preços foram amenizadas nesse período por choques de demanda negativos e choques de oferta positivos que puxaram os preços para baixo.

Analisando agora os subperíodos de apreciação cambial, é possível notar que a inflação caiu, relativamente à trajetória prévia, em duas das três fases (outubro/2002 a julho/2008 e fevereiro/2016 a fevereiro/2017). No primeiro período seguiu tendência declinante, caindo aos menores níveis desde a adoção do RMI e, inclusive, alcançou seu valor histórico mais baixo desde 2006. No outro subperíodo, que abrangeu fevereiro de 2016 a fevereiro de 2017, a taxa de câmbio, que havia superado os R\$ 4,00 nos meses precedentes, recuou para próximo dos R\$ 3,10, o que aliado à forte retração da economia brasileira, trouxe a inflação para 5,1% a.a., em média, no período. A exceção foi o período entre março/2009 a julho/2011 quando, a despeito da apreciação, a inflação obteve ligeira elevação, embora tenha ficado bem próximo da meta (4,8% a.a., em média).

Um último aspecto a destacar, se refere à correlação entre taxa de câmbio e inflação. Nota-se que esta correlação foi baixa somente no primeiro subperíodo de depreciação (0,13) e alta nos dois subperíodos de depreciação seguintes (0,57 e 0,48), indicando que a alta da taxa de câmbio contribui diretamente para o aumento da inflação. Por outro lado, nos períodos de apreciação, deixando-se de lado o período do imediato pós-crise, nota-se que está correlação foi elevada: de 0,56 e 0,74, evidenciando que a queda da cotação da moeda estrangeira é fundamental para o controle da inflação.

Tal análise esclarece que o papel da taxa de câmbio é relevante na determinação dos preços no Brasil e, sobretudo, nos períodos em que a moeda se encontra em trajetória de apreciação. Neste sentido, se a taxa de câmbio é baixa o suficiente, a inflação é mais plausível de se apresentar em patamares mais baixos, sendo possível à Autoridade Monetária alcançar o objetivo de cumprir a meta de inflação sem maiores dificuldades. Veja-se por exemplo, o período 2005-2009. Essa ideia da existência de uma possível não-linearidade da política monetária é investigada econometricamente a seguir.

4.1.2 Metodologia do modelo MS-VAR

O modelo MS-VAR baseia-se na teoria das cadeias de Markov. Essa teoria tem como principal resultado o fato dessas cadeias convergirem em uma distribuição estatística única e invariante, o que torna possível realizar determinadas inferências estatísticas acerca dessa distribuição. Além disso, há uma propriedade especial que as cadeias markovianas possuem que é a ergodicidade. Isso significa que a probabilidade no tempo para essas cadeias converge para uma distribuição única e invariante, à medida que o número de observações tende ao infinito ($n \rightarrow \infty$).

O detalhamento teórico acerca das cadeias markovianas pode ser evitado, uma vez que o propósito desse trabalho é o de construir uma cadeia que tenha as propriedades desejadas para a construção do modelo MS-VAR⁵. O primeiro passo desse processo é o de definir como se obtém uma distribuição invariante.

Para tal, faz-se necessário definir, teoricamente, o que é uma cadeia de Markov. Segundo Krolzig (2000; 2003a; 2003b) uma cadeia de Markov é dada da seguinte forma: uma série de variáveis aleatórias, $X_0, X_1, X_2, \dots, X_n$, possui uma influência de $X_0, X_1, X_2, \dots, X_n$ sobre a distribuição X_{n+1} , que depende unicamente dos valores da variável X_n . A definição pode ser descrita, matematicamente, da seguinte forma:

$$P(X_{n+1}|X_n, \{X_t: t \in \varepsilon\}) = P(X_{n+1}|X_n) \quad (3.1)$$

onde ε é algum subconjunto de $0, 1, \dots, n - 1$, os índices $t = 0, 1, \dots, n$ são como os “tempos” sucessivos, ou dito de outra forma, são os momentos no tempo e a distribuição X_t é o estado espacial da cadeia de Markov, ou *state space*, que para os propósitos desse trabalho a dimensão desse “estado” é finita.

Dessa forma, uma cadeia markoviana pode ser descrita, admitindo uma distribuição marginal para X_n – inicialmente, a probabilidade dos vários estados – e uma distribuição condicional para X_{n+1} dados os valores possíveis para X_n – que é a probabilidade de transição de um estado passar para outro estado. Didaticamente, escreve-se a probabilidade inicial x como $p_0(x)$, e a probabilidade de mudança para outro estado x' , no tempo $n + 1$, passar para o estado x , no tempo n , como sendo $T_n(x, x')$. Caso as probabilidades de transição, de um estado para o outro, não dependam do tempo, a cadeia markoviana é dita como estacionária

⁵ Para um detalhamento teórico mais aprofundado sobre os processos markovianos, ver: Kemeny e Snell (1976), Diaconis e Strook (1991) e Neal (1993).

ou homogênea, e as probabilidades de transição de estado podem ser descritas apenas como $T(x, x')$.

Sabendo-se as probabilidades de transição, pode-se encontrar a probabilidade de um estado específico x de ocorrer no período $n + 1$, descrita por $p_{n+1}(x)$, a partir das probabilidades correspondentes ao período n , da forma descrita a seguir:

$$p_{n+1}(x) = \sum_{\tilde{x}} p_n(\tilde{x}) T_n(\tilde{x}, x) \quad (3.2)$$

onde o comportamento da cadeia ao longo do tempo é determinado pelas probabilidades iniciais, p_0 .

Descritivamente, as distribuições de probabilidade no tempo determinado por n , também podem ser consideradas como um vetor linha – o p_n – e as probabilidades de mudanças no tempo n , como uma matriz T_n , ou ainda T , se a cadeia markoviana for homogênea – isto é, são chamadas matrizes estocásticas, aquelas em que todos os elementos são não negativos e o somatório das linhas é igual a 1 (um). Dessa forma, a equação 3.2 poderia ser escrita como segue: $p_{n+1} = p_n * T_n$. Para cada cadeia markoviana homogênea, T^k , em que k representa o k -ésimo poder da matriz T e que essa matriz traria as probabilidades de transição de um regime para outro, pode-se reestruturar como $T^k(x, x')$, e, dessa forma, tem-se $p_n = p_0 * T^n$.

Agora, faz-se necessário definir dois conceitos importantes das cadeias de Markov. A primeira delas diz respeito às distribuições invariantes. Uma distribuição é considerada invariante ou homogênea ao longo dos estados de uma cadeia markoviana quando esta persiste para sempre, quando alcançada. Isso quer dizer que, quando os estados de uma cadeia de Markov são persistentes, isto é, não muda ao longo do tempo, sua distribuição é considerada invariante.

O segundo conceito importante é o das cadeias de Markov ergódicas. Para os propósitos deste trabalho, não basta que a distribuição da amostra seja invariante. Tem-se que obter uma cadeia ergódica, isto é, que sua probabilidade ao longo de tempo venha a convergir para uma distribuição invariante, quando os elementos amostrais tenderem ao infinito. Cabe uma ressalva quanto à ergodicidade, necessária ao modelo MS-VAR. Em primeiro lugar, a definição de ergodicidade

[...] impõe a condição de que o futuro é predeterminado por parâmetros existentes, conseqüentemente, o futuro pode ser previsto pela análise do passado e dados de

mercados correntes para obter uma distribuição de probabilidade que possa gerir eventos futuros⁶. (CAMPOS e CHIARINI, 2014, p. 301)

Naturalmente, o método quantitativo aqui empregado não corrobora e a ideia pós-keynesianas de que a tomada de decisão dos agentes econômicos ocorre em um contexto de incerteza. Em outras palavras, no modelo apresentado as decisões são estimadas com base nas informações disponíveis e na forma de cálculos probabilísticos (análise de risco), conforme argumentam Ferrari Filho e Araújo (2000). Assim, tem-se ciência de que podem haver erros de previsão, fazendo com que os mercados se comportem de maneira ineficiente (CAMPOS e CHIARINI, 2014). Contudo, o objetivo do exercício econométrico não é refutar a teoria keynesiana e pós-keynesiana, mas sim verificar, dadas as informações disponíveis no presente (dispondo de informações prévias e pretéritas), se as relações entre preços, câmbio, oferta e demanda apresentam não-linearidade, trazendo, assim, resultados para a explicação da inflação brasileira.

Continuando a análise teórica do modelo MS-VAR, segundo Krolzig (1996; 1998; 2000; 2003a; 2003b), os modelos MS-VAR (modelo de vetores autorregressivos com mudanças markovianas) surgiram de dois instrumentais importantes: o VAR, ou vetores autorregressivos, com o trabalho seminal de Sims (1990), e que hoje são muito utilizados para analisar as variáveis macroeconômicas; e os modelos que se utilizam das cadeias markovianas para analisar as mudanças de regime em variáveis macroeconômicas, tendo o trabalho de Hamilton (1989) como o primeiro se utilizou desse instrumental para analisar o ciclo de negócios nos Estados Unidos. Somados, estes dois instrumentais fizeram com que fosse possível estimar modelos VAR levando-se em conta às mudanças de regime.

Desta forma, Krolzig (2000) descreve o modelo MS-VAR como sendo aquele com um processo autorregressivo vetorial de séries temporais, observadas $Y_t = (Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{k-t})'$, em que os parâmetros são variantes ao longo do tempo, mas constantes quando dependentes de uma variável que descreve um estado ou regime discreto e não-observado $s_t \in \{1, 2, \dots, m\}$. Em termos analíticos:

⁶ Com relação a esse tema, Davidson (2012) tem um trecho que aborda isso perfeitamente: This ergodic axiom assumes the economic future is already predetermined. The economy is governed by an existing ergodic stochastic process. One merely has to calculate probability distributions regarding future prices and output to draw significant and reliable statistical inferences [information] about the future. Once self-interested decision makers have reliable information about the future, their actions on free markets will optimally allocate resources into those activities that will have the highest possible future returns thereby assuring global prosperity. [...] In other words, if future events are assumed to be generated by an ergodic stochastic process (to use the language of mathematical statisticians), then the future is predetermined and can be discovered today by the proper statistical probability analysis of past and today's data regarding market "fundamentals". If the system is nonergodic, calculated past and current probability distributions do not provide any statistically reliable estimates regarding the probability of future events. (Davidson, 2012, p.59)

$$Y_t - \mu(s_t) = A_1(s_t)(Y_{t-1} - \mu(s_{t-1})) + \dots + A_p(s_t)(Y_{t-p} - \mu(s_{t-p})) + B(s_t)u_t, \quad (3.3)$$

em que u_t é um termo de erro gaussiano condicionado ao regime $s_t: u_t | s_t \sim NID(0, \Sigma(s_t))$, p é o número de defasagens do vetor autorregressivo (VAR), m é o número de estados ou regimes não observados a priori e k é a dimensão vetorial das variáveis.

Desta forma, a notação para este modelo pode ser representada da seguinte forma: MS (m)-VAR (p), ou de uma maneira mais descritiva, MS-VAR de ordem p com m regimes.

Contudo, no modelo descrito em (3.3) sempre haverá um salto na média quando houver uma mudança de regime, o que é um contrassenso, pois é mais factível que a média se modifique suavemente na transição de um regime para o outro. Portanto, nesta situação, utiliza-se no modelo um termo de intercepto, dependente do regime, o que daria:

$$Y_t = v(s_t) + A_1(s_t)(Y_{t-1}) + \dots + A_p(s_t)(Y_{t-p}) + B(s_t)u_t. \quad (3.4)$$

A forma média ajustada em (3.3) e a formulação do intercepto em (3.4) do MS-VAR não são equivalentes. Isso porque, ao contrário dos modelos VAR, elas implicam em ajustamentos dinâmicos diferentes dos dados observados imediatamente após uma mudança de regime. Uma mudança permanente de regime modificaria a média $\mu(s_t)$, fazendo com que o vetor observado das séries temporais se modificasse para um novo patamar, enquanto que a mesma mudança de regime impactaria o termo de intercepto $v(s_t)$, causando um impacto nos termos de erro u_t , que são ruído branco.

Vale observar que os parâmetros $v(s_t)$; $\mu(s_t)$; $A_1(s_t), \dots, A_p(s_t)$ e $\Sigma(s_t)$, descritos nas equações (3.3) e (3.4), que são generalizações dos modelos MS-VAR, são todas dependentes do regime. Há formulações de MS-VAR em que nem todos os parâmetros são dependentes do regime. Krolzig (2013) criou uma notação simples que permite identificar os modelos com os parâmetros, sendo ou não dependentes do regime, e que é expressa de maneira simplificada na quadro 2.

Quadro 2 - Tipos de modelo MS-VAR segundo os parâmetros

Parâmetros	MSM(m)- VAR(p)	MSMH(m)- VAR(p)	MSI(m)- VAR(p)	MSIH(m)- VAR(p)	MSIAH(m)- VAR(p)
μ	variante	variante	-	-	-
v	-	-	variante	variante	variante
Σ	invariante	variante	invariante	variante	variante
A_i	invariante	invariante	invariante	invariante	variante

Fonte: adaptado de Krolzig (2013).

Notação: MSM: correntes markovianas em que a média varia; MSMH: correntes markovianas em que a média e na variância variam; MSI: correntes markovianas em que o intercepto varia; MSIH: correntes markovianas em que o intercepto e a variância variam; MSIAH: correntes markovianas em que o intercepto, os parâmetros autorregressivos e a variância variam; m : número de regimes; p : número de defasagens do VAR; μ : média (M), v : intercepto (I), Σ : variância (H), A_i : parâmetros autorregressivos (A).

Neste trabalho, será usado o MS-VAR descrito em (3.4), com todos os parâmetros dependentes do regime, o que, segundo a quadro 2, daria um modelo MSIAH(m)-VAR(p).

Outro ponto a ser abordado é o processo de estimação. O procedimento usualmente utilizado nos modelos VAR é o de Estimação por Máximo Verossimilhança (EMV). Entretanto, quando se introduz características não lineares, com as correntes markovianas, o número de parâmetros a ser estimado aumenta consideravelmente, fazendo com que a estimação por EMV possa resultar em estimativas pouco confiáveis.

A solução para este problema é utilizar um processo alternativo, o algoritmo de Maximização Expectacional ou *Expectation-Maximization* (EM), descrito pela primeira vez por Dempster *et al.* (1977). Segundo Hamilton (1990), o algoritmo EM é uma técnica robusta para estimar modelos MS-VAR, pois consiste em um processo de interação de altos e baixos, com dois estágios:

- a) expectativa: os regimes não observados, *a priori*, são estimados partindo-se de suas probabilidades suavizadas; e
- b) maximização: os parâmetros são estimados a partir das probabilidades obtidas no primeiro estágio.

Por meio desse processo, o valor da função de verossimilhança tem o número de interações aumentado, fazendo com que, a partir de uma determinada interação, parâmetros estimados convirjam para os parâmetros da função de máxima verossimilhança.

Este algoritmo EM possui propriedade interessante na estimação de modelos MS-VAR, a citar:

- a) sua convergência é assegurada sob condições bem generalizadas;
- b) o algoritmo pode ser usado para realizar estimativas de dados perdidos;

- c) ele é estável, numericamente, a cada interação, fazendo com haja aumento da verossimilhança;
- d) o custo da realização do processo é relativamente baixo, sendo apenas necessário um computador doméstico, mesmo o número de interação necessárias serem relativamente grande, quando comparadas com outros procedimentos de estimação;
- e
- e) o algoritmo é de fácil compreensão e implementação, tanto via computador, quanto sua análise como resultado (McLachlan e Krishnan, 2007).

Entretanto, ele possui certas desvantagens, que podem ser facilmente contornados:

- a) convergência lenta;
- b) não há uma estimação da matriz de covariância dos parâmetros, mas que pode ser contornado, usando uma metodologia associada ao algoritmo (McLachlan e Krishnan, 2007); e
- c) em certos casos, os passos de estimação do algoritmo podem ser intratáveis, analiticamente.

4.1.3 Literatura empírica acerca da não-linearidade presente na macroeconomia

Diversos autores, tais como Palley (2004), Barbosa-Filho (2014) e Oreiro e Araújo (2013), têm trabalhado com a hipótese da existência de não linearidade nos modelos macroeconômicos. Palley (2004) argumenta que o acréscimo na taxa de juros real pode aumentar a dívida pública sem exercer, até certo ponto, pressões sobre a política fiscal. Contudo, passado um determinado nível, o governo seria forçado a adotar uma política fiscal mais restritiva, quando se tem elevações adicionais na taxa de juros, com o objetivo de evitar um aumento explosivo da dívida pública.

O trabalho de Barbosa-Filho (2014) aborda uma especificação estruturalista da Curva de Phillips, que é um instrumento poderoso para modelar diversos temas macroeconômicos, possibilitando, resultados alternativos para os modelos econométricos. Quando aplicado à economia brasileira, seu modelo revela uma relação não linear entre a inflação de longo prazo e a taxa de câmbio real, sendo que, uma mesma taxa de inflação pode ser compatível com mais de um valor de taxa de câmbio, revelando dessa forma equilíbrios múltiplos entre inflação e taxa de câmbio.

O trabalho de Oreiro e Araujo (2013) mostra um modelo de crescimento econômico, neo-kaleckiano, na qual a taxa de câmbio real tem uma relação não linear com a taxa de acumulação do capital. Na estimativa deste modelo para o Brasil, os autores constataram que a elevação da taxa de câmbio real implica em aumento na taxa de acumulação de capital na economia; porém, acima de um determinado nível da taxa de câmbio real o efeito do câmbio depreciado sobre o investimento se torna negativo. Assim, as evidências empíricas apresentadas pelos autores mostram uma relação não linear entre taxa de câmbio e crescimento econômico.

Quanto aos trabalhos que se utilizam das correntes de Markov para evidenciar a existência de não linearidade, o trabalho pioneiro foi o de Hamilton (1989), que analisou os ciclos de negócios para os Estados Unidos. Os trabalhos de Krolzig (1996; 1998; 2000; 2001a; 2001b; 2003a; 2003b; 2013) foram os que deram impulso para a difusão destes modelos na pesquisa macroeconômica, sendo amplamente difundidos e citados em diversos trabalhos empíricos. Há também os trabalhos de Turner, Startz e Nelson (1989), Sims e Zha (1998, 2002, 2004 e 2006), Kim e Nelson (1999) e Ehrmann, Ellison e Valla (2003) que usam as correntes de Markov para analisar diversos aspectos macroeconômicos. Alguns deles, mesclam as correntes markovianas com vetores autorregressivos, fundamentais para a realização deste trabalho.

Para o caso brasileiro, em especial no tocante à política monetária, há os trabalhos de Silva Filho (2006), Silva Filho, Costa Silva e Frascaroli (2007) e Tomazzia e Meurer (2010) que analisam os aspectos da não-linearidade da política monetária brasileira. Esses autores encontraram, de maneiras diferentes, evidências de que os efeitos da política monetária brasileira sobre variáveis econômicas são não lineares e que os modelos estimados, usando MS-VAR, são mais ajustados e coerentes do que os trabalhos que se utilizam apenas dos modelos VAR. Inclusive, os resultados encontrados explicam as diversas mudanças de política monetária, como mudanças de moeda e mudanças de regime monetárias, entre outros.

4.1.4 Dados selecionados

Os dados empregados na investigação da hipótese da não linearidade da política monetária no Brasil consiste de séries de tempo mensais da economia brasileira, compreendendo o período de janeiro de 2000 a outubro de 2016, totalizando 201 observações. São utilizadas quatro variáveis:

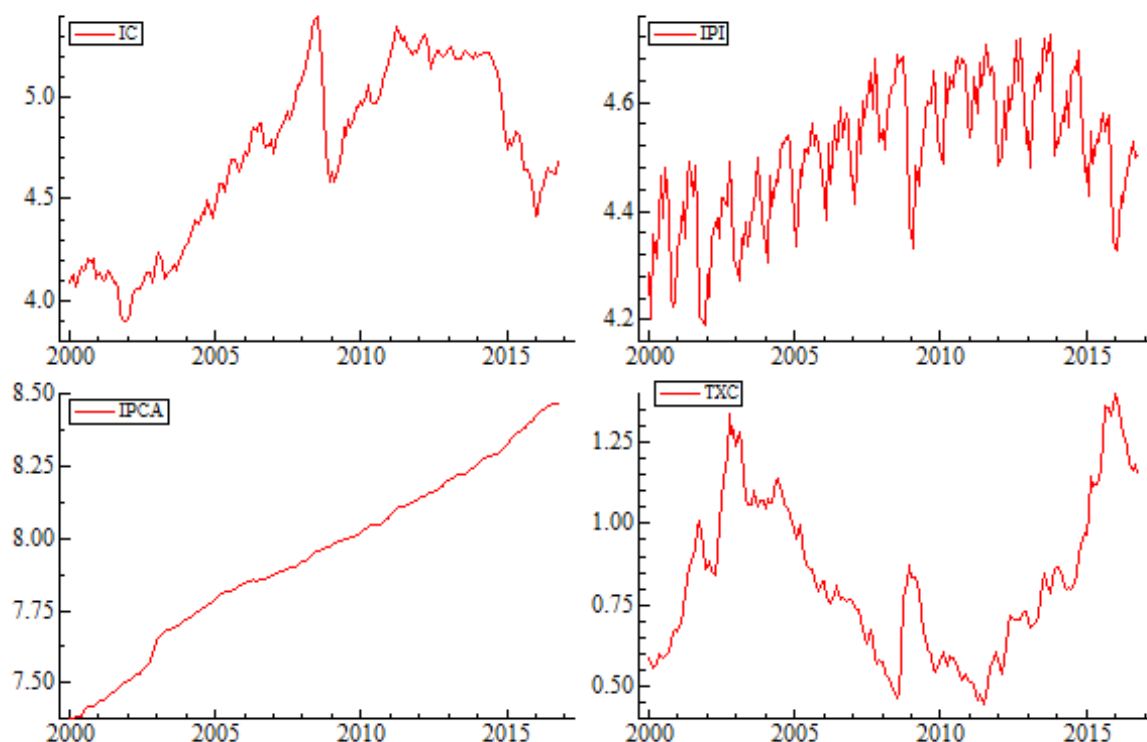
- a) Índice de variação média do preço das commodities (IC) – utilizada como medida de oferta agregada;
- b) Índice de produção Industrial (IPI) – utilizada como medida de demanda agregada;
- c) Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA); e
- d) a Taxa média mensal de Câmbio R\$/US\$ (TXC). Todas as variáveis são expressas em logaritmo natural, uma vez que se encontravam na forma de índice ou na forma de valores monetários.

Os dados foram extraídos da base de dados online do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEADATA (IPEADATA, 2017), do banco de dados de séries temporais do Banco Central do Brasil (BCB, 2017a), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2017) e do Fundo Monetário Internacional (IMF, 2017). A escolha das variáveis citadas baseou-se no trabalho de Araújo e Modenesi (2010), que argumenta que o Brasil tem três determinantes macroeconômicos do nível de preços:

- a) demanda agregada;
- b) oferta agregada; e
- c) taxa de câmbio.

O comportamento de cada variável pode ser observado na Figura 52 a seguir:

Figura 52 - Comportamento das variáveis selecionadas ao longo do tempo



Fonte: Adaptado do software OxMetrics 7.0.

Há de se fazer duas ressalvas, com relação a escolha das variáveis. A primeira com relação a adoção da variável IC. Sua adoção se deve ao fato de seguir o mesmo modelo utilizado por Araujo e Modenesi (2010) e por se tratar de uma variável mensal de fácil obtenção e interpretação. Haveria a possibilidade de inclusão de outras variáveis para compor o modelo pelo lado da oferta agregada, mas isso tornaria o exercício econométrico mais complexo e de difícil comparação dos resultados com aqueles obtidos por Araujo e Modenesi (2010).

A segundo, com a adoção da variável IPI, referente a produção industrial como proxy das condições de demanda. Como a produção industrial remonta a menos de 20% do Produto Interno Bruto (PIB), seu uso traz limitações que não podem ser ignoradas. O ideal seria a adoção de um indicador mais amplo da atividade econômica, que, além de contemplar a produção industrial, contemplasse também o setor de serviços, por exemplo. Contudo, na ausência de um índice mais fidedigno do nível de atividade econômica de periodicidade mensal, a opção pela adoção da produção industrial torna-se inevitável, o que aliás se tornou usual sua adoção pela literatura empírica, como mostrado nos trabalhos de Araújo e Modenesi (2010), Modenesi e Araújo (2013) e Fonseca, Peres e Araújo (2016).

Os *softwares* utilizados para a realização deste trabalho foram o Eviews 7.0 e o OxMetrics 7.0 com o pacote *Enterprise*.

Feitas essas devidas considerações parte-se, a seguir, para a estimação do modelo VAR. Essa estimativa é importante porque o resultado do modelo não-linear, isto é, do MS-VAR, pode ser comparado com este.

4.1.5 O Modelo MS-VAR

Em modelos de séries temporais, como VAR ou VEC (Vetor de Correção de Erros), a primeira etapa é analisar a estacionaridade das séries e, caso elas não sejam estacionárias na sua forma natural, faz-se necessário diferenciá-las quantas vezes forem necessárias, até que se tornem estacionárias, especificando-as de maneira correta no modelo.

Entretanto, há uma ampla discussão sobre a especificação do modelo, no emprego da metodologia do VAR. Segundo Sims (1990), as séries não deveriam ser diferenciadas, uma vez que o objetivo da estimação do modelo é o de compreender as interrelações entre as variáveis, e com a diferenciação perdem-se essas interrelações. Nessa mesma linha de pensamento, Bernanke e Mihov (1998) afirmam que a estimação do modelo VAR com as variáveis em nível, independentemente se há ou não relações de cointegração (que caracterizam relação de longo prazo), ainda produz estimadores consistentes, estatisticamente. Conquanto, se houver relação de cointegração entre as variáveis, a especificação das variáveis em diferença no modelo VAR é inconsistente e produz estimadores viesados. Dessa mesma forma,

[...] no procedimento bayesiano (MS-VAR), adotado elimina-se o problema da ordem de integração das séries, bem como diminui a relevância do tamanho da amostra. Diversos autores advogam vigorosamente em favor da alternativa bayesiana, sobre a abordagem clássica mais tradicional, no que se refere à questão da raiz unitária (DEJONG; WHITEMAN, 1991; KOOP, 1992; SIMS, 1988; SIMS; UHLIG, 1991). Por exemplo, é conhecido o fato de que os testes ADF são de baixa potência frente a alternativas plausíveis, especialmente no que se refere à hipótese alternativa de tendência estacionária. A abordagem Bayesiana, por outro lado, revelaria que as hipóteses de raiz unitária e de tendência estacionária apresentariam probabilidade bastante similares quanto às suas funções a posteriori. Assim, a abordagem Bayesiana fornece um sumário mais razoável da informação amostral que a abordagem clássica. Outro problema com os testes clássicos de raiz unitária é o da descontinuidade gerada na teoria assintótica (SIMS, 1988). A abordagem Bayesiana desde que é baseada na função de probabilidade, não apresenta o mesmo problema da descontinuidade. Finalmente, Koop (1992) igualmente indica que, na abordagem clássica, os valores críticos gerados a partir de pequenas amostras podem diferir substancialmente dos valores críticos assintóticos. Já a abordagem Bayesiana, desde que é condicional à amostra observada, fornece resultados para pequenas

amostras mais exatas. Em resumo, o problema da raiz unitária não é um ponto crítico na estatística bayesiana (MENDONÇA *et al.*, 2011, p. 20).

Essa discussão, no contexto dos modelos MS-VAR, é procedente, uma vez que esse modelo é uma variação do modelo VAR. Krolzig (1996; 1998; 2000; 2001a; 2001b, 2003a, 2003b; 2013) realizou diversos estudos sobre os ciclos econômicos em que se utilizam variáveis estacionárias, isto é, com séries diferenciadas no modelo. Entretanto, Sims e Zha (2002, 2004 e 2006) realizaram trabalhos tanto de mudanças macroeconômicas quanto sobre o comportamento da política monetária para a economia dos Estados Unidos utilizando as variáveis em nível e a inferência bayesiana, dando maior ênfase no comportamento dos termos de erro de cada equação do sistema.

Os estudos empíricos de Silva Filho (2006), Silva Filho, Costa Silva e Frascaroli (2006) e Tomazzia e Meurer (2010) não utilizam as variáveis em primeira diferença e nem as testa, alegando que a verificação da estacionariedade das séries, assim como a cointegração das mesmas, são desnecessárias, uma vez que as séries como estão fornecem parâmetros robustos (SIMS; STOCK; WATSON, 1990; BERNANKE; GERTLER, 1995; CÉSPEDES; LIMA; MAKKA, 2008).

Além disso, os autores citam Toda e Yamamoto (1995), cuja estimação do modelo VAR com as variáveis em nível com integração e cointegração desconhecidas, fornece parâmetros estatísticos confiáveis e robustos. Caso as defasagens sejam adicionadas, iguais ao número de integrações máximas das variáveis, o teste de seleção de defasagens indicará qual o número correto de defasagens a serem utilizadas no modelo proposto.

Dito isto, o teste de seleção de defasagens é mostrado a seguir na Tabela 10:

Tabela 10 - Teste de seleção de defasagem.

Defasagens (p)	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	320,24	NA	4,90E-07	-3,178291	-3,112094	-3,151499
1	1830,155	2943,955	1,48E-13	-18,19251	-17,86153	-18,05856
2	1918,833	169,3347	7,11E-14	-18,92295	-18,32717*	-18,68182*
3	1939,335	38,32537*	6,80e-14*	-18,96819*	-18,10763	-18,6199

Fonte: Adaptado do software Eviews 9.0. * Indica o número de defasagens selecionado por cada critério para o sistema VAR. LR: estatística LR; FPE: erro final de previsão; AIC: critério de informação de Akaike; SC: critério de informação de Schwarz; HQ: critério de informação de Hannan-Quinn.

Como mostrado no teste de seleção de defasagem, os critérios SC e HQ mostram que o modelo VAR ótimo ocorre na segunda defasagem, enquanto que para os critérios LR, FPE e AIC ele ocorre na terceira defasagem. Entretanto, testes feitos com o MS (2) – VAR (2) e MS (2) – VAR (3) mostraram problemas nos seus resíduos, além da perda de graus de liberdade, uma vez que quando se aumenta as defasagens o número de parâmetros estimadas aumenta

consideravelmente, fazendo com que o modelo estimado esteja errado. Por isso, se testou o modelo MS (2) - VAR (1) obtendo-se resultados melhor ajustados aos propósitos deste trabalho.

A explicação do por que se fixou o número de regimes em 2 (dois) foi, portanto, a quantidade de parâmetros a serem estimados, uma vez que, quando se estima um modelo MS-VAR com três regimes, o número de parâmetros cresce consideravelmente, tornando a estimação do modelo inviável.

Assim, levando em consideração o teste de linearidade (Teste LR) na Tabela 11, percebe-se que o modelo em questão é não linear para uma significância de 1,0%, e que os parâmetros mudam de maneira significativa entre os regimes, justificando, dessa forma, o uso do modelo MS-VAR.

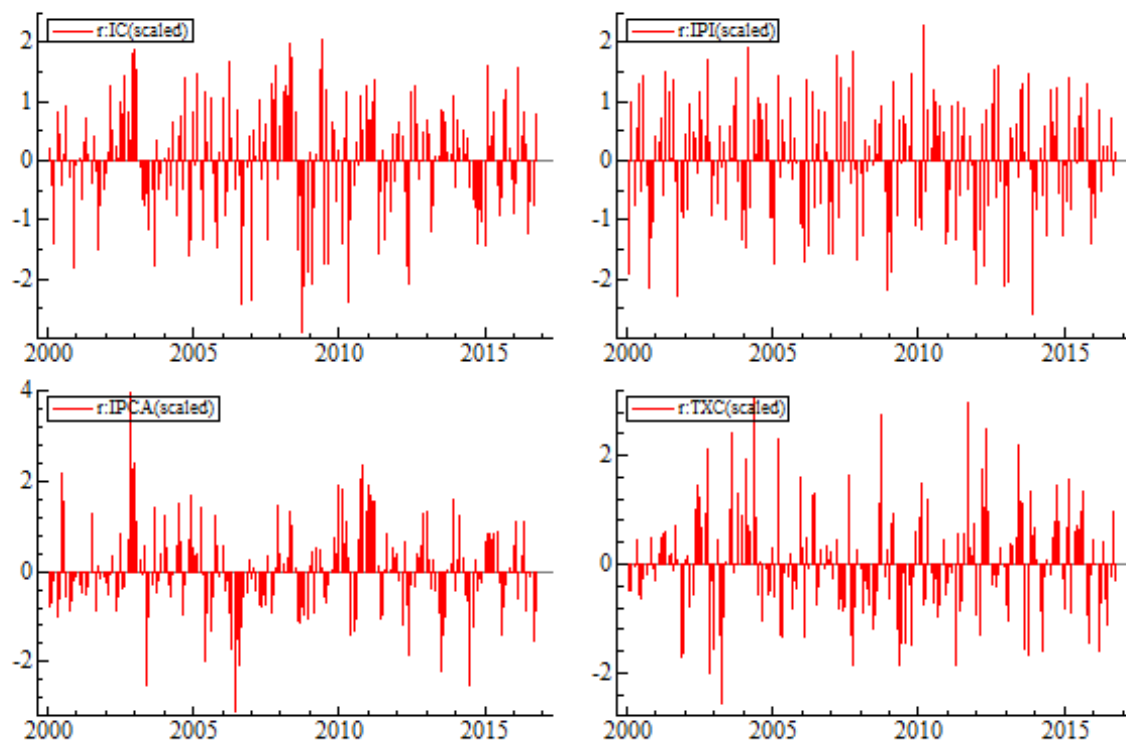
Tabela 11 - Teste LR de linearidade

H ₀ - O modelo é linear		
Teste de linearidade LR	4967,8	[0,0000]*

Fonte: Adaptado do software OxMetrics 7.0.

Quanto aos resíduos do MS-VAR estimado, estes se apresentaram bem-comportados, como mostra a Figura 53 a seguir:

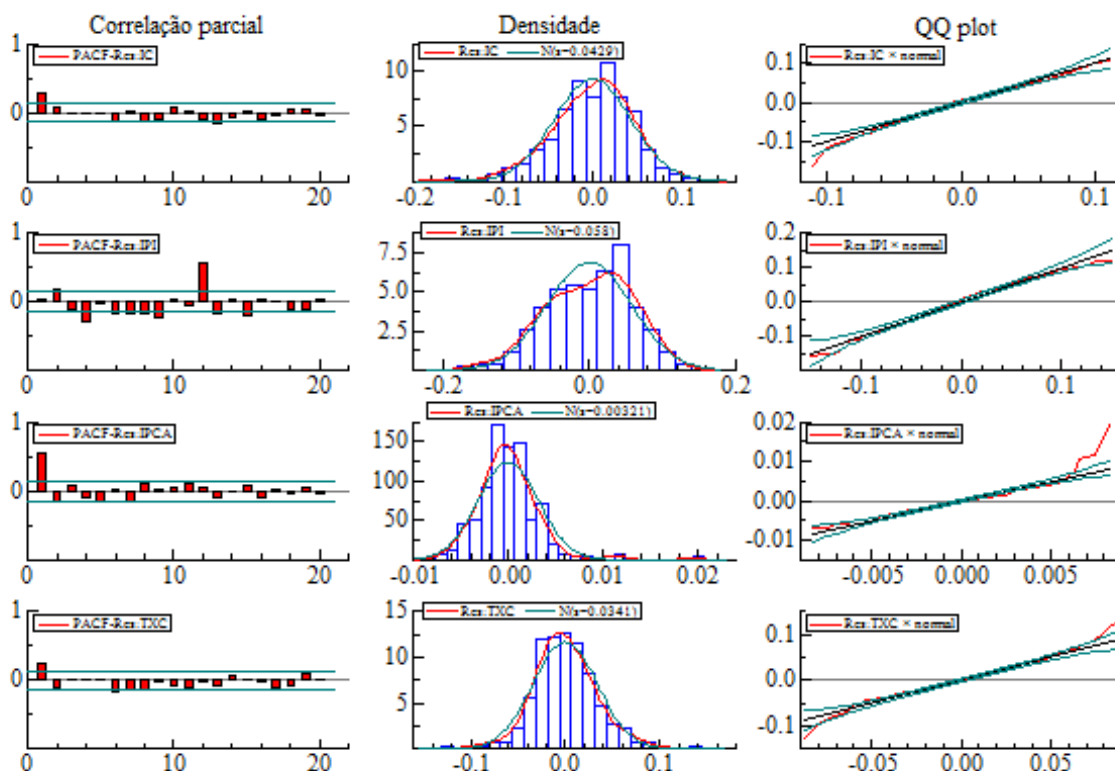
Figura 53 - Resíduos no MS-VAR



Fonte: Adaptado do software OxMetrics 7.0.

Nos testes residuais, os resíduos apresentaram-se comportados e tendem a uma distribuição normal. O teste de normalidade dos resíduos mostrou-se significativo a 1,0%. A análise gráfica dos correlogramas, gráficos de densidade e os QQ-Plot dos resíduos são apresentados na Figura 54:

Figura 54 – Densidade, Correlograma e QQ-Plot dos resíduos do modelo MS-VAR



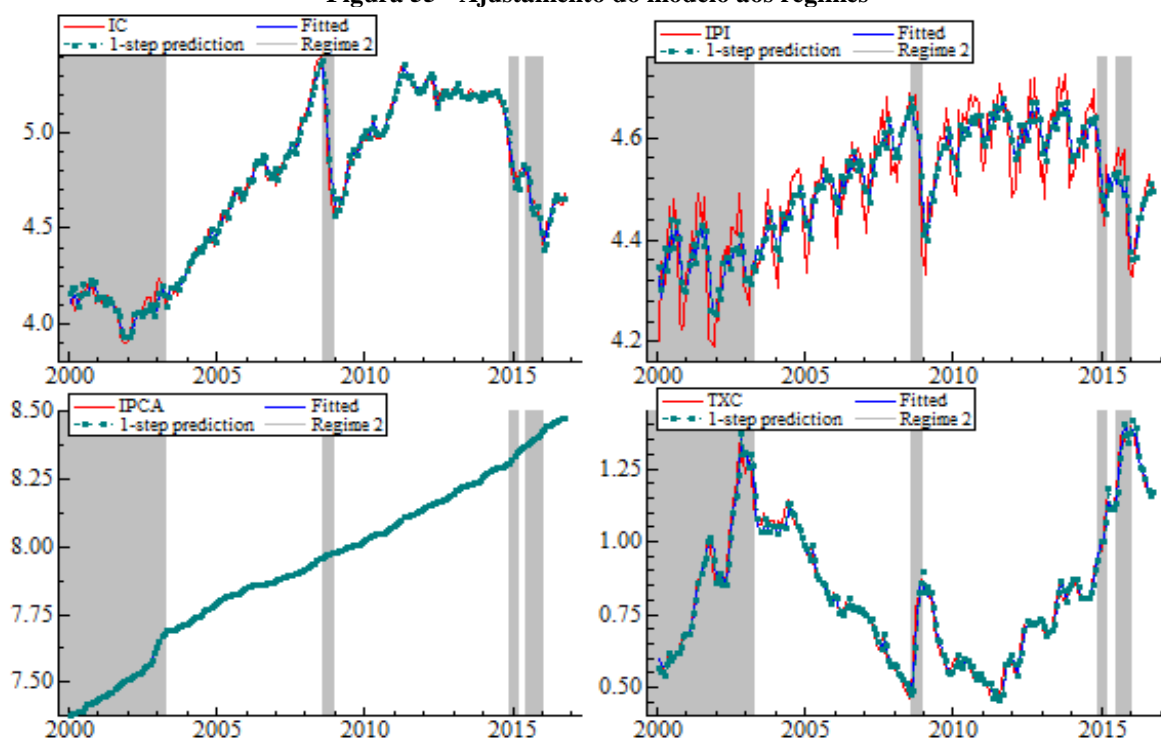
Fonte: Adaptado do software OxMetrics 7.0.

Na referida figura, os resíduos mostram-se pouco correlacionados e sua distribuição tende a ser uma distribuição normal, com exceção da variável Ind, que apresenta sua distribuição dos resíduos com uma calda alongada para a esquerda, fato que não compromete de maneira significativa o modelo estimado. A ferramenta QQ-Plot é uma ferramenta relativamente simples, mas muito importante quando se quer analisar a distribuição dos resíduos comparados a uma distribuição normal (CLEVELAND, 1985).

Desta forma, pode-se verificar que os resíduos do modelo estimado têm distribuições bem-comportadas e próximas de uma distribuição normal (na média), o que sugere que o uso de séries não-estacionárias como variáveis endógenas no modelo em nada comprometeu a estimação dos resultados.

A convergência do algoritmo EM ocorreu após 6 interações, com uma probabilidade de mudança de 0,0001. A Figura 55 mostra o bom ajustamento do modelo em cada regime estimado:

Figura 55 - Ajustamento do modelo aos regimes



Fonte: Adaptado do software OxMetrics 7.0.

O modelo MS(2) – VAR(1) estimado para o período de janeiro de 2000 a outubro de 2016 mostrou a seguinte matriz de transição dos regimes:

$$\hat{T} = \begin{bmatrix} 0,97276 & 0,066781 \\ 0,027241 & 0,93322 \end{bmatrix} \quad (3.5)$$

Pode-se perceber, através da matriz \hat{T} , que os regimes estimados no modelo são persistentes, isto é, uma vez que política monetária permanece em um dos regimes, a probabilidade de conservar-se neste mesmo regime é alta. Isso porque, segundo a matriz \hat{T} , estando no primeiro regime, a probabilidade de mudar para o segundo regime é de apenas 2,7%, enquanto que, permanecer no mesmo regime, a probabilidade é de 97,3%. O mesmo ocorre no segundo regime, uma vez que estando nele, a probabilidade de mudança é de apenas 6,7%, e a de permanência é de 93,3%.

A figura 55 mostra que, de acordo com as probabilidades estimadas, pode-se classificar temporalmente os dois regimes, tendo como resultado, a tabela 12:

Tabela 12 - Classificação estimada dos regimes

Regime 1	Regime 2
05/2003 - 07/2008 (0.998)	02/2000 - 04/2003 (0.994)
01/2009 - 11/2014 (0.990)	08/2008 - 12/2008 (0.908)
04/2015 - 06/2015 (0.948)	12/2014 - 03/2015 (0.999)
02/2016 - 10/2016 (0.979)	07/20015 - 01/2016 (0.921)
Total: 146 meses	Total: 55 meses
Representa 72,64% do período estimado com uma média de duração de 36,5 meses.	Representa 27,36% do período estimado com uma média de duração de 13,75 meses.

Fonte: Adaptado do software OxMetrics 7.0.

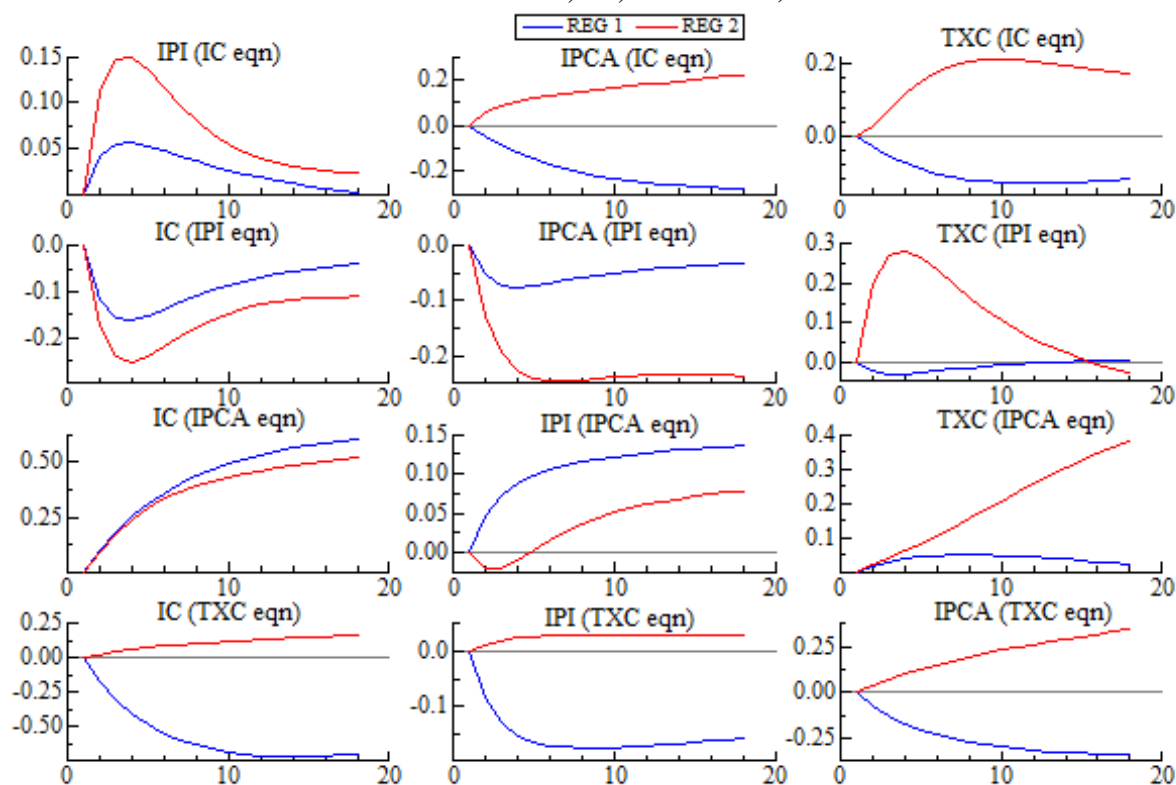
Nota: As probabilidades estão entre parênteses.

O regime 1 (um) se mostra mais persistente, mas não configura o regime predominante, totalizando 146 meses do período analisado e tendo uma média de duração de 36 meses. O regime dois configura uma menor persistência, totalizando 55 meses do período analisado e tendo uma média de 14 meses de duração.

Desta forma, para analisar mais pormenorizadamente cada uma das diferenças entre os modelos estimados e a diferença de regime dentro do modelo MS-VAR, usualmente são construídas as funções de impulso resposta. Esta é importante na análise de séries temporais, uma vez que sumariza as informações dos parâmetros autorregressivos estimados, assim como as variâncias e covariâncias estimadas, tornando a interpretação das mudanças entre os parâmetros muito mais evidente e fácil de ser observada.

A partir dos resultados obtidos, analisa-se, na sequência, as funções de impulso-resposta (FIR). Primeiramente, analisam-se as FIR do modelo MS-VAR que traz duas funções distintas: as linhas em azul representam a estimação dependente do Regime 1, enquanto que as linhas vermelhas são dependentes do Regime 2. Elas estão representadas pela Figura 56:

Figura 56 - Função de Impulso-Resposta dependente do Regime 1 (Choque de um ponto percentual nas variáveis IC, IPI, IPCA e TXC)



Fonte: Adaptado do software OxMetrics 7.0.

Observando as FIR obtidas, tem-se em um primeiro momento uma relação interessante entre taxa de câmbio e IPCA. Dado um choque na taxa de câmbio, dependendo do Regime estimado pelo modelo MS-VAR, obteve-se diferentes respostas no nível de preços. Considerando o Regime 1, que se refere à apreciação cambial, o IPCA se comportou de maneira contracionista, isto é, apreciações cambiais fizeram com que o nível de preços se reduzisse.

Em contrapartida, no Regime 2, em que se observou episódios de depreciação cambial, o IPCA teve um comportamento de alta, demonstrando, assim, a existência de repasse cambial independente do regime de alta ou de baixa do câmbio. Ademais, tanto pelo lado da oferta (IC) como pelo lado da demanda (IPI), há diferenças dos impactos no nível de preços dependendo do regime analisado. No Regime 1, de apreciação cambial, as FIR mostram que há uma resposta negativa do IPCA, tanto para IC quanto para IPI. No entanto, no Regime 2, o IPCA respondeu de maneira positiva ao choque no IC e com uma resposta mais negativa ao IPI.

Esse resultado é parecido com o encontrado por Squeff (2009), mas com a diferença de que o referido autor estimou as magnitudes dos repasses cambiais conforme recortes

temporais arbitrados por ele. Neste trabalho utiliza-se da metodologia MS-VAR para estimar endogenamente, por meio de regimes, momentos de apreciação e depreciação do câmbio, demonstrando-se como os níveis de preços (IPCA) é influenciado pelos movimentos nas taxas de câmbio.

O importante a destacar, contudo, é que tais resultados demonstram um aspecto relevante sobre a política monetária brasileira, esclarecendo que, em períodos em que a moeda brasileira se encontra em trajetória de apreciação, tanto pelo lado da demanda, quanto da oferta, existe um conjunto de forças que determinam uma trajetória baixista aos níveis de preços, contribuindo com a política monetária, uma vez que torna maior a possibilidade das Autoridades Monetárias serem bem sucedidas no cumprimento das metas de inflação estabelecidas.

Assim sendo, a conclusão a que se chega é a de que, se realmente o canal do câmbio se mostra um canal predominante para a transmissão da política monetária, deve-se reavaliar o *modus operandi* da condução da política macroeconômica, uma vez que a utilização da taxa de juros básica (SELIC) como principal instrumento de atuação, no contexto de RMI, pode não ser eficiente e a introdução de mecanismos que venham ao encontro ao gerenciamento da taxa de câmbio, elemento central para a maior eficiência da política monetária. Contudo, há de se supor outra alternativa, a de que a taxa de juros esteja sendo utilizada de maneira indireta para apreciar a moeda Real, frente ao dólar, por meio da entrada de capitais. Em ambas análises, o custo de se manter a taxa de juros elevado é alta demais e isso tem se refletido no nosso potencial econômico.

Em outras palavras, isso quer dizer que, uma possível administração mais ativa da taxa de câmbio poderia trazer benefícios tanto em relação ao controle da inflação, quanto na execução da política monetária. Na Seção 4.2, a seguir, faz-se uma discussão sobre a política monetária, os impactos que a integração financeira exerce e as implicações que advém desta integração para o controle do nível de preços.

4.2 POLÍTICA MONETÁRIA E INTEGRAÇÃO FINANCEIRA: UMA ANÁLISE A PARTIR DO MODELO VEC

Dando prosseguimento na análise da política monetária brasileira sob o RMI, esta seção tratará de analisar aspectos da integração financeira e seus impactos sobre a política monetária.

A crise do Sistema de Bretton Woods (SBW), no começo da década de 1970, engendrou mudanças no Sistema Monetário e Financeiro Internacional (SMFI), bem como na formulação da política econômica doméstica, em especial, para economias emergentes e em desenvolvimento. No âmbito externo, os países deveriam perseguir a liberalização das relações econômicas tanto na dimensão comercial quanto na financeira, aproveitando a entrada de capitais e a disciplina do comércio internacional sobre as políticas governamentais. Internamente, o foco passaria a ser o controle da inflação, o qual, junto a regras claras, impulsionaria a confiança do setor privado, um dos principais protagonistas do processo de crescimento.

Com a derrocada do Estado Desenvolvimentista no começo da década de 1980, o Brasil aderiu a uma estratégia de inserção subordinada na globalização, principalmente, pela via financeira. Dessa maneira, nas relações econômicas com o resto do mundo, instituiu-se um processo pragmático, mas ascendente de liberalização comercial e financeira, enquanto, internamente, reduziu-se o escopo da intervenção estatal, priorizando a estabilização do nível de preços.

Se, por um lado, isso possibilitou a superação da hiperinflação, com o Plano Real (1994), por outro lado, uma estratégia de crescimento via poupança externa, combinada ao regime cambial fixo, engendrou novas formas de instabilidade, culminando na crise cambial de 1999. Em resposta a isso, a política macroeconômica brasileira aderiu ao chamado tripé macroeconômico, baseado no regime cambial flexível, em uma meta de superávit primário e no RMI, a ser cumprida por meio de um instrumento principal, a manipulação da taxa básica de juros.

Ao longo de quase duas décadas de vigência do RMI, diversos estudos como Sicsú (2002), Mendonça (2004, 2005 e 2007), Minella *et al.* (2003), Squeff (2009), Ferreira e Jayme Jr (2005), Dezordi *et al.* (2009), Mendonça, Dezordi e Curado (2009), Modenesi e Araújo (2011, 2013) e Fonseca, Oreiro e Araújo (2018) avaliaram a relação entre taxa básica de juros e inflação no caso brasileiro, problematizando a efetividade de um aumento na taxa de juros para a promoção da estabilidade do nível de preços. Não obstante, esses trabalhos não incluem o CGI como uma variável de interesse, a qual tem desdobramentos relevantes quanto à evolução da taxa de inflação, posto que afeta a autonomia e a efetividade da política monetária em questão.

Tendo isso em vista, a seção pretende avaliar a relação entre a taxa básica de juros e o nível geral de preços. Com esse objetivo principal, estima-se um modelo de vetores autorregressivos com correção de erros (VEC), baseado no modelo de Modenesi e Araújo

(2013), a partir de uma amostra mensal que vai de janeiro de 2000 a dezembro de 2014. A explicação do porquê da adoção desde período em específico será dado na subseção 4.2.2. Adicionalmente, sendo esta uma contribuição potencialmente original, a estimação considera também aspectos como o CFG.

Parte-se do argumento principal de que a elevação da taxa de juros tem um impacto misto sobre a inflação. Por um lado, quando avaliada isoladamente, uma política monetária contracionista pode ter um efeito positivo sobre o nível de preços devido ao fenômeno do *price-puzzle* e, por outro lado, um aumento da taxa de juros tende a gerar sobrevalorização cambial, a qual ajuda a conter a inflação.

Além disso, também se considera a hipótese de que a sobrevalorização cambial se relaciona à evolução do CFG. Nesse sentido, observa-se uma tendência à redução da taxa de câmbio em economias emergentes como a brasileira em períodos de ascensão do ciclo, facilitando o cumprimento da meta durante tais períodos.

4.2.1 RMI: uma revisão da literatura empírica para o Brasil

Em termos de credibilidade, Sicsú (2002) foi o primeiro a analisar empiricamente o RMI brasileiro. Neste trabalho, o autor pretende demonstrar as relações entre as expectativas inflacionárias e a teoria da reputação-credibilidade. Primeiramente, o autor elabora um índice de credibilidade que mostra “quanto o mercado acredita que a meta pode ser alcançada” (SICSÚ, 2002, p. 706). O índice mostra que nos anos de 2000 e parte de 2001, grande parte do mercado acreditava que a meta de inflação estipulada pelo Conselho Monetário Nacional (CMN) seria alcançada.

Contudo, com as crises em meados de 2001 (internamente, tivemos problemas de racionamento de energia, e externamente, o ataque terrorista aos Estados Unidos em setembro de 2001) a confiança do mercado se deteriora, fazendo com que as expectativas inflacionárias viessem a aumentar, mostrando um piora consistente do índice calculado pelo autor. Ademais, o autor calculou o grau de dispersão das expectativas de inflação, que “pode ser considerado um indicador de homogeneidade/heterogeneidade das expectativas de inflação do mercado” (SICSÚ, 2002, p. 709) por meio de um coeficiente de variação amostral de Pearson.

Claramente, o autor mostra que as expectativas de inflação se tornam mais heterogêneas entre os anos de 2000 e 2001, que reforça a ideia de insegurança por parte do mercado em acreditar na eficácia da política monetária por parte do Banco Central do Brasil (BCB). O autor conclui dizendo que se o BCB cumpre com sucesso as metas, as expectativas

de inflação são influenciadas no início do ano seguinte e que se há um acúmulo de reputação e a meta não se torna crível ao longo do ano, as expectativas de inflação se tornam mais heterogêneas.

Na mesma linha, Mendonça (2004) tenta empiricamente mensurar a credibilidade do RMI brasileiro por meio de dois índices e analisar os resultados obtidos. Diferentemente do trabalho anterior, o autor se utiliza do índice elaborado por Cecchetti e Krause (2002) e proposto por Svensson (2000) em que a credibilidade é medida pela diferença a meta e a inflação esperada.

Como resultado, o autor mostra que nos três primeiros anos de RMI, o índice de credibilidade do BCB foi elevado (acima de 70,0% de confiança). Contudo, o autor critica Sicsú (2002) pelo formato do índice utilizado e o reconstrói de forma a deixar o índice entre 0 (sem nenhuma confiança no BCB) e 1 (confiança total no BCB).

Os resultados mostram que a partir de março de 2001 há uma ruptura na estabilidade, levando à rápida deterioração da confiança, a ponto de ocasionar uma situação de nenhuma confiança no BCB em meados de 2001 e confiança não superior a 50,0% em 2002. Mendonça (2004) conclui argumentando que a estratégia de elaboração e sustentação do RMI foi equivocada em relação à não utilização de válvulas de escape e metas muito ambiciosas e de longo prazo logo nos primeiros anos, em que há uma fase natural de ajustes entre a nova política monetária e o comportamento inflacionário brasileiro.

Dessa forma, o autor sugere que o problema central não residiria no regime monetário adotado, mas, sim, na forma como as metas foram definidas à época, em termos de magnitude e em relação ao horizonte temporal (MENDONÇA, 2004).

Em termos dos efeitos da política monetária sobre os preços livres e administrados, o artigo de Mendonça (2007) objetiva verificar qual a reação da taxa de juros do BCB em relação à inflação, tendo origem nos preços livres e nos administrados, uma vez que os preços administrados têm um peso relevante na composição do índice de preços do IPCA.

Mendonça (2007) estima uma função de reação do BCB tendo estes preços como foco e os resultados obtidos mostram que o comportamento das taxas de juros estimada está muito próxima daquela observada ao longo do período analisado (1999 a 2004). Contudo, segundo o autor, “a resposta dos juros aos preços administrado, além de não ser desprezível, apresenta significância estatística bastante elevada. Logo, os preços administrados têm contribuído para dificultar possíveis reduções na taxa Selic⁷” (MENDONÇA, 2007, p. 440).

⁷ Taxa de juros básica da economia brasileira.

Em seguida, o autor utiliza um modelo de Vetores Autorregressivos (VAR) para estimar dois modelos:

- a) o primeiro para verificar o impacto dos preços livres e administrados sobre a taxa Selic; e
- b) o quão impactante é a política que segue o RMI baseado no IPCA para a sociedade.

O resultado do primeiro modelo mostra que “a autoridade monetária usa de forma efetiva a taxa de juros para neutralizar pressões inflacionárias oriundas de choques sobre a taxa de câmbio” (MENDONÇA, 2007, p. 442). O segundo modelo verifica que a política monetária, baseada no RMI, em que o combate à inflação ocorre por meio da elevação da taxa de juros, leva a uma rigidez na redução da própria taxa de juros, ocasionando, assim, um aumento permanente no nível de desemprego.

Na mesma linha Carrara e Correa (2012) analisam empiricamente o IPCA sob o modelo do RMI. Os autores, por meio de um modelo VAR, buscam verificar a eficiência de se ter o IPCA como índice de referência dadas suas características, como englobar preços administrados e preços de bens que variam bruscamente com as flutuações da taxa de câmbio.

Eles consideraram no modelo proposto, além do IPCA, o IGP-M, um núcleo de inflação, o IPCA para os preços administrado, taxas de câmbio e de juros, além do hiato do produto. Como resultados, os autores encontraram evidências de que aumentos nos preços administrados geram aumentos persistentes no IPCA cheio.

Ademais, o IPCA responde pouco a aumentos da taxa de juros, mas em contrapartida o núcleo de inflação, quando se exclui preços voláteis, responde de maneira consistente a aumentos da taxa de juros. Assim, os autores entendem que para o RMI brasileiro funcionar de maneira mais coerente, reduzindo seus ônus, a adoção de um núcleo de inflação seria uma saída viável.

Minella *et al.* (2003) trata da credibilidade e do repasse cambial sob o RMI brasileiro no período de 1999 a 2002. Os autores estimaram diversos modelos de forma a medir a função de reação do BCB (utilizando as expectativas do BCB e do mercado), assim como a estimação das expectativas inflacionárias e a estimação da curva de demanda agregada.

Nos dois primeiros modelos, os autores encontram como resultado que a taxa de juros é determinada principalmente pelas expectativas de inflação, seguida pela taxa de juros do período anterior e pela taxa de câmbio. No terceiro modelo, os autores verificaram que as expectativas de inflação dos agentes privados estão ancoradas na meta de inflação, seguido

das expectativas de inflação passada do mercado e pela inflação acumulada nos últimos doze meses.

Por fim, os autores encontraram para a demanda agregada estimada um componente cambial importante, mostrando, assim, que há repasse cambial na economia brasileira e que esse repasse ocorre principalmente nos preços administrados, impactando indiretamente o IPCA. Corroborando com essa ideia, os trabalhos de Belaisch (2003) e Nogueira Jr. (2006) encontraram resultados parecidos no tocante ao repasse cambial na economia brasileira.

O estudo de Squeff (2009) inova ao mostrar a questão do repasse cambial “reverso” no Brasil entre os anos de 1999 e 2007, dando uma especial ênfase ao papel a valorização da taxa de câmbio na redução da inflação. O autor se utiliza do modelo VAR para estimar o repasse cambial, realizando recortes temporais arbitrários, em que se evidencia períodos de variação cambial, seja ele de valorização ou de desvalorização, tendo compreendido todo o período de análise (1999 a 2007) e dois subperíodos (1999 a 2003 e 2003 a 2007).

Os resultados encontrados demonstram que o repasse cambial, mesmo caindo após a adoção do RMI, ainda se mostra bastante elevado no segundo subperíodo analisado (2003 a 2007). Isso quer dizer que a política monetária utilizada pelo RMI se mostrou neste período menos eficaz do que a utilização da valorização da taxa de câmbio para o controle da inflação.

O trabalho de Ferreira e Jayme Jr. (2005) analisa o desempenho do RMI brasileiro num cenário de excessiva volatilidade cambial, com elevada dívida pública e os impactos desta política sobre o produto. Os autores utilizaram o modelo VAR e obtiveram resultados significativos, que podem ser elencados em:

- i) a taxa de juros se comporta como um importante instrumento de política monetária; ii) há presença de inércia inflacionária; iii) alterações na taxa de juros com o intuito de conter pressões inflacionárias podem provocar efeitos opostos ao objetivado; iv) a taxa de inflação mostra-se bastante sensível às oscilações na taxa de câmbio; v) a taxa de inflação responde, de forma errática e não significativa, às variações no resultado nominal do governo; vi) a resposta da taxa de inflação às inovações no nível de utilização da capacidade instalada não é significativa; vii) a resposta do nível de utilização da capacidade instalada aos choques na taxa de inflação não revelou ser significativa; e viii) a política monetária afeta negativamente o nível de utilização da capacidade instalada (Ferreira e Jayme Jr., 2005, p.1).

Como conclusão, os autores afirmam que o RMI brasileiro ainda possui limitações no tocante à coordenação entre as políticas fiscal e monetária e à vulnerabilidade externa, que impacta diretamente a volatilidade da taxa de câmbio diante de choques externos.

Com o intuito de verificar o comportamento das diversas variáveis macroeconômicas, Mendonça (2005) tenta verificar quais os impactos do RMI brasileiro, com enfoque na taxa de

desemprego. O autor se utiliza de modelo VAR com a utilização das seguintes variáveis: Selic, inflação, produção industrial, credibilidade das metas de inflação e desemprego. Os resultados obtidos mostraram que houve um desenvolvimento da credibilidade após a adoção do RMI, e que a utilização de uma política monetária contracionista tende a aumentar o desemprego e deprimir a produção industrial.

O artigo de Dezordi *et al.* (2009) analisa a eficácia da política monetária sob o RMI no Brasil. Para tanto, os autores utilizam um modelo VAR, baseado na proposta de Taylor (1993), em que a resposta da política monetária deve ser maior a processos inflacionários do que ao comportamento de hiato do produto.

Os autores analisaram o período entre 1999 e 2006 e utilizaram as variáveis Selic, IPCA e hiato do produto, este último calculado por meio do filtro HP⁸. Como resultado, os autores encontraram evidências de que o RMI brasileiro responde muito mais por processos inflacionários do que ao hiato do produto, mostrando que a Autoridade Monetária tem como foco central a inflação e não o crescimento econômico.

O trabalho de Mendonça, Dezordi e Curado (2009) busca determinar empiricamente a taxa de juros da economia brasileira, seguindo a mesma linha de Dezordi *et al.* (2009), em que a taxa de juros é determinada por uma regra de Taylor. A inovação reside no fato de que os autores utilizaram, além das variáveis Selic, IPCA e hiato do produto, as variáveis taxa de juros real, que é a taxa de juros nominal (Selic) deflacionada pelo IPCA, e o risco-país, que é o diferencial da taxa de juros doméstica e a taxa de juros dos títulos públicos norte-americanos.

O modelo utilizado foi o mesmo do trabalho anterior, o modelo de series temporais VAR, e os resultados apontaram para uma dificuldade por parte do BCB em dosar a taxa de juros, de modo a alcançar a meta de inflação, gerando até mesmo efeitos inversos ao esperado. Outro resultado interessante e que corrobora o estudo de Dezordi *et al.* (2009) é a pouca importância dada pelo BCB ao hiato do produto. A Autoridade Monetária não trabalha com a política monetária voltada ao hiato do produto, mas, sim, exclusivamente aos desvios das metas de inflação.

Contudo, o resultado mais contundente é a resposta das taxas de juros a mudanças do risco-país. A análise empírica evidenciou “fortes indícios de que a taxa de juros básica da economia brasileira tem sido utilizada com o principal objetivo de alcançar o equilíbrio do balanço de pagamentos” (Mendonça *et al.* 2009, p. 184).

⁸ O filtro Hodrick e Prescott (1997), também conhecido como filtro HP, é um método em que se suaviza a série analisada, separando o componente cíclico da tendência.

O trabalho de Araújo e Modenesi (2011) visa analisar como ocorre a formação dos preços na economia brasileira entre os anos de 1999 e 2010. Os autores utilizam o modelo SVAR, que é um modelo VAR com um componente estrutural, que permite um maior controle na interação entre as variáveis.

Segundo os autores, em linhas gerais, a formação de preços se deve a três componentes, a saber:

- a) demanda agregada;
- b) oferta agregada; e
- c) taxa de câmbio.

Assim, as variáveis utilizadas foram o IPCA, Produção Industrial (como *proxy* da demanda agregada), um índice de preços das *commodities* (como *proxy* de oferta) e taxa de câmbio.

Como resultado, os autores encontraram evidências de que o câmbio é mais intenso e duradouro em relação às demais variáveis para influenciar na inflação. Quando se decompõe o IPCA em preços livres e administrados percebe-se que o câmbio impacta ambos os preços, mas pouco impacta no nível de atividade. Assim, os autores concluem que “a taxa de câmbio é, isoladamente, o componente mais relevante na determinação do IPCA, seguida pelo nível de atividade econômica e, finalmente, pelas condições de oferta” (ARAÚJO e MODENESI, 2011, p. 17).

O trabalho de Modenesi e Araújo (2013) segue a mesma linha ao evidenciar os impactos que a política monetária (taxa de juros) tem no nível de preços, na atividade econômica, no endividamento público e na taxa de câmbio. Como resultados contundentes, os autores encontraram evidências de que o câmbio é uma variável importante para determinação do nível de preços, assim como elevações da taxa de juros demoram a surtir efeito sobre o nível de preços e deprimem rapidamente a atividade econômica. Ademais, os autores concluem afirmando que os custos de se manter a inflação dentro da meta utilizando a taxa de juros são elevados, e que o câmbio é uma variável determinante para controlar inflação.

Por último, o trabalho de Fonseca, Oreiro e Araújo (2018), como o trabalho de Modenesi e Araújo (2013), visa analisar os impactos da política monetária sobre algumas variáveis macroeconômicas, com enfoque no comportamento não linear das variáveis. Os autores utilizaram o modelo de séries temporais MS-VAR, em que se agrega ao modelo VAR correntes markovianas com o intuito de se obter regimes definidos de política monetária. Como resultado relevantes, os autores obtiveram dois regimes bem definidos: o primeiro

regime entre 2000 e 2007 e o segundo entre 2007 e 2013. Os efeitos de uma política monetária contracionista ficaram mais evidentes no segundo regime e teve efeitos persistentes sobre a dívida pública e a taxa de câmbio.

Dada essa análise acerca dos trabalhos empíricos envolvendo o RMI brasileiro, percebe-se dois elementos importantes: o primeiro deles diz respeito à evolução na análise do RMI ao longo dos últimos 17 anos. Essa evolução se fez necessária como forma de avaliação da eficácia da política monetária, identificando possíveis pontos de estrangulamento. O segundo elemento diz respeito à não verificação e inclusão em nenhum desses trabalhos do componente grau de integração financeira e seus impactos para a política monetária brasileira sob o RMI. Dessa forma, a próxima seção será o de analisar como a integração financeira interfere na condução da política monetária.

4.2.2 Política monetária e integração financeira: evidências empíricas a partir do modelo VEC

Na presente seção, realiza-se o objetivo principal do presente artigo ao se estimar um modelo de vetores autorregressivos com correção de erros vetorial (VEC), o qual permite avaliar a interação entre variáveis que apresentam relação de cointegração, sem a necessidade de definições *a priori* acerca da ordem de causalidade e determinação das variáveis, considerando todas as variáveis como endógenas. Tal exercício empírico baseou-se no modelo estimado por Modenesi e Araújo (2013), composto pelas cinco variáveis expostas na seção anterior e no trabalho de Bekaert, Hoerova e Duca (2013) que utiliza a variável VIX como uma forma de mensurar a incerteza e a volatilidade dos mercados e seus efeitos na política monetária.

Além dessas variáveis, destaca-se, como contribuição potencialmente original, a inclusão da dimensão financeira interna e externa. A dimensão interna está representada pelo grau de integração financeira da economia brasileira (IIF), mensurado por meio da razão entre a soma bruta dos fluxos de capitais (entrada e saída) e o produto nominal. Segue-se, portanto, a linha de Kraay (1998), considerando os mesmos fluxos de Cunha e Laan (2013). A dimensão externa, por sua vez, passa pela consideração do CFG⁹. Assim, estima-se um

⁹ Segundo Nier, Sedik e Mondino (2014), a literatura empírica acerca do CFG utiliza o VIX como medida da aversão ao risco e da incerteza no mercado financeiro global, uma vez que o índice aponta a expectativa de volatilidade no mercado de ações ao longo dos próximos trinta dias. Em momentos de ascensão do CFG, verifica-se um baixo nível de volatilidade, ao passo que nos momentos de declínio observa-se um nível mais elevado de volatilidade.

modelo composto por sete variáveis, as quais sofreram tratamento por meio de ajuste sazonal e transformação monotônica em logaritmo natural. Optou-se por não utilizar um modelo não-linear como o MS-VAR como o da seção anterior por haverem alguns problemas a serem considerados. O primeiro empecilho seria o elevado número de variáveis utilizadas no presente modelo, que inviabiliza uma estimação utilizando o modelo MS-VAR. A adição de três variáveis faria saltar o número de parâmetros utilizados. Dessa forma, optou-se por tratar os dados, como será explicitado mais a frente. O quadro 3 especifica os dados:

Quadro 3 - Especificação dos dados

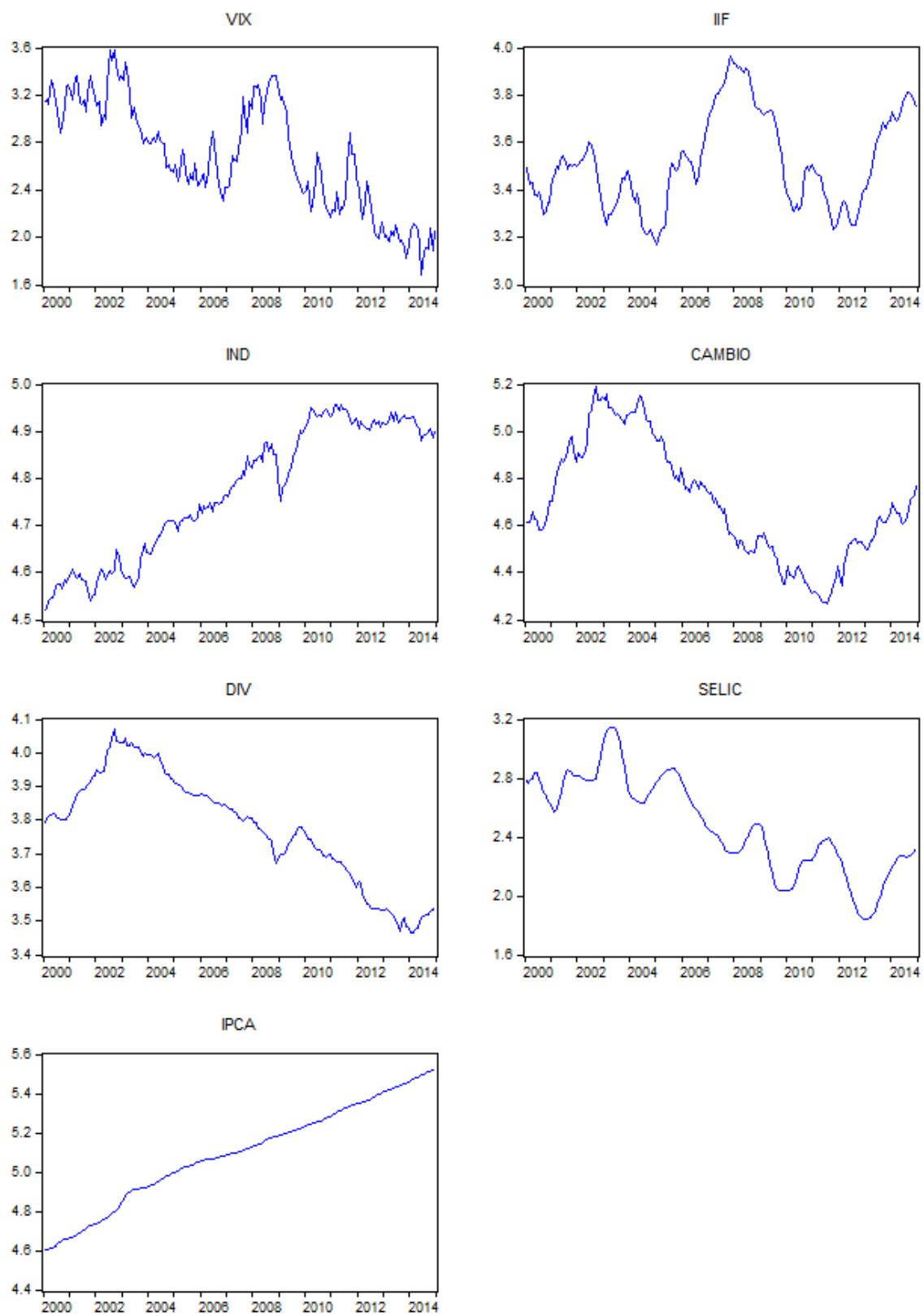
Série	Nome	Descrição
CFG	VIX	Índice de Volatilidade, calculado pelo CBOE – média mensal.
Índice de Integração Financeira	IIF	Índice explicado no começo da seção.
Nível de Atividade	IND	Produção industrial - indústria geral - quantum - índice dessazonalizado (média 2002 = 100), divulgado na PIM/IBGE.
Taxa de Câmbio	CAMBIO	Série BC 3697 - Taxa de Câmbio livre – Média mensal, divulgada pelo Depec.
Dívida Líquida do Setor Público	DIV	Percentual da dívida líquida do setor público em proporção do PIB mensal, divulgada pelo IBGE
Taxa de Juros	SELIC	Série BC 4189 - Taxa de juros - Selic acumulada no mês anualizada - % a.a., divulgada pelo Demab.
Índice de Preços	IPCA	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Ampla (IPCA) – série em base 100 em janeiro de 1995

Fonte: Adaptado do IPEADATA (2017), BCB (2017a), BIS (2017), CBOE (2017).

Apesar do RMI ter sido implementado em junho de 1999, parte-se de dados referentes ao período que vai de janeiro de 2000 até dezembro de 2014¹⁰. O comportamento das variáveis pode ser observado na Figura 57 a seguir:

¹⁰ O passo inicial de um trabalho assentado na Econometria de Séries de Tempo é a delimitação do período temporal. Aqui, optou-se por uma amostra que vai de janeiro de 2000 a dezembro de 2014, constituindo um período de quinze anos. Reconhece-se que o ideal seria dispor de mais observações; não obstante, se adota o Plano Real enquanto marco inicial, afinal a utilização de dados anteriores poderia dificultar a modelagem, devido à volatilidade macroeconômica do período inflacionário. Quanto ao marco final, a instabilidade da economia brasileira nos últimos dois anos torna difícil a geração de resíduos bem-comportados na estimação do modelo VEC, sendo que a estimação com 7 variáveis se tornou inviável com a inclusão dos dados até 2017. Para corroborar tal fato, basta observar no segundo Ensaio deste trabalho que para estimar o VEC para o Brasil, com apenas 4 variáveis utilizando os dados de 2017, foram necessários mais de 10 defasagens para tornar o modelo estatisticamente significativo, segundo os testes usuais de normalidade e heterocedasticidade.

Figura 57 - Comportamento das variáveis selecionadas ao longo do tempo



Fonte: Adaptado do software Eviews 9.0.

Segundo Wooldridge (2002), uma estimação apresenta um grau de confiança suficiente quando cumpre duas condições:

- a) possui mais de 60 observações; e
- b) estima um número de parâmetros inferior ao total de observações.

No exercício a seguir, ambas as condições são atendidas, pois foram estimados 156 parâmetros a partir de 180 observações.

Dada a existência de quebras estruturais em todas as variáveis do modelo, procedeu-se o tratamento de todas as séries a partir do modelo estrutural de Harvey (1989), o qual permite a estimação do nível da variável em questão, separando a evolução deste de eventuais quebras e *outliers*. Dessa maneira, ao invés de se impor uma *dummy* de intervenção nos meses em que se sucederam alterações nos níveis das variáveis endógenas, opta-se por tratar cada série separadamente, a partir do software *STAMP*, para, após isso, passar à modelagem VEC propriamente dita, por meio do software *EViews*.

Após tal técnica, passa-se ao primeiro passo da identificação do modelo VEC que consiste na verificação do grau de integração das séries envolvidas. Assim, foram realizados os testes ADF (Dickey-Fuller aumentado), PP (Phillips-Perron) e KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin). A Tabela 13 aponta o caráter não estacionário de todas as séries em nível, a 95,0% de confiança, em ao menos um dos testes realizados, e, conseqüentemente, a viabilidade da estratégia de estimação assentada na modelagem VEC.

Tabela 13 - Testes de raiz unitária – séries ajustadas - valores t calculado

Variável	Testes	PP		ADF		KPSS		Decisão
	Inclusão no teste	Em nível	Em diferença	Em nível	Em diferença	Em nível	Em diferença	
vix	Com constante	-15,302	-12,6055***	-16,835	-12,3191***	1,1648***	0,0565	I(1)
	Com constante e tendência	-29,851	-12,5653***	-29,331	-12,2832***	0,1167	0,0510	I(1)
	Sem constante e tendência	-10,320	-12,5060***	-0,9236	-12,3269***	-	-	I(1)
iif	Com constante	-18,632	-7,2971***	-21,269	-7,2139***	0,2363	0,0761	I(1)
	Com constante e tendência	-20,428	-7,2799***	-22,548	-7,1940***	0,1179	0,0652	I(1)
	Sem constante e tendência	0,2145	-7,3094***	0,2372	-7,2231***	-	-	I(1)

ipca	Com constante	-17,549	-5,2036***	-16,835	-5,1307***	1,7174***	0,3494*	I(1)
	Com constante e tendência	-18,593	-5,4353***	-24,690	-5,3238***	0,2978***	0,1277*	I(1)
	Sem constante e tendência	107,094	-2,0603***	43,122	-2,3239**	-	-	I(1)
div	Com constante	0,0142	-8,7018***	0,0054	-8,6889***	1,4221***	0,4311*	I(1)
	Com constante e tendência	-29,080	-8,8762***	-28,096	-8,8563***	0,2598***	0,1687**	I(1)
	Sem constante e tendência	-10,545	-8,6808***	-11,307	-8,6080***	-	-	I(1)
ind	Com constante	-15,893	-13,5804***	-15,870	-13,5821***	1,6601***	0,1655	I(1)
	Com constante e tendência	-17,937	-13,6435***	-17,433	-13,6446***	0,2455***	0,0493	I(1)
	Sem constante e tendência	19,452	-13,3231***	19,315	-13,3231***	-	-	I(1)
cambio	Com constante	-10,889	-11,3403***	-0,8411	-11,1945***	0,9804***	0,2700	I(1)
	Com constante e tendência	-14,212	-11,3091***	-10,925	-11,1613***	0,2011**	0,2699	I(1)
	Sem constante e tendência	0,2393	-11,3623***	0,3366	-11,2176***	-	-	I(1)
selic	Com constante	-15,924	-3,2100**	-22,824	-4,4550***	1,3859***	0,0609	I(1)
	Com constante e tendência	-25,262	-3,2058*	-3,4522**	-4,4667***	0,1110	0,0569	I(1)
	Sem constante e tendência	-0,6757	-3,2264***	-0,7427	-4,4425***	-	-	I(1)

Fonte: Adaptado do software Eviews 9.0. Nota: Valores-p baseado em MacKinnon (1996).

O próximo passo consiste na determinação da estrutura adequada de defasagens, ou seja, o número de *lags* necessários para capturar as interrelações dinâmicas no modelo VEC. Para isso, foram observados os critérios de informação de Akaike (AIC) e Schwarz (SBC), bem como o comportamento dos resíduos. Parte-se de um número mínimo de defasagens igual a 2, uma vez que é a quantidade mínima para se atingir raízes complexas no sistema considerado de equações. A Tabela 14 sumariza as estatísticas de AIC e SBC e os testes de autocorrelação residual (Multiplicador de Lagrange) e heteroscedasticidade (White).

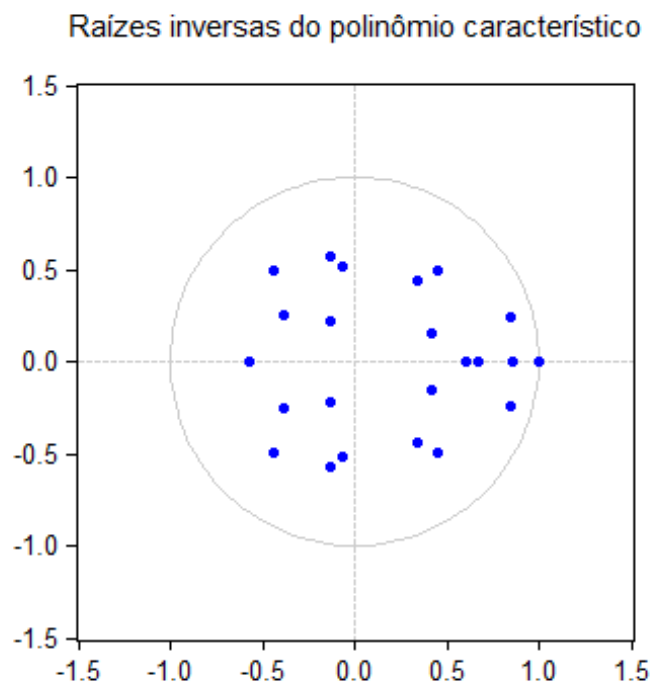
Tabela 14 - Critério de informação de Akaike e Schwarz, teste de autocorrelação residual Multiplicador de Lagrange e teste White de heteroscedasticidade

Ordem	2		3		4	
	AIC	SBC	AIC	SBC	AIC	SBC
	-37,14	-35,00	-37,06	-34,03	-36,94	-33,02
Teste de Autocorrelação Residual LM						
Ordem	Est.	p-valor	Est.	p-valor	Est.	p-valor
1	73,39	0,0136	64,49	0,0680	64,77	0,0649
2	70,41	0,0241	65,48	0,0577	65,61	0,0565
3	55,13	0,2542	52,02	0,3571	54,10	0,2858
4	56,38	0,2183	53,92	0,2918	54,08	0,2866
5	65,96	0,0533	60,77	0,1207	54,86	0,2622
6	35,51	0,9255	43,46	0,6966	41,33	0,7738
7	47,80	0,5219	43,69	0,6877	47,86	0,5195
8	60,39	0,1275	51,90	0,3615	53,91	0,2920
9	45,87	0,6009	58,29	0,1707	55,81	0,2342
10	31,09	0,9785	37,67	0,8807	39,80	0,8230
11	44,05	0,6735	46,19	0,5876	45,46	0,6175
12	51,01	0,3947	46,77	0,5641	55,43	0,2450
Teste de Heteroscedasticidade de White - p-valor						
Ordem	2		3		4	
	0,0041		0,0815		0,0854	

Fonte: Adaptado do software Eviews 9.0.

Em primeiro lugar, observa-se que, em qualquer das defasagens analisadas, não há problema de autocorrelação residual até a 12ª ordem, considerando um nível de significância de 5,0%. No que tange aos critérios de informação, tanto o AIC quanto o SBC apontam a estrutura de estimação com 2 defasagens como a mais adequada.

Não obstante, todas as formações com número de defasagens inferior a 3 apresentam autocorrelação e heteroscedasticidade residual, partindo de um nível de significância de 5,0%. Isso é corrigido a partir da estimação de um VEC (3), o qual supera o de ordem 4 segundo os critérios de AIC e SBC, bem como apresenta resíduos que se aproximam de um ruído branco, considerando um grau de confiança de 95,0%. Para uma maior robustez dos resultados obtidos com os testes dos resíduos, realizou-se o teste das raízes inversas do polinômio característico, que tem por objetivo identificar estimações estáveis e instáveis para o modelo VEC proposto. A figura 58 a seguir ilustra o resultado desse teste.

Figura 58 - Teste das raízes inversas do polinômio característico

Fonte: Adaptado do software Eviews 9.0.

O teste evidencia que o modelo VEC estimado é estável, isto é, todas raízes inversas do polinômio característico encontram-se dentro do círculo unitário, conferindo, assim, estabilidade ao modelo. Dito isso, realiza-se o teste de Johansen, conforme Johansen e Juselius (1990), com o objetivo de delimitar a existência e o número de equações cointegradas.

A tabela 15 aponta a existência de cointegração pelos critérios de traço e de máximo-autovalor, partindo-se de um grau de confiança de 95,0%. De acordo com Dickey, Jansen e Thornton (2007), se há relações de cointegração entre as variáveis, o sistema de equações torna-se mais estável, de modo que o sistema estimado é estacionário em um conjunto de possíveis direções, possibilitando a estimação do modelo VEC.

Tabela 15 - Teste de cointegração de Johansen para um VEC (3)

Nº de eq. Cointegradas	Estatística Traço	VC - 5%	Estatística Máximo-Autovalor	VC - 5%
Nenhuma	159,0542	125,6154	59,7432	46,2314
Até 1	99,3111	95,7537	46,2838	40,0776
Até 2	53,0273	69,8189	24,5787	33,8769
Até 3	28,4486	47,8561	15,1255	27,5843
Até 4	13,3231	29,7971	7,6107	21,1316

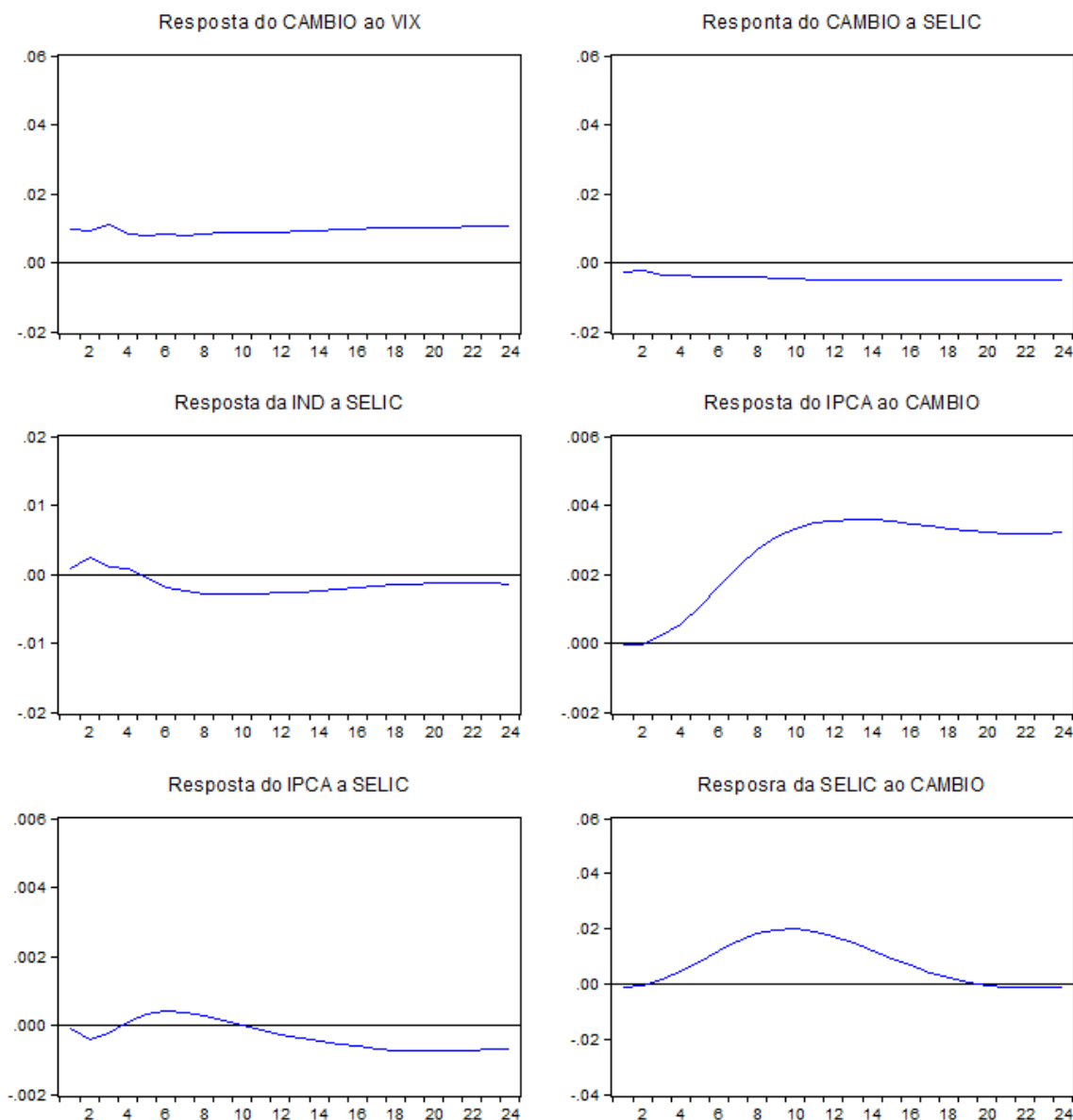
Obs: Quando a estatística supera o valor crítico (VC), rejeita-se a hipótese nula de ausência de cointegração, considerando um nível de confiança de 95,0%. Fonte: Adaptado do software Eviews 9.0.

Dado que o modelo está especificado adequadamente, passa-se à avaliação das funções de resposta ao impulso. A análise organiza-se em torno de três aspectos:

- a) os desdobramentos de uma elevação da taxa de juros sobre o nível de preços e a taxa de câmbio;
- b) a resposta do nível de preços frente à taxa de câmbio; e
- c) a relação entre o CFG e a evolução da taxa de câmbio da economia brasileira. Para fins de organização, apenas as respostas referentes a esses eixos foram plotadas no corpo do presente trabalho.

A Figura 59 apresenta as funções de resposta ao impulso.

Figura 59 - Funções de resposta ao impulso estimadas a partir do modelo VEC (3)¹¹



Fonte: Adaptado do software Eviews 9.0.

Passando ao primeiro eixo, os resultados parecem reforçar os argumentos da literatura crítica ao RMI. Dessa maneira, observa-se que um choque positivo na taxa de juros está

¹¹ Tsay (2005) sublinha que, tal como os modelos univariados, um VAR pode ser escrito como um vetor de médias móveis, isto é, como uma função linear dos choques passados ($x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t-i}$). Dessa maneira, os coeficientes ϕ_i transmitem o efeito de choques nas diversas séries do modelo à própria trajetória destas. Uma função de resposta ao impulso é, portanto, fruto do acúmulo dos efeitos de um choque em determinada série sobre a própria série ou outra que componha o modelo em questão. Segundo Enders (2014), a decomposição de Choleski apresenta o problema de que a alteração da ordem das equações pode alterar dramaticamente as respostas aos impulsos. Frente a isso, Pesaran e Shin (1998) propuseram uma função de resposta a impulsos generalizados, as quais não dependem da ordem das variáveis em questão e consistem na aplicação de um fator de Choleski específico para cada variável no sistema.

associado, em um primeiro momento, a um aumento do nível de preços, dando suporte à existência do fenômeno do *price-puzzle*. Sublinha-se também que um choque positivo na taxa de juros associa-se a uma reação negativa do nível de atividade.

Outro aspecto a ser destacado guarda relação com o segundo eixo de análise. Assim, um choque positivo na taxa de juros relaciona-se a um processo de sobrevalorização cambial, ao ter um impacto negativo sobre a taxa de câmbio. Dado que a função de resposta ao impulso aponta uma relação direta entre nível de preços e taxa de câmbio, um quadro de sobrevalorização cambial pode contribuir para o controle da inflação. Nesse sentido, há o risco de que o RMI seja mais efetivo por meio de um canal indireto, a sobrevalorização cambial, que engendra consequências negativas, tais como o aprofundamento da desindustrialização e da especialização regressiva da economia brasileira.

No terceiro eixo, observa-se a resposta da taxa de câmbio a um choque no CFG. Os resultados empíricos apresentam evidências de que, tal ciclo é representado por um indicador de volatilidade das expectativas e aversão ao risco (VIX), de modo que em momentos de ascensão do CFG verifica-se um baixo nível de volatilidade, ao passo que nos momentos de declínio observa-se um nível mais elevado de volatilidade.

Como a função de resposta ao impulso mostra uma relação direta entre o VIX e a taxa de câmbio, então, abre-se espaço para a discussão do nexos entre a sobrevalorização cambial e a ascensão do CFG, associação que foi observada no período que precedeu a crise de 2007-2008 e no que se seguiu à política monetária não-convencional por parte do banco central estadunidense.

Tendo em vista os resultados obtidos, sublinha-se que é importante ter-se uma agenda de pesquisa que seja capaz de adensar o mecanismo causal acionado pela abordagem pós-keynesiana no que tange à avaliação dos custos e benefícios do RMI. Nesse sentido, os resultados mostraram-se convergentes aos exercícios de Modenesi e Araújo (2013) e de Fonseca, Oreiro e Araújo (2018) que associam a efetividade do principal instrumento de política monetária do RMI, ou seja, a manipulação da taxa de juros, ao canal de transmissão cambial, com efeitos problemáticos sobre o desempenho da economia brasileira, e também sobre o nível de preços.

Por outro lado, a associação entre a sobrevalorização cambial e a ascensão do CFG mostra o risco de que o cumprimento das metas de inflação não seja um desdobramento apenas da política monetária, mas, sim, da evolução do CFG, o que explicaria a maior dificuldade no cumprimento das metas de inflação após as ameaças de reversão da política

monetária expansionista e não-convencional estadunidense, a despeito da manutenção das altas taxas de juros no Brasil.

Por fim, reconhece-se as limitações empíricas do presente exercício, dado que o comportamento das funções de resposta ao impulso não implica uma relação de causalidade. Por outro lado, a combinação de resultados convergentes à literatura acerca do tema com aspectos adicionais, relacionados ao movimento do CFG, são suficientes para chamar atenção para a relevância da dimensão financeira externa no desempenho do RMI no Brasil.

4.3 UMA DISCUSSÃO ALTERNATIVA DA POLÍTICA CAMBIAL PARA ALÉM DO CONTROLE DE PREÇOS E DO CFG: SUGESTÕES DE POLÍTICAS MACROECONÔMICAS PARA O DESENVOLVIMENTO

As subseções anteriores evidenciaram que a taxa de câmbio é um elemento fundamental na condução da política monetária brasileira, influenciando decisivamente o desempenho do RMI, desde sua introdução em 1999. Tal fato traz à tona a necessidade de uma discussão sobre a política cambial em curso nos últimos anos, bem como sua funcionalidade, não somente como um mecanismo de controle de preços, mas, principalmente, como uma variável-chave para estratégias de desenvolvimento econômico no país.

Nessa panorâmica, vale à pena destacar a discussão sobre política cambial e controle dos fluxos de capitais em nível internacional para que seja realizada uma análise crítica sobre o papel da política cambial na economia brasileira, concentrada na função de preservar a estabilidade de preços.

Sobre isso, vale destacar que a partir da CFI, deflagrada em 2008, em diversas economias desenvolvidas e em desenvolvimento, tornaram-se evidentes os limites de algumas políticas macroeconômicas, tidas como consensuais pelo *mainstream* e consideradas fundamentais para promover o crescimento e a estabilidade. No que se refere aos arranjos cambiais e ao gerenciamento da conta de capitais, três questões merecem destaque.

A primeira delas consistia na visão de que todos os países deveriam mover-se na direção de contas de capitais totalmente liberalizadas; a discussão resumia-se apenas à estratégia que deveria ser utilizada, em termos de sequência e *timing*, que possibilitasse a transição para a conversibilidade plena da conta de capital. A CFI, todavia, fez com que essa concepção fosse substituída por visão mais questionadora daquelas políticas liberalizantes, de forma que o consenso está agora fragmentado (SUBBARAO, 2014).

Diversos estudos empíricos reforçam essa visão crítica, pois mostram que não existe uma relação clara sobre os efeitos da integração financeira para o crescimento econômico, em especial nos países em desenvolvimento (GREGORIO, 2014). O que as evidências parecem indicar é que a causalidade entre integração financeira e desenvolvimento econômico é reversa. Significa dizer que não basta que as economias liberalizem suas contas de capital; elas têm também de desenvolver instituições capazes de possibilitar boa governança, qualidade das políticas macroeconômicas, especialmente no que diz respeito à absorção de capital estrangeiro, mitigando os efeitos adversos da instabilidade dos fluxos de capitais sobre o nível e a volatilidade da taxa de câmbio. A integração financeira é tida, portanto, como o resultado do crescimento econômico e não a causa dele (OBSTFELD, 2009).

Adicionalmente, os benefícios da integração financeira são colocados em dúvida pela existência de evidências empíricas de que os países que mais cresceram foram os menos dependentes da poupança externa (PRASAD *et al.*, 2007). Essa constatação é provavelmente reforçada pelos países da Ásia, com altas taxas de poupança interna e acumulação de capital, que os tornam pouco dependentes do financiamento dos fluxos de capitais externos.

A segunda questão que demonstra que o consenso pré-crise foi quebrado refere-se à utilização dos controles de capitais como ferramentas de estabilização. Antes da crise, argumenta Subbarao (2014, p. 267): “(...) *o consenso era de que os controles de capitais são ruins, sempre e em qualquer lugar.*” Contudo, a experiência da CFI e os ensinamentos trazidos por ela mostraram que os controles de capital são, em certas circunstâncias, não só apropriados, mas também desejáveis.

A concepção que emergiu desse contexto é a de que a imposição de controles é ferramenta importante em virtude do caráter instabilizador dos fluxos de capitais e da perda de autonomia sobre a política econômica nacional que acarretam. Dessa forma, algumas questões poderiam nortear a utilização dos mesmos, tais como:

- a) quais as distorções que os controles de capitais visam a corrigir?;
- b) qual a efetividade dos diferentes tipos de controles de capitais?;
- c) quais são as medidas macroprudenciais que podem ser, em alguns casos, substitutas dos controles de capitais?;
- d) que tipos de controles de capitais devem ser utilizados e quais os critérios para utilizá-los?; e
- e) existe simetria entre os controles à entrada e à saída de capitais?

Portanto, tem-se a clareza de que os fluxos liberalizados, mais que alocações ótimas, promovem distorções, e que, por isso, a introdução de mecanismos disciplinadores dos fluxos internacionais de capitais tem papel central para o crescimento econômico com estabilidade.

Finalmente, o consenso pré-crise também foi dissolvido no que se refere às intervenções no mercado de câmbio. O consenso pré-crise de que essas políticas são sempre subótimas não mais se mantém, pois tanto as economias avançadas como as economias emergentes, de alguma forma, defenderam suas moedas, comprando e vendendo divisas em seus mercados cambiais na tentativa de, por exemplo, evitar flutuações bruscas, apreciações ou depreciações cambiais não relacionadas aos fundamentos da economia, ou simplesmente para evitar a volatilidade da taxa de câmbio.

A esse respeito, Blanchard, Dell'ariccia e Mauro (2014) destacam que a crise evidenciou a volatilidade dos fluxos internacionais de capitais e que os países emergentes se tornaram significativamente vulneráveis quando são conduzidos pelo movimento desses fluxos. Isso porque, ao mesmo tempo em que as economias se abrem aos fluxos financeiros internacionais, seus mercados emergentes possuem sistemas financeiros menos desenvolvidos e são mais dependentes de ativos financeiros externos, por serem economias reais menos diversificadas.

Os autores argumentam que a instabilidade da taxa de câmbio tem importantes efeitos, tanto diretos quanto indiretos, sobre a estabilidade macroeconômica. Os efeitos diretos podem ser observados, por exemplo, quando a taxa de câmbio se aprecia em virtude dos fortes influxos de capitais. Nesse caso, o setor exportador da economia tende a perder competitividade, implicando déficits na conta de transações correntes e redução da demanda agregada. Por sua vez, os efeitos indiretos consistem no efeito negativo da volatilidade dos fluxos de capitais sobre a estrutura de balanços dos agentes econômicos nacionais, que se tornam vulneráveis às reversões nos referidos fluxos.

Essas conclusões corroboram as críticas pós-keynesianas apresentadas no primeiro ensaio deste trabalho, em especial para o caso brasileiro, como apontam os trabalhos de Arestis (2009) e Arestis, Paula e Ferrari Filho (2009). Os ônus da adoção do RMI superam as vantagens pretendidas que o regime espera dar as economias que o adotam.

A partir desse debate internacional e considerando a experiência brasileira de utilização do regime de câmbio flutuante como uma das pontas do tripé de política macroeconômica, observa-se que a taxa de câmbio tem sido extremamente volátil, além de ter apresentado tendência à apreciação ao longo de quase todo o período, conforme apresentado na figura 51.

Esse arranjo cambial, que combina volatilidade excessiva e tendência à apreciação, decorreu da orientação externa do país, que optou pelo financiamento do balanço de pagamentos via conta capital e financeira. A abertura dessa conta, em 1992, facilitou sobremaneira a entrada e saída de capitais no país.

Quanto às consequências da apreciação cambial para a economia brasileira, é possível citar, especialmente, aquelas relacionadas ao saldo em transações correntes, à indústria e à composição da balança comercial. Os efeitos sobre o saldo em transações correntes são diretos: o câmbio mais apreciado torna os produtos e serviços nacionais mais caros, e os internacionais, mais baratos. Isso estimula, ainda mais, as importações e desestimula as exportações.

Sobre as consequências para a indústria, o nível de câmbio apreciado foi prejudicial aos setores e ramos tecnologicamente mais sofisticados, deixando competitivos apenas os ramos mais tradicionais e aqueles ligados às atividades primárias. Esse regime mudou o perfil da estrutura produtiva brasileira, provocando um processo de desindustrialização relativa, que se reflete em variáveis do setor externo e possui importantes consequências para o crescimento econômico¹².

Relativamente à composição da balança comercial, observou-se a especialização nos segmentos de menor valor agregado e que são menos dinâmicos no comércio internacional. E mesmo que não se possa afirmar categoricamente que haja um processo de “especialização regressiva” ou “reprimarização” da indústria brasileira, não se pode deixar de considerar que a atual dinâmica comercial contribui para a constituição de um quadro onde a capacidade de geração de divisas por meio do comércio exterior de bens é altamente dependente da trajetória dos preços das *commodities* primárias e dos produtos intensivos em recursos naturais.

Essa maior dependência em relação a esses produtos, cujos preços e volume exportado são mais sensíveis à conjuntura internacional, pode implicar em uma elevação da vulnerabilidade externa estrutural do país na esfera comercial e entraves ao crescimento econômico sustentado em longo prazo.

Esse relato da experiência brasileira evidencia que, se no plano internacional houve avanços sobre a necessidade de controle da livre movimentação de capitais e intervenções no mercado de câmbio, no Brasil esse avanço foi marginal. Isso porque, a recente depreciação cambial decorreu mais dos acontecimentos da conjuntura internacional (queda no preço das *commodities* e fim das políticas expansionistas das economias avançadas) do que da

¹² Ver Nassif, Feijó e Araújo (2014).

intencionalidade das autoridades econômicas de promoverem alterações no regime cambial maligno em vigor na economia brasileira.

Diante desse debate, algumas lições podem ser tiradas para a economia brasileira. Até o advento da CFI recomendava-se aos países emergentes e em desenvolvimento a realização das denominadas “*market friendly policies*”, com a reduzida intervenção do Estado na economia, a não ser no provimento de estabilidade das variáveis macroeconômicas como a dívida pública e a taxa de inflação. A maioria dos países acatou essas recomendações, a exceção de um pequeno grupo representado pelos países asiáticos, em especial a China, que foram justamente os que apresentaram taxas de crescimento mais elevadas e, sobretudo, sustentadas nas últimas décadas.

Contudo, tem se demonstrado que a adoção das políticas de desregulamentação e liberalização financeira, por si só, não é capaz de promover o crescimento econômico com estabilidade, além de tornarem ainda mais remotas a possibilidade de trajetórias bem-sucedidas, que impliquem ultrapassagem ou emparelhamento em relação aos países desenvolvidos, dados os seus efeitos deletérios sobre a trajetória de preços estratégicos como a taxa de câmbio¹³.

Dessa forma, algumas sugestões políticas podem ser recomendadas, conforme os resultados obtidos neste trabalho, e conforme alguns trabalhos que discutem o tema. A primeira evidência aparente é a de que o mix de políticas macroeconômicas adotadas são equivocados. A começar pela rigidez do RMI, conforme apontado pelo segundo ensaio deste trabalho e pelos trabalhos de Arestis, Paula e Ferrari Filho (2009), Nassif (2011 e 2015).

As recomendações dos autores com relação a esse tema, seria uma maior flexibilização do RMI com relação ao horizonte temporal para se atingir a meta e uma maior coordenação da política monetária com as outras políticas macroeconômicas, em especial a política cambial e as políticas macroprudenciais.

O segundo ponto a ser abordado é a condução (ou ausência de condução) da política cambial. Bresser-Pereira (2009 e 2010) mostra em seu trabalho que há uma tendência, nos países em desenvolvimento, a sobrevalorização da taxa de câmbio, sendo que

It has two structural causes: the Dutch disease¹⁴ and the attraction that higher profit and interest rates usually prevailing in developing countries exert on foreign capitals, and four policy causes: the policy of growth with foreign savings, the

¹³ Bresser-Pereira, Oreiro e Marconi (2014) é uma importante referência para explicar a importância da taxa de câmbio no processo de crescimento econômico.

¹⁴ Para uma discussão mais aprofundada sobre a doença holandesa, ver Bresser-Pereira (2008)

control of inflation to exchange rate anchors, the policy of “capital deepening”, and exchange rate populism¹⁵. (BRESSER-PEREIRA, 2009, p. 1).

Essa tendência, teria impactos sobre o nível de preços, uma vez que a autoridade monetária tenderia a manter a taxa de câmbio apreciada como uma forma indireta de manter a inflação sobre controle, sendo que possíveis depreciações cambiais teriam fortes impactos nos níveis de preços (OREIRO *et al.*, 2012 e MODENESI e ARAUJO, 2013).

Como sugestão para uma condução da política cambial que promova o crescimento e uma melhora na condução da política monetária, Bresser-Pereira, Nassif e Feijó (2016), Nassif (2011 e 2015), Oreiro (2017) argumentam que o Brasil deveria:

- a) adotar alguma forma de retenção cambial ou um imposto que incida sobre as rendas dos exportadores de commodities, pois isso faria com que a taxa de câmbio não sofra grandes flutuações e geraria uma renda adicional ao governo; e
- b) manter a taxa de câmbio num patamar competitivo, isto é, num nível que promova as exportações e iniba as importações, promovendo e incentivando a reindustrialização.

Contudo, não cabe ao escopo deste trabalho analisar e se aprofundar em questões relativas a condução da taxa de câmbio. Buscou-se apenas evidenciar que há saídas viáveis para serem adotadas que tornem a política monetária mais efetiva.

Adicionalmente a essas sugestões, algo que poderia evitar o BC brasileiro, de atuar no mercado cambial com a intenção de controlar a inflação no curto prazo, seria a separação entre as autoridades que controlam a política monetária, e a política cambial. Isso se justificaria, pois com essa separação, o BC cuidaria exclusivamente da política monetária enquanto que outra autoridade (como por exemplo, o Tesouro Nacional – TN) cuidaria da política e das reservas cambiais.

Embora não haja na literatura econômica estudos aprofundados sobre essa separação, ela existe na prática nos Estados Unidos, mesmo nunca sendo utilizada na prática. A prova disso se encontra em documentos do Tesouro Nacional norte-americano e do FED que

¹⁵ Ela tem duas causas estruturais: a doença holandesa e a atração que os maiores lucros e as taxas de juros predominantes nos países em desenvolvimento exercem sobre capitais estrangeiros e quatro causas políticas: a política de crescimento com poupança externa, o controle da inflação às âncoras cambiais, a política de “aprofundamento do capital” e o populismo da taxa de câmbio.

evidenciam que há uma separação entre a política monetária (realizada pelo FED) e a política cambial (realizada pelo tesouro nacional)¹⁶.

Por fim, para que a administração da taxa de câmbio funcione de maneira efetiva, será necessária alguma forma de controle de capitais como sugerem Ferrari Filho (2008), Munhoz (2013), Nassif (2011 e 2015) e Paula, Oreiro e Silva (2003). Esse controle de capitais, por parte das economias em desenvolvimento, como o Brasil, se faz necessário uma vez que

[...] a adoção de controles de capitais para economias emergentes tem dois objetivos: por um lado, restringir os fluxos de capitais implica reduzir a demanda por ativos em moeda conversível internacionalmente e, portanto, o potencial para a especulação contra a taxa de câmbio é significativamente reduzido; e, por outro lado, ao se evitar a excessiva flutuação da taxa de câmbio, obtém-se maior autonomia de política monetária (FERRARI FILHO, 2008, p. 12).

Dessa forma, essas sugestões tornariam as políticas macroeconômicas mais pró-desenvolvimento, conferindo ao Brasil uma maior competitividade e uma maior proteção contra vulnerabilidades externas.

4.4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A primeira parte do ensaio analisou, com base em um modelo MS-VAR, evidências de não-linearidade da relação entre câmbio e preços no Brasil. Essa análise demonstrou que o canal do câmbio é um mecanismo central para a transmissão da política monetária, tanto em momentos de depreciação, como, também, e sobretudo, nas fases de apreciação cambial quando as variáveis do lado da oferta e da demanda apresentam trajetórias que contribuem para a redução do nível geral de preços.

Tal fato sugere que a taxa de câmbio tem um papel fundamental no controle da inflação e no desempenho do próprio RMI; todavia, apontam para a necessidade de uma reavaliação da política cambial que está sendo adotada no Brasil para além do papel de mecanismo de controle de preços. Uma vez que a variabilidade excessiva dessa taxa tem implicado em diversos obstáculos, sobretudo, ao desenvolvimento do setor produtivo nas últimas décadas, em linha com a experiência internacional do pós-CFI, a redefinição das políticas macroeconômicas, dentre estas, gerenciamento da conta de capitais, seria um

¹⁶ Para maiores informações, acessar: <https://www.treasury.gov/resource-center/international/ESF/Pages/finances.aspx>; <https://www.newyorkfed.org/aboutthefed/fedpoint/fed44.html>

elemento fundamental para promover maiores taxas de crescimento e estabilidade macroeconômica.

A segunda parte do ensaio visou avaliar a relação entre a taxa básica de juros e o nível geral de preços com foco no Brasil durante o RMI. Após uma breve revisão da literatura empírica, estimou-se um modelo de vetores autorregressivos com correção de erros (VEC) a partir de uma amostra mensal que vai de janeiro de 2000 a dezembro de 2014. Adicionalmente, sendo esta uma contribuição potencialmente original em linha com a discussão teórica prévia, foram incluídas variáveis como CFG e grau de integração financeira externa.

Esse exercício empírico gerou resultados em linha com a crítica pós-keynesiana ao RMI. Nesse sentido, em primeiro lugar, observou-se que o aumento da taxa básica de juros, principal instrumento do referido Regime, pode gerar uma resposta mista por parte inflação. Assim, quando avaliada isoladamente, uma política monetária contracionista pode ter um efeito inflacionário devido ao fenômeno do *price-puzzle*.

Além disso, a efetividade do controle inflacionário pode ser decorrência da sobrevalorização cambial, promovida tanto pela elevação da taxa de juros quanto pelo movimento do CFG. Dessa maneira, há o risco de que a queda da taxa de câmbio da brasileira em períodos de ascensão do ciclo facilite o cumprimento da meta durante tais períodos. Por fim, tais resultados não pretendem esgotar a discussão sobre o tema, mas, sim, sinalizar uma agenda de pesquisa a ser aprofundada em trabalhos futuros.

Com relação as sugestões de política macroeconômica, percebe-se que há três grandes linhas:

- a) flexibilização da política monetária sob o RMI;
- b) controle e administração da taxa de câmbio num nível compatível com os anseios de desenvolvimento por meio de uma indústria exportadora; e
- c) controle (parcial) de capitais. Essas três sugestões confeririam ao Brasil uma maior competitividade econômica, com uma maior estabilidade inflacionária e da taxa de câmbio.

5 CONCLUSÃO

No primeiro ensaio, apresentou-se e criticou-se a teoria do NCM e o RMI, bem como analisou-se a performance da política monetária após a CFI e a sua dinâmica no contexto de CFG. Evidenciou-se que a principal crítica ao RMI incide sobre o baixo crescimento econômico dos países que adotam o RMI e a falta de atenção da taxa de câmbio por parte da autoridade monetária, que impacta diretamente na eficiência do RMI. Ademais, as evidências empíricas apontam para resultados ambíguos. Países que adotam o RMI, nem sempre apresentam inflação baixa e estável.

Com a CFI, a preocupação com a política monetária sob o RMI toma contornos diferentes, no que dizem respeito à teoria e à operacionalidade dos BCs, sendo que estes não foram capazes de responder com eficiência as necessidades econômicas dos países que adotam o referido Regime.

Quando se relaciona a política monetária a um contexto de forte integração financeira global, a análise torna-se mais complexa. Para os países que adotam o RMI, a integração financeira traria efeitos indesejados, como instabilidade econômica, dificultando, assim, a condução da política monetária, seja por meio do repasse cambial ao nível de preços, seja por instabilidade nos mercados financeiros, impactando a economia e a sociedade como um todo.

No segundo ensaio, analisou-se comparativamente, os RMIs e seus arcabouços institucionais adotados pelos países selecionados, além do comportamento das principais variáveis macroeconômicas pertinentes à condução da política monetária, seguida de uma análise empírica comparativa, utilizando o modelo VEC para cada país.

Com relação ao arranjo institucional adotado por cada país analisado, percebe-se diferentes arranjos, sejam eles países desenvolvidos ou em desenvolvimento. Em especial, para os países em desenvolvimento, percebe-se que há uma rigidez institucional maior, tanto em termos de horizonte temporal para convergência da inflação à meta, quanto para os níveis e intervalos para a inflação. O arranjo institucional do RMI brasileiro mostrou-se um dos mais rígidos, tendo como curiosidade o fato o Brasil ter uma das maiores taxas de juros, entre todos os países analisados.

As evidências empíricas apontadas pelo modelo VEC corroboram alguns resultados esperados e trouxeram novas evidências. No tocante à eficiência do RMI, os resultados são diversos, mas pode-se constatar que são poucos os países que têm um RMI em que a taxa de juros mostra-se efetiva no combate à inflação. O Brasil, em especial, apresentou os mesmos resultados apontados pela literatura empírica, da presença de *price-puzzle* da taxa de juros

para o nível de preços. Outra evidência importante apontada pela tese foi a presença, em algum grau, de repasse cambial aos preços, para o Brasil e para outros países analisados, o que evidencia que a taxa de câmbio é um componente importante para a análise da política monetária, no contexto do RMI.

No terceiro ensaio analisou empiricamente a condução da política monetária com base em um modelo Markov Switching Vector Autoregressive (MS-VAR) ou Vetores Autorregressivos com Cadeias de Markov, na busca de evidências da existência de não-linearidade da relação entre câmbio e preços no Brasil.

A ideia foi investigar se existem mudanças de regime na política monetária e se, em razão disto, ocorrem comportamentos distintos da economia com respeito à trajetória de variáveis centrais para a condução da referida política – taxa de juros, taxa de câmbio, inflação, nível de atividade econômica e dívida pública. O período analisado compreendeu os meses de janeiro de 2000 a outubro de 2016, para o qual o modelo estimado sugeriu dois regimes distintos:

- a) regime 1 (um), de apreciação cambial, mais persistente, totalizando 146 meses e
- b) o regime 2 (dois), de menor persistência, totalizando 55 meses.

A partir da referida análise demonstrou-se que o canal do câmbio é um mecanismo central para a transmissão da política monetária, tanto em momentos de depreciação, via repasse cambial, mas como também, e sobretudo, nas fases de apreciação cambial quando, tanto as variáveis do lado da oferta, quanto do lado da demanda, apresentam trajetória de queda, contribuindo, assim, para a redução do nível geral de preços.

Ainda no terceiro ensaio avaliou-se ainda a relação entre a taxa básica de juros e o nível geral de preços com foco na integração financeira da economia brasileira. Estimou-se um modelo de vetores autorregressivos com correção de erros (VEC) a partir de uma amostra mensal que vai de janeiro de 2000 a dezembro de 2014. Adicionalmente, sendo esta uma contribuição potencialmente original em linha com a discussão teórica prévia, foram incluídas variáveis como CFG e grau de integração financeira externa.

Esse exercício empírico gerou resultados em linha com a crítica pós-keynesiana ao RMI. Nesse sentido, em primeiro lugar, observou-se que o aumento da taxa básica de juros, principal instrumento do regime, pode gerar uma resposta mista por parte inflação. Assim, quando avaliada isoladamente, uma política monetária contracionista pode ter um efeito inflacionário devido ao fenômeno do *price-puzzle*. Além disso, a efetividade do controle inflacionário pode ser decorrência da sobrevalorização cambial, promovida tanto pela

elevação da taxa de juros quanto pelo movimento do CFG. Dessa maneira, há o risco de que a queda da taxa de câmbio da brasileira em períodos de ascensão do ciclo facilite o cumprimento da meta durante tais períodos. Por fim, tais resultados não pretendem esgotar a discussão sobre o tema, mas sim colocar uma agenda de pesquisa a ser aprofundada em trabalhos futuros.

Tais fatos sugerem que a taxa de câmbio tem um papel fundamental no controle da inflação e no desempenho do próprio RMI; todavia, há a necessidade de uma reavaliação da política cambial que vêm sendo adotada no Brasil para além do papel de mecanismo de controle de preços.

É importante ressaltar que algumas medidas podem ser adotadas de forma a flexibilizar o RMI brasileiro: mudanças nos aspectos institucionais do referido Regime, bem como alterações no regime cambial. Uma das sugestões é o de flexibilizar o RMI brasileiro aos modelos de outros países analisados na tese, assim como separar o controle da taxa de câmbio da autoridade monetária, como fazem os EUA, em que o Tesouro Nacional norte-americano tem o poder de intervir na taxa de câmbio caso seja necessário. Dessa forma, as mudanças na condução das políticas monetária e cambial seria um elemento fundamental para promover maiores taxas de crescimento e estabilidade macroeconômica.

REFERÊNCIAS

- ADRIAN, Tobias; SHIN, Hyun Song. Liquidity, monetary policy, and financial cycles. **Current Issues in Economics and Finance**, New York, v. 14, n. 1, p. 1-7, Jan./Feb. 2008. Disponível em: <<https://goo.gl/7KaNfq>>. Acesso em: 15 mar. 2017.
- AIZENMAN, Joshua; HUTCHISON, Michael; NOY, Ilan. Inflation targeting and real exchange rates in emerging markets. **World Development**, Oxford, v. 39, n. 5, p. 712-724, 2011. Disponível em: <<https://goo.gl/7tzq4S>>. Acesso em: 25 mar. 2017.
- ALESINA, Alberto; SUMMERS, Lawrence H. Central bank independence and macroeconomic performance: some comparative evidence. **Journal of Money, Credit and Banking**, Columbus (OH), v. 25, n. 2, p. 151-162, 1993. Disponível em: <<https://goo.gl/re98So>>. Acesso em: 5 mar. 2017.
- ANGERIZ, Alvaro; ARESTIS, Philip. Assessing inflation targeting through intervention analysis. **Oxford Economic Papers**, Oxford, v. 60, n. 2, p. 293-317, 2008. Disponível em: <<https://goo.gl/LAR1QV>>. Acesso em: 10 mar. 2017.
- ANGERIZ, Alvaro; ARESTIS, Philip. Assessing the performance of ‘inflation targeting lite’ countries. **The World Economy**, Oxford, v. 30, n. 11, p. 1621-1645, 2007a. Disponível em: <<https://goo.gl/EVzfKs>>. Acesso em: 10 mar. 2017.
- ANGERIZ, Alvaro; ARESTIS, Philip. Monetary policy in the UK. **Cambridge Journal of Economics**, London, v. 31, n. 6, p. 863-884, 2007b. Disponível em: <<https://goo.gl/bXpw2K>>. Acesso em: 10 mar. 2017.
- ANGERIZ, Alvaro; ARESTIS, Philip. The consensus view on interest rates and fiscal policy: reality or innocent fraud? **Journal of Post Keynesian Economics**, Armonk, v. 31, n. 4, p. 567-586, 2009. Disponível em: <<https://goo.gl/mskZqM>>. Acesso em: 5 mar. 2017.
- ARAÚJO, Assilio Luiz Zanella. Avaliação crítica do regime de metas de inflação a partir de uma ótica Pós-Keynesiana. **Análise Econômica**, Porto Alegre, v. 31, n. 60, p. 149-173, mar./ago., 2013. Disponível em: <<https://goo.gl/Rv6vEd>>. Acesso em: 10 mar. 2017.
- ARAÚJO, Eliane Cristina de; MODENESI, André de Melo. A Importância do Setor Externo na Evolução do IPCA (1999-2010): uma análise com base em um modelo SVAR. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 38., Salvador, 2010. **Anais...** Brasília, DF: ANPEC, 2010. Disponível em: <<https://bit.ly/2Mow0vg>>. Acesso em: 15 abr. 2017.
- ARELLANO, Manuel; BOND, Stephen. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **The Review of Economic Studies**, Oxford, v. 58, n. 2, p. 277-297, 1991. Disponível em: <<https://goo.gl/4pqiDc>>. Acesso em: 25 abr. 2017.
- ARESTIS, Philip. The new consensus in macroeconomics: a critical appraisal. In: **Macroeconomic theory and macroeconomic pedagogy**. London: Palgrave Macmillan, 2009. p. 100-117.
- ARESTIS, Philip; BADDELEY, Michelle; SAWYER, Malcolm. The relationship between capital stock, unemployment and wages in nine EMU countries. **Bulletin of Economic**

Research, Hull, v. 59, n. 2, p. 125-148, 2007. Disponível em: <<https://goo.gl/nDBVEr>>. Acesso em: 3 jan. 2017.

ARESTIS, Philip; DE PAULA, Luiz Fernando; FERRARI-FILHO, Fernando. Inflation targeting in emerging countries: the case of Brazil. In: **Political Economy of Brazil**. London: Palgrave Macmillan, 2007. p. 116-140.

ARESTIS, Philip; DE PAULA, Luiz Fernando; FERRARI-FILHO, Fernando. Inflation targeting in Brazil. **International Review of Applied Economics**, Kent, v. 25, n. 2, p. 127-148, 2011. Disponível em: <<https://goo.gl/idQiuU>>. Acesso em: 15 mar. 2017.

ARESTIS, Philip; PAULA, Luiz Fernando de; FERRARI FILHO, Fernando. A nova política monetária: uma análise do regime de metas de inflação no Brasil. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 18, n. 1, p. 1-30, abr. 2009. Disponível em: <<http://hdl.handle.net/10183/171272>>. Acesso em: 12 mar. 2017.

ARESTIS, Philip; SAWYER, Malcolm. A critical reconsideration of the foundations of monetary policy in the new consensus macroeconomics framework. **Cambridge Journal of Economics**, London, v. 32, n. 5, p. 761-779, 2008a. Disponível em: <<https://goo.gl/D1ztzt>>. Acesso em: 13 mar. 2017.

ARESTIS, Philip; SAWYER, Malcolm. **Does the stock of money have any causal significance**. New York: The Levy Economics Institute, 2003. (Working Paper Series, n. 363). Disponível em: <<https://goo.gl/eLhVXP>>. Acesso em: 17 mar. 2017.

ARESTIS, Philip; SAWYER, Malcolm. New consensus macroeconomics and inflation targeting: Keynesian critique. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 17, n. SPE, p. 629-653, 2008b. Disponível em: <<https://goo.gl/izZSEN>>. Acesso em: 21 mar. 2017.

ARESTIS, Philip; SAWYER, Malcolm. On fiscal policy and budget deficits. **European Journal of Economics and Economic Policies: Intervention**, Lansdown, v. 1, n. 2, p. 65-78, 2004. Disponível em: <<https://goo.gl/YQB7gp>>. Acesso em: 11 mar. 2017.

ARESTIS, Philip; SAWYER, Malcolm. The Bank of England macroeconomic model: its nature and implications. **Journal of Post Keynesian Economics**, Armonk, v. 24, n. 4, p. 529-545, 2002. Disponível em: <<https://goo.gl/TTtsD4>>. Acesso em: 14 mar. 2017.

ARESTIS, Philip; SAWYER, Malcolm. The nature and role of monetary policy when money is endogenous. **Cambridge Journal of Economics**, London, v. 30, n. 6, p. 847-860, 2006. Disponível em: <<https://goo.gl/W86gzQ>>. Acesso em: 14 mar. 2017.

AUSTRALIAN BUREAU OF STATISTICS – ABS. **Statistics**. [S.l.], 2017. Disponível em: <<http://www.abs.gov.au/>>. Acesso em: 3 set. 2017.

BALL, L.; SHERIDAN, N. **Does inflation targeting matter?** Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2003. (Working paper, 9561). Disponível em: <<http://www.nber.org/chapters/c9561.pdf>>. Acesso em: 7 maio 2017.

BANCO CENTRAL DE CHILE – BCC. **Base de datos estadísticos**. [Santiago], 2017. Disponível em: <<https://goo.gl/eKv8cT>>. Acesso em: 13 set. 2017.

BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERU – BCRP. **Gerencia Central de Estudios Económicos**. [Lima], 2017. Disponível em: <<https://goo.gl/fc4aDG>>. Acesso em: 10 set. 2017.

BANCO CENTRAL DO BRASIL – BCB. **Séries temporais**. Brasília, DF, 2017a. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br>>. Acesso em: 4 mar. 2017.

BANCO CENTRAL DO BRASIL – BCB. **Boletim do Banco Central**. Relatório Anual 2008-2009. Brasília, DF, 2017b. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br>>. Acesso em: 4 mar. 2017.

BANCO DE LA REPÚBLICA – COLOMBIA – BRC. **Estadísticas**. [Bogotá], 2017. Disponível em: <<http://www.banrep.gov.co/es/-estadisticas>>. Acesso em: 10 set. 2017.

BANCO DE MÉXICO – BM. **Estadísticas**. [Ciudad de México], 2017. Disponível em: <<http://www.banxico.org.mx/estadisticas/index.html>>. Acesso em: 10 set. 2017.

BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS – BIS. **84th Annual Report**. Basle, 2014. Disponível em: <<http://www.bis.org>>. Acesso em: 15 maio 2017.

BANK OF CANADA – BOC. **Statistics**. [Ottawa], 2017. Disponível em: <<https://www.bankofcanada.ca/rates/>>. Acesso em: 22 set. 2017.

BANK OF ENGLAND – BOE. **Statistics**. London, 2017. Disponível em: <<https://www.bankofengland.co.uk/statistics>>. Acesso em: 20 set. 2017.

BANK OF ISRAEL – BOI. **Statistics**. [S.l.], 2017. Disponível em: <<http://www.boi.org.il/en/DataAndStatistics/Pages/Default.aspx>>. Acesso em: 10 set. 2017.

BARBOSA-FILHO, Nelson H. A structuralist inflation curve. **Metroeconomica**, Oxford, v. 65, n. 2, p. 349-376, 2014. Disponível em: <<https://goo.gl/x1bg5>>. Acesso em: 13 mar. 2017.

BEKAERT, Geert; HOEROVA, Marie; DUCA, Marco Lo. Risk, uncertainty and monetary policy. **Journal of Monetary Economics**, Amsterdam, v. 60, n. 7, p. 771-788, 2013. Disponível em: <<https://goo.gl/tp2JRb>>. Acesso em: 19 maio 2017.

BELAISCH, Agnes. **Exchange rate pass-through in Brazil**. Washington, DC: International Monetary Fund (IMF), 2003. (IMF Working Papers, n. 141). Disponível em: <<https://goo.gl/c6RGRk>>. Acesso em: 1 mar. 2017.

BERNANKE, Ben S. Friedman's monetary framework: some lessons. **Proceedings, Federal Reserve Bank of Dallas**, Dallas, p. 207-214, Oct. 2003. Disponível em: <<https://goo.gl/m8Emze>>. Acesso em: 3 mar. 2017.

BERNANKE, Ben S.; MIHOV, Ilian. Measuring monetary policy. **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, MA, v. 113, n. 3, p. 869-902, 1998. Disponível em: <<https://goo.gl/aTqv8P>>. Acesso em: 29 mar. 2017.

BLANCHARD, Olivier; DELL'ARICCIA, Giovanni; MAURO, Paolo. **Introduction: Rethinking Macro Policy II--Getting Granular**. [S.l.]: The MIT Press, 2014.

BLINDER, Alan S. Is there a core of practical macroeconomics that we should all believe? **The American Economic Review**, Nashville, v. 87, n. 2, p. 240-243, 1997. Disponível em: <<https://goo.gl/jbERwx>>. Acesso em: 14 mar. 2017.

BOLLERSLEV, Tim. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. **Journal of econometrics**, Amsterdam, v. 31, n. 3, p. 307-327, 1986. Disponível em: <<https://goo.gl/Dpt4wD>>. Acesso em: 23 mar. 2017.

BORIO, Claudio. The financial cycle and macroeconomics: what have we learnt?. **Journal of Banking & Finance**, Amsterdam, v. 45, p. 182-198, 2014a. Disponível em: <<https://goo.gl/uvGQ2v>>. Acesso em: 17 mar. 2017.

BORIO, Claudio. **The international monetary and financial system: its Achilles heel and what to do about it**. Basle: Bank for International Settlements, 2014b. (BIS Working Papers n. 456). Disponível em: <<https://goo.gl/UAuhxT>>. Acesso em: 4 mar. 2017.

BORIO, Claudio; JAMES, Harold; SHIN, Hyun. **The international monetary and financial system: a capital account historical perspective**. Basle: Bank for International Settlements, 2014. (BIS Working Papers, n. 457). Disponível em: <<https://goo.gl/xnk9zX>>. Acesso em: 9 mar. 2017.

BORIO, Claudio; ZHU, Haibin. Capital regulation, risk-taking and monetary policy: a missing link in the transmission mechanism? **Journal of Financial Stability**, Amsterdam, v. 8, n. 4, p. 236-251, 2012. Disponível em: <<https://goo.gl/P7ocRM>>. Acesso em: 25 mar. 2017.

BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos. A taxa de câmbio no centro da teoria do desenvolvimento. **Estudos Avançados**, São Paulo, v. 26, n. 75, p. 7-28, 2012. Disponível em: <<https://goo.gl/r7b2AE>>. Acesso em: 14 mar. 2017.

BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos. Déficits, câmbio e crescimento. **Revista Economia & Tecnologia**, Curitiba, v. 6, n. 2, p. 9-12, 2010. Disponível em: <<https://goo.gl/ay14eT>>. Acesso em: 9 mar. 2017.

BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos. O novo desenvolvimentismo e a ortodoxia convencional. **São Paulo em Perspectiva**, São Paulo, v. 20, n. 3, p. 5-24, 2006. Disponível em: <<https://goo.gl/wraZ4o>>. Acesso em: 9 mar. 2017.

BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos. The Dutch disease and its neutralization: a Ricardian approach. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 28, n. 1, p. 47-71, 2008. Disponível em: <<https://goo.gl/rGchkU>>. Acesso em: 9 mar. 2017.

BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos. The Tendency to Overvaluation of the Exchange Rate. In: BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos (Ed.) **Globalization and Competition**. Cambridge: Cambridge University Press, 2009. Disponível em: <<https://goo.gl/azGQhL>>. Acesso em: 9 mar. 2017.

BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos; NASSIF, André; FEIJÓ, Carmem. A reconstrução da indústria brasileira: a conexão entre o regime macroeconômico e a política industrial. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 36, n. 3, p. 493-513, 2016. Disponível em: <<https://goo.gl/5xGY4G>>. Acesso em: 9 mar. 2017.

BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos; OREIRO, José Luis; MARCONI, Nelson.

Developmental macroeconomics: new developmentalism as a growth strategy. Abingdon: Routledge, 2014.

BUENO, Rodrigo de Losso da Silveira. **Econometria de séries temporais.** São Paulo: Cengage Learning, 2011.

CAMPOS, Marcelo Mallet Siqueira; CHIARINI, Tulio. Incerteza e não ergodicidade: crítica aos neoclássicos. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 34, n. 2, p. 294-316, 2014. Disponível em: <<https://goo.gl/d9w2HF>>. Acesso em: 19 set. 2017.

CARNEIRO, Ricardo. **A supremacia dos mercados e a política econômica do governo Lula.** São Paulo: Unesp, 2005.

CARRARA, Aniela Fagundes; CORREA, André Luiz. O regime de metas de inflação no Brasil: uma análise empírica do IPCA. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 16, n. 3, p. 441-462, set./dez. 2012. Disponível em: <<https://goo.gl/n23g9n>>. Acesso em: 10 mar. 2017.

CARVALHO, Fernando J. Cardim. The independence of Central Banks: a critical assessment of the arguments. **Journal of Post Keynesian Economics**, Armonk, v. 18, n. 2, p. 159-175, 1995. Disponível em: <<https://goo.gl/A7SGq5>>. Acesso em: 17 mar. 2017.

CECCHETTI, Stephen G. **Crisis and responses: the Federal Reserve and the financial crisis of 2007-2008.** Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2008. (Working paper n. w14134). Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w14134.pdf>>. Acesso em: 22 mar. 2017.

CECCHETTI, Stephen G. **Crisis and responses: the Federal Reserve and the financial crisis of 2007-2008.** Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2008. (Working paper n. w14134). Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w14134.pdf>>. Acesso em: 22 mar. 2017.

CECCHETTI, Stephen G.; KRAUSE, Stefan. Central bank structure, policy efficiency, and macroeconomic performance: exploring empirical relationships. **Review-Federal Reserve Bank of Saint Louis**, Saint Louis, v. 84, n. 4, p. 47-60, 2002. Disponível em: <<https://goo.gl/NEAEs6>>. Acesso em: 22 mar. 2017.

CENTRAL BUREAU OF STATISTICS – ISRAEL – CBSI. **Israel's economy.** [S.l.], 2017. Disponível em: <<https://goo.gl/kmBdCx>>. Acesso em: 3 set. 2017.

CÉSPEDES, Brisne; LIMA, Elcyon; MAKKA, Alexis. Monetary policy, inflation and the level of economic activity in Brazil after the Real Plan: stylized facts from SVAR models. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 62, n. 2, p. 123-160, 2008. Disponível em: <<https://goo.gl/K5Zb9g>>. Acesso em: 8 mar. 2017.

CHICAGO BOARD OPTIONS EXCHANGE – CBOE. **Current market statistics.** [S.l.], 2017. Disponível em: <<http://www.cboe.com/data/current-market-statistics>>. Acesso em: 29 abr. 2017.

CLEVELAND, William S. **The elements of graphing data.** Monterey, CA: Wadsworth Advanced Books and Software, 1985.

COHEN, Benjamin J. Currency and state power. In: FINNEMORE, M, GOLDSTEIN, J. (Ed.) **Back to basics: state power in a contemporary world**. [S.l.], 2013. p. 159-176. Disponível em: <<https://goo.gl/2D5BMB>>. Acesso em: 4 jun. 2017.

COHEN, Benjamin J. **The geography of money**. New York: Cornell University Press, 1998.

COLANDER, David. The death of neoclassical economics. **Journal of the History of Economic Thought**, Cambridge, MA, v. 22, n. 2, p. 127-143, 2000. Disponível em: <<https://goo.gl/HHtHUy>>. Acesso em: 17 mar. 2017.

CORREA, Arnildo; MINELLA, André. Mecanismos não-lineares de repasse cambial: um modelo de curva de Phillips com threshold para o Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 33., Natal, 2005. **Anais...** Brasília, DF: ANPEC, 2005. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2005/artigos/A05A033.pdf>>. Acesso em: 30 mar. 2017.

COUTO, Joaquim Miguel; COUTO, Ana Cristina Lima. **O medo do crescimento: política econômica e dinâmica macroeconômica no primeiro governo Lula (2003-2006)**. Maringá: Eduem, 2010.

CUKIERMAN, Alex; WEB, Steven B.; NEYAPTI, Bilin. Measuring the independence of central banks and its effect on policy outcomes. **The World Bank Economic Review**, Philadelphia, v. 6, n. 3, p. 353-398, 1992. Disponível em: <<https://goo.gl/XtVFRs>>. Acesso em: 17 mar. 2017.

CUNHA, André Moreira; LAAN, César Rodrigues Van Der. **Uma nova ordem financeira internacional: avaliando alternativas para o Brasil**. Porto Alegre: Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 2013. (Texto para Discussão, n. 5). Disponível em: <<https://goo.gl/vCHUzv>>. Acesso em: 23 mar. 2017.

DAVIDSON, Paul (Ed.). **Inflation, open economies and resources: the collected writings of Paul Davidson**. London: Palgrave Macmillan UK, 1991.

DAVIDSON, Paul. **Financial markets, money, and the real world**. Cheltenham: Edward Elgar Publishing, 2003.

DAVIDSON, Paul. Is economics a science? Should economics be rigorous?. **Real-World Economics Review**, Bristol, v. 59, p. 58-66, 2012. Disponível em: <<https://goo.gl/1kWU9K>>. Acesso em: 15 maio 2017.

DE CONTI, Bruno; BIANCARELLI, André; ROSSI, Pedro. Currency hierarchy, liquidity preference and exchange rates: a Keynesian/Minskyan approach. In: CONFERENCE OF THE RESEARCH NETWORK MACROECONOMICS AND MACROECONOMIC POLICIES (FMM). The Jobs Crisis: causes, cures, constraints. 17, Berlin, 2013. **Annals...** Berlin: FMM, 2013. Disponível em: <<https://goo.gl/9KzEAv>>. Acesso em: 25 mar. 2018.

DE PAULA, Luiz Fernando; FRITZ, Barbara; PRATES, Daniela M. Keynes at the periphery: currency hierarchy and challenges for economic policy in emerging economies. **Journal of Post Keynesian Economics**, Armonk, v. 40, n. 2, p. 183-202, 2017. Disponível em: <<https://goo.gl/ab1HvB>>. Acesso em: 25 mar. 2018.

DE PAULA, Luiz Fernando; OREIRO, José Luis.; SILVA, Guilherme Jonas. Fluxos e controle de capitais no Brasil: avaliação e proposição de política. In: SICSÚ, João; OREIRO,

José Luis; PAULA, Luiz Fernando de (Org.). **Agenda Brasil**: políticas econômicas para o crescimento com estabilidade de preços. Barueri: Manole, 2003. p. 65-116.

DEJONG, David N.; WHITEMAN, Charles H. The case for trend-stationarity is stronger than we thought. **Journal of Applied Econometrics**, Chichester, v. 6, n. 4, p. 413-421, 1991. Disponível em: <<https://goo.gl/BgkMGH>>. Acesso em: 13 jun. 2017.

DEMPSTER, Arthur P.; LAIRD, Nan M.; RUBIN, Donald B. Maximum likelihood from incomplete data via the EM algorithm. **Journal of the Royal Statistical Society**, London, v. 39, n. 1, p. 1-38, 1977. Disponível em: <<https://goo.gl/BXrHo8>>. Acesso em: 13 jun. 2017.

DEPARTAMENTO ADMINISTRATIVO NACIONAL DE ESTADÍSTICA – DANE. (Colombia). **Sistema estadístico nacional**. Bogotá, 2017. Disponível em: <<https://goo.gl/VAmuKK>>. Acesso em: 01 set. 2017.

DEZORDI, Lucas Lautert *et al.* Regime de metas de inflação para a condução da política monetária brasileira: uma aplicação do modelo VAR. In: OREIRO, José Luiz, DE PAULA, Luiz Fernando; SOBREIRA, Rogério (Org.). **Política monetária, bancos centrais e metas de inflação**: teoria e experiência brasileira. Rio de Janeiro: Editora FGV, 2009. p. 121-150

DIACONIS, Persi; STROOCK, Daniel. Geometric bounds for eigenvalues of Markov chains. **The Annals of Applied Probability**, Bethesda, v. 1, n.1, p. 36-61, 1991. Disponível em: <<https://goo.gl/uChTj4>>. Acesso em: 13 jun. 2017.

DICKEY, David A.; FULLER, Wayne A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, New York, v. 74, n. 366a, p. 427-431, 1979. Disponível em: <<https://goo.gl/Je4xhN>>. Acesso em: 15 jun. 2017.

DICKEY, David A.; FULLER, Wayne A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, Chicago, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, July 1981. Disponível em: <<https://goo.gl/LRL5BH>>. Acesso em: 15 jun. 2017.

DICKEY, David A.; JANSEN, Dennis W.; THORNTON, Daniel L. A primer on cointegration with an application to money and income. In: RAO, B. (Org.). **Cointegration for the applied economist**. 2nd. ed. New York: Palgrave Macmillan, 2007. p. 9-45.

EHRMANN, Michael; ELLISON, Martin; VALLA, Natacha. Regime-dependent impulse response functions in a Markov-switching vector autoregression model. **Economics Letters**, Amsterdam, v. 78, n. 3, p. 295-299, 2003. Disponível em: <<https://goo.gl/cuCvLN>>. Acesso em: 16 jun. 2017.

EICHENBAUM, Martin. Comment on ‘Interpreting the macroeconomic time series facts: the effects of monetary policy’: by Christopher Sims. **European Economic Review**, Amsterdam, v. 36, n. 5, p. 1001–1011, 1992. Disponível em: <<https://goo.gl/tsWZff>>. Acesso em: 13 mar. 2017.

EICHENGREEN, Barry J. et al. **Rethinking central banking**. Washington, DC: Committee on International Economic Policy and Reform, Brookings Institution, 2011. Disponível em: <<https://goo.gl/oGKNVn>>. Acesso em: 14 mar. 2017.

ENDERS, Walter. **Applied econometric time series**. Montgomery: John Wiley & Sons, 2014.

ENGLE, Robert F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, Chicago, p. 987-1007, 1982. Disponível em: <<https://goo.gl/tSpp58>>. Acesso em: 12 jun. 2017.

ENGLE, Robert F.; GRANGER, Clive WJ. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, Chicago, p. 251-276, 1987. Disponível em: <<https://goo.gl/xNg8LB>>. Acesso em: 12 jun. 2017.

FARHI, Maryse. **Análise comparativa do regime de metas de inflação: pass-through, formatos e gestão nas economias emergentes**. Campinas: UNICAMP, 2007. (Texto para Discussão, n. 127). Disponível em: <<https://goo.gl/E9FaHP>>. Acesso em: 17 maio. 2017.

FEDERAL RESERVE BANK OF NEW YORK - FED/NY. **Foreign exchange operations**. New York, 2017. Disponível em: <<https://goo.gl/hmUa4Z>>. Acesso em: 14 dez. 2017.

FERRARI FILHO, Fernando. Keynesianos, monetaristas, novos-clássicos e novos-keynesianos: uma crítica pós-keynesiana. **Ensaio FEE**, Porto Alegre, v. 17, p. 78-101, 1996. Disponível em: <<https://goo.gl/CXA466>>. Acesso em: 19 mar. 2017.

FERRARI FILHO, Fernando. Regime cambial para países emergentes: uma proposição a partir de Keynes. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 17, n. 2, p. 1-16, 2008. Disponível em: <<https://goo.gl/BKawBr>>. Acesso em: 19 mar. 2017.

FERRARI FILHO, Fernando. Regime cambial para países emergentes: uma proposição a partir de Keynes. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 17, n. 2, p. 1-16, 2008. Disponível em: <<https://goo.gl/s3FYXt>>. Acesso em: 18 mar. 2017.

FERRARI FILHO, Fernando; DE ARAUJO, Jorge Paulo. Caos, incerteza e teoria pós-keynesiana. **Ensaio FEE**, Porto Alegre, v. 21, n. 2, p. 163-182, 2000. Disponível em: <<https://goo.gl/vjt4f7>>. Acesso em: 18 mar. 2017.

FERRARI FILHO, Fernando; DE PAULA, Luiz Fernando. Padrões de crescimento e desenvolvimentismo: uma perspectiva keynesiano-institucionalista. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 26, n. 3, p. 775-807, 2017. Disponível em: <<https://goo.gl/N1mL9P>>. Acesso em: 18 dez. 2017.

FERREIRA, Alexandre Batista; JAYME JR, Frederico G. Metas de inflação e vulnerabilidade externa no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 33., Natal, 2005. **Anais...** Brasília, DF: ANPEC, 2005. Disponível em: <<https://goo.gl/rc6viR>>. Acesso em: 29 mar. 2017.

FONSECA, Mateus Ramalho Ribeiro da; OREIRO, José Luis; ARAUJO, Eliane Cristina de. The nonlinearity of Brazilian monetary policy in the inflation-targeting period: an analysis based on an MS-VAR model. **Análise Econômica**, Porto Alegre, 2018. No prelo.

FONSECA, Mateus Ramalho Ribeiro da; PERES, Samuel Costa; ARAÚJO, Eliane Cristina de. Regime de metas de inflação: análise comparativa e evidências empíricas para países

emergentes selecionados. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 20, n. 1, p. 113-143, 2016. Disponível em: <<https://goo.gl/AHBxvn>>. Acesso em: 13 abr. 2017.

FONSECA, Pedro Cezar Dutra; CUNHA, André Moreira; BICHARA, Julimar da Silva. O Brasil na Era Lula: retorno ao desenvolvimentismo?. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 23, n. 2, p. 403-428, 2013. Disponível em: <<https://goo.gl/YyaUz4>>. Acesso em: 19 mar. 2017.

FONTANA, Giuseppe. **The 'New Consensus' view of monetary policy: a new wicksellian connection?** New York: The Levy Economics Institute, 2006. (Working Paper, n. 476). Disponível em: <<https://goo.gl/yQod4W>>. Acesso em: 29 abr. 2017.

FRIEDMAN, Milton. Monetary policy: tactics versus strategy. In: James, A.D., Schwartz, A.J. (Ed.), **The search for stable money**. Chicago: University of Chicago Press, 1987.

FRIEDMAN, Milton. Nobel lecture: inflation and unemployment. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 85, n. 3, p. 451-472, 1977. Disponível em: <<https://goo.gl/ichTq4>>. Acesso em: 13 mar. 2017.

FRIEDMAN, Milton. The role of monetary policy. **American Economic Review**, Nashville, v. 58, n. 1, p. 1-17, mar. 1968. Disponível em: <<https://goo.gl/aqqPVp>>. Acesso em: 13 mar. 2017.

GENC, Ismail H. et al. Time series analysis of inflation targeting in selected countries. **Journal of Economic Policy Reform**, New Fetter, v. 10, n. 1, p. 15-27, 2007. Disponível em: <<https://goo.gl/zwCH5w>>. Acesso em: 19 jun. 2017.

GHOSH, Atish R.; QURESHI, Mahvash Saeed; SUGAWARA, Naotaka. **regulating capital flows at both ends: does it work?** New York: International Monetary Fund (IMF), 2014. (IMF Working Paper n. 14/188). Disponível em: <<https://goo.gl/Tbv72Q>>. Acesso em: 12 abr. 2017.

GIORDANI, Paolo. An alternative explanation of the price puzzle. **Journal of Monetary Economics**, Amsterdam, v. 51, n. 6, p. 1271-1296, 2004. Disponível em: <<https://goo.gl/SSmEuC>>. Acesso em: 18 mar. 2017.

GONÇALVES, Reinaldo. **Impacto do investimento estrangeiro direto sobre renda, emprego, finanças públicas e balanço de pagamentos**. Brasília, DF: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2011. (Texto para Discussão n. 43). Disponível em: <<https://goo.gl/a5XX3d>>. Acesso em: 1 abr. 2017.

GOODFRIEND, Marvin. The monetary policy debate since October 1979: lessons for theory and practice. **Federal Reserve Bank of St. Louis Review**, Saint Louis, v. 87, Mar./Apr. 2005. Disponível em: <<https://goo.gl/tA7bhb>>. Acesso em: 19 mar. 2017.

GRANGER, Clive WJ. Some recent development in a concept of causality. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 39, n. 1-2, p. 199-211, 1988. Disponível em: <<https://goo.gl/AyTfsM>>. Acesso em: 17 jun. 2017.

GRANGER, Clive WJ. Testing for causality: a personal viewpoint. **Journal of Economic Dynamics and Control**, Amsterdam, v. 2, p. 329-352, 1980. Disponível em: <<https://goo.gl/RhVN4f>>. Acesso em: 17 jun. 2017.

GREENE, William H. **Econometric analysis**. Harlow: Pearson, 2012.

GREGORIO, José de. Capital flows and capital account management. In: AKERLOF, G; BLANCHARD, O; ROMER, D; STIGLITZ, J.. **What we have learned?: macroeconomic policy after the crisis**. Cambridge, MA: The MIT Press, 2014. p. 271-288.

HALLETT, AJ Hughes. Aggregate Phillips curves are not always vertical: heterogeneity and mismatch in multiregion or multisector economies. **Macroeconomic Dynamics**, New York, v. 4, n. 4, p. 534-546, 2000. Disponível em: <<https://goo.gl/m6Tvft>>. Acesso em: 15 jun. 2017.

HAMILTON, James D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, Chicago, p. 357-384, 1989. Disponível em: <<https://goo.gl/TAzZVZ>>. Acesso em: 13 jun. 2017.

HAMILTON, James D. Analysis of time series subject to changes in regime. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 45, n. 1-2, p. 39-70, 1990. Disponível em: <<https://goo.gl/uzTG7s>>. Acesso em: 13 jun. 2017.

HAMILTON, James Douglas. **Time series analysis**. Princeton: Princeton University Press, 1994.

HAMMOND, Gill. **State of the art of inflation targeting**. London: Bank of England, 2012. (Centre for Central Banking Studies, v. 4, n. 29). Disponível em: <<https://goo.gl/RhhRCA>>. Acesso em: 15 jul. 2017.

HANSON, Michael S. The “price puzzle” reconsidered. **Journal of Monetary Economics**, Amsterdam, v. 51, n. 7, p. 1385-1413, 2004. Disponível em: <<https://goo.gl/HfxcJd>>. Acesso em: 19 jul. 2017.

HARVEY, Andrew C. **Forecasting, structural time series models and the Kalman filter**. Cambridge: Cambridge University Press, 1989.

HEIN, Eckhard; SCHODER, Christian. Interest rates, distribution and capital accumulation—a post-Kaleckian perspective on the US and Germany. **International Review of Applied Economics**, London, v. 25, n. 6, p. 693-723, 2011. Disponível em: <<https://goo.gl/ufWsHX>>. Acesso em: 13 mar. 2017.

HEIN, Eckhard; TRUGER, Achim. **Fiscal policy in the macroeconomic policy mix: a critique of the New Consensus Model and a comparison of macroeconomic policies in France, Germany, the UK and Sweden from a Post-Keynesian perspective**. Berlin: Macroeconomic Policy Institute (IMK) at the Hans Boeckler Foundation, 2008. (Working paper n. 3). Disponível em: <<https://goo.gl/TdqCMR>> Acesso em: 03 jul. 2017.

HODRICK, Robert J.; PRESCOTT, Edward C. Postwar US business cycles: an empirical investigation. **Journal of Money, Credit, and Banking**, Columbus, v. 29, n. 1, p. 1-16, Feb. 1997. Disponível em: <<https://goo.gl/dWNmZr>>. Acesso em: 17 mar. 2017.

HOLDEN, S. The costs of price stability: Downward nominal wage rigidity in Europe. **Economica**, London, v. 71, n. 281, p. 183-208, 2004. Disponível em: <<https://goo.gl/afCiE3>>. Acesso em: 14 mar. 2017.

HUGHES-HALLET, A. J. Aggregate Phillips curves are not always vertical: heterogeneity and mismatch in multiregion or multisector economies. **Macroeconomic Dynamics**, New York, v. 4, p. 534-546, 2000. Disponível em: <<https://goo.gl/ydThsK>>. Acesso em: 9 mar. 2017.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor (IBGE/SNIPC)**. Rio de Janeiro, 2017. Disponível em: <<https://goo.gl/G6aBQ9>>. Acesso em: 24 mar. 2017.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEADATA. **Dados macroeconômicos e regionais**. Brasília, DF, 2017. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 24 mar. 2017.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA E INFORMÁTICA – INEIP. (Peru). **Bases de datos**. Lima, 2017. Disponível em: <<https://www.inei.gov.pe/bases-de-datos/>>. Acesso em: 13 set. 2017.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA, GEOGRAFIA E INFORMÁTICA – INEGI. (México). **Datos**. Ciudad de México, 2017. Disponível em: <<http://www.beta.inegi.org.mx/datos/>>. Acesso em: 13 set. 2017.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICAS — INEC. (Chile). **Estadísticas**. Santiago, 2017. Disponível em: <<http://www.ine.cl/>>. Acesso em: 13 set. 2017.

INTERNATIONAL MONETARY FUND – IMF. **World economic outlook**: database. [S.l.], 2017. Disponível em: <<https://goo.gl/3rrFDr>>. Acesso em: 15 abr. 2017.

IVRENDI, Mehmet; GULOGLU, Bulent. Monetary shocks, exchange rates and trade balances: Evidence from inflation targeting countries. **Economic Modelling**, Surrey, v. 27, n. 5, p. 1144-1155, 2010. Disponível em: <<https://goo.gl/eSTxtQ>>. Acesso em: 19 mar. 2017.

JOHANSEN, Søren. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, Amsterdam, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, 1988. Disponível em: <<https://goo.gl/jkmPrr>>. Acesso em: 13 jun. 2017.

JOHANSEN, Søren; JUSELIUS, Katarina. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, v. 52, n. 2, p. 169-210, 1990. Disponível em: <<https://goo.gl/8KH4vb>>. Acesso em: 13 jun. 2017.

JUSELIUS, Mikael. Testing the new Keynesian model on US and Euro area data. **Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal**, Hamburgo, v. 2, 2008. Disponível em: <<https://goo.gl/y1yagQ>>. Acesso em: 13 jun. 2017.

KALDOR, Nicolas. The role of effective demand in the short run and the long run. In: BARRÉRE, A. (Org.) **The foundations of keynesian analysis**. London: Palgrave Macmillan, 1988. p. 153-160.

KANNEBLEY JR, Sérgio. Exchange rate pass-through: uma análise setorial para as exportações brasileiras (1984-1997). **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 4, n. 3, p. 435-463, 2000.

KEMENY, John G.; SNELL, James Laurie. **Finite Markov chains**. Harrisonburg: R. R. Donnelley & Sons, 1976.

KEYNES, John Maynard. **A teoria geral do juro, do emprego e da moeda**. São Paulo: Atlas, 1982.

KEYNES, John Maynard. **A treatise on money**: volume 1: the pure theory of money. London: Macmillan & Company, 1930.

KEYNES, John Maynard. **A treatise on probability**. v. 8. London: MacMillan. The Collected Writings of John Maynard Keynes, 1930.

KIM, Chang-Jin; NELSON, Charles R. Has the US economy become more stable? A Bayesian approach based on a Markov-switching model of the business cycle. **Review of Economics and Statistics**, Cambridge, MA, v. 81, n. 4, p. 608-616, 1999. Disponível em: <<https://goo.gl/xG891E>>. Acesso em: 14 jun. 2017.

KOHLSCHEEN, Emanuel. The impact of monetary policy on the exchange rate: a high frequency exchange rate puzzle in emerging economies. **Journal of International Money and Finance**, Amsterdam, v. 44, p. 69-96, 2014. Disponível em: <<https://goo.gl/aAJt3N>>. Acesso em: 13 mar. 2017.

KOOP, Gary. 'Objective' bayesian unit root tests. **Journal of Applied Econometrics**, Chichester, v. 7, n. 1, p. 65-82, 1992. Disponível em: <<https://goo.gl/pJw7TV>>. Acesso em: 14 jun. 2017.

KRAAY, Aart. **In search of the macroeconomic effects of capital account liberalization**. Washington, DC: The World Bank Group, 1998. Disponível em: <<https://goo.gl/u137Dc>>. Acesso em: 17 mar. 2017.

KROLZIG, Hans-Martin. Business cycle measurement in the presence of structural change: international evidence. **International Journal of Forecasting**, Amsterdam, v. 17, n. 3, p. 349-368, 2001a. Disponível em: <<https://goo.gl/aA8aXF>>. Acesso em: 2 jun. 2017.

KROLZIG, Hans-Martin. **Business cycle analysis and aggregation**. Results for Markov-switching VAR processes. Oxford: Department of Economics, University of Oxford, 2003a. (Discussion Paper).

KROLZIG, Hans-Martin. **Constructing turning point chronologies with Markov-switching vector autoregressive models**: the euro-zone business cycle. Eurostat colloquium on modern tools for business cycle analysis, [S.l.], 2003b. Disponível em: <<https://goo.gl/mogPLA>>. Acesso em: 2 jun. 2017.

KROLZIG, Hans-Martin. **Econometric modelling of Markov-switching vector autoregressions using MSVAR for Ox**. Oxford: Nuffield College, 1998. Unpublished. Disponível em: <<http://fmwww.bc.edu/ec-p/software/ox/Msvardoc.pdf>> Acesso em: 17 abr. 2017.

KROLZIG, Hans-Martin. **International business cycles**: regime shifts in the stochastic process of economic growth. [S.l.], 1997a. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/p/oxf/wpaper/99194.html>>. Acesso em: 2 jun. 2017.

KROLZIG, Hans-Martin. Markov-switching procedures for dating the Euro-zone business cycle. **Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung**, Berlin, v. 70, n. 3, p. 339-351, 2001b. Disponível em: <<https://goo.gl/eP7k3j>>. Acesso em: 2 jun. 2017.

KROLZIG, Hans-Martin. **Markov-switching vector autoregressions: modelling, statistical inference, and application to business cycle analysis**. Berlin: Springer, 1997b.

KROLZIG, Hans-Martin. **Markov-switching vector autoregressions: modelling, statistical inference, and application to business cycle analysis**. Berlin: Springer Science & Business Media, 2013.

KROLZIG, Hans-Martin. **Predicting Markov-switching vector autoregressive processes**. Oxford: Nuffield College, 2000. Disponível em: <<https://goo.gl/v3if1q>>. Acesso em: 2 jun. 2017.

KROLZIG, Hans-Martin. **Statistical analysis of cointegrated VAR processes with Markovian regime shifts**. Berlin: Humboldt-Univ., Wirtschaftswiss. Fak, 1996. (SFB 373 Discussion Paper n. 25). Disponível em: <<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/summary?doi=10.1.1.30.6567>>. Acesso em: 2 jun. 2017.

KWIATKOWSKI, Denis et al. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 54, n. 1-3, p. 159-178, 1992. Disponível em: <<https://goo.gl/qYR9WW>>. Acesso em: 2 jun. 2017.

LAVOIE, Marc. Mr. Keynes and the post keynesians: principles of economics for a monetary production economy. **Journal of Economic Issues**, London, v. 27, n. 4, p. 1300-1303, 1993. Disponível em: <<https://goo.gl/NTN1Gn>>. Acesso em: 28 mar. 2017.

LEDESMA, Miguel A. León. Accumulation, innovation and catching-up: an extended cumulative growth model. **Cambridge Journal of Economics**, London, v. 26, n. 2, p. 201-216, 2002. Disponível em: <<https://goo.gl/yxBE6j>>. Acesso em: 14 mar. 2017.

LIN, Shu. On the international effects of inflation targeting. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, MA, v. 92, n. 1, p. 195-199, 2010. Disponível em: <<https://goo.gl/e7oagi>>. Acesso em: 18 mar. 2017.

LUCOTTE, Yannick. Adoption of inflation targeting and tax revenue performance in emerging market economies: An empirical investigation. **Economic Systems**, Amsterdam, v. 36, n. 4, p. 609-628, 2012. Disponível em: <<https://goo.gl/PDxb4G>>. Acesso em: 13 mar. 2017.

MACKINNON, James G. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. **Journal of Applied Econometrics**, Chichester, v.11, n. 6, p. 601-618, Nov./Dec. 1996. Disponível em: <<https://goo.gl/mNErW5>>. Acesso em: 14 jun. 2017.

MARQUES, André M.; FOCHEZATTO, Adelar. Importância do canal do custo na transmissão dos efeitos da taxa de juros sobre os preços na economia brasileira - 1994-2005. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA POLÍTICA, 11., Vitória, 2006. **Anais...** Niterói: SEP, 2006. Disponível em: <<https://goo.gl/XHPRVn>>. Acesso em: 17 mar. 2017.

MCLACHLAN, Geoffrey; KRISHNAN, Thriyambakam. **The EM algorithm and extensions**. New York: John Wiley & Sons, 2007.

MENDONÇA, Helder Ferreira. A mensuração do grau de independência do Banco Central: uma análise de suas fragilidades. **Análise Econômica**, Porto Alegre, v. 19, n. 36, p. 47-67, set. 2001a. Disponível em: <<https://goo.gl/LPc3Ff>>. Acesso em: 13 mar. 2017.

MENDONÇA, Helder Ferreira. A teoria da independência do Banco Central: uma interpretação crítica. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 30, n. 1, p. 101-127, 2016. Disponível em: <<https://goo.gl/zdFt2V>>. Acesso em: 13 mar. 2017.

MENDONÇA, Helder Ferreira. Mecanismos de transmissão monetária e a determinação da taxa de juros: uma aplicação da regra de Taylor ao caso brasileiro. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 16, n. 1, p. 65-81, 2001b. Disponível em: <<https://goo.gl/AjL9o5>>. Acesso em: 13 mar. 2017.

MENDONÇA, Helder Ferreira. Mensurando a credibilidade do regime de metas inflacionárias no Brasil. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 24, n. 3, p. 95, 2004. Disponível em: <<https://goo.gl/ULny32>>. Acesso em: 13 mar. 2017.

MENDONÇA, Helder Ferreira. Metas de inflação e taxa de juros no Brasil: uma análise do efeito dos preços livres e administrados. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 27, n. 3, p. 107, 2007. Disponível em: <<https://goo.gl/zk1LRy>>. Acesso em: 13 mar. 2017.

MENDONÇA, Helder Ferreira. Metas para inflação e variáveis macroeconômicas: uma avaliação empírica. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 33., Natal, 2005. **Anais...** Brasília, DF: ANPEC, 2005. Disponível em: <<https://goo.gl/4JvvyF>>. Acesso em: 13 mar. 2017.

MENDONÇA, Helder Ferreira; DEZORDI, Lucas Lautert; CURADO, Marcelo Luiz. A determinação da taxa de juros em uma economia sob metas de inflação: o caso brasileiro. In: OREIRO, Jose Luis; PAULA, Luiz Fernando; SOBREIRA, Rogério (Org.). **Política monetária, bancos centrais e metas de inflação: teoria e experiência brasileira**. Rio de Janeiro: Editora FGV, 2009. p. 165-186.

MENDONÇA, Mario Jorge; MEDRANO, Luis Alberto; SACHSIDA, Adolfo. **Avaliando o efeito de um choque de política monetária sobre o mercado imobiliário**. Brasília, DF: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2011. (Texto para Discussão, n. 1631). Disponível em: <<https://goo.gl/kaAib9>>. Acesso em: 14 mar. 2017.

MENON, Jayant. Exchange rate pass-through. **Journal of Economic Surveys**, London, v. 9, n. 2, p. 197-231, 1995. Disponível em: <<https://goo.gl/LvXw2c>>. Acesso em: 28 abr. 2017.

MEYER, Laurence H. Does money matter. **Federal Reserve Bank of St. Louis Review**, Saint Louis, v. 83, Sept./Oct. 2001. Disponível em: <<https://goo.gl/pAkykx>>. Acesso em: 4 mar. 2017.

MINELLA, André *et al.* Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility. **Journal of international Money and Finance**, Amsterdam, v. 22, n. 7, p. 1015-1040, 2003. Disponível em: <<https://goo.gl/Wn1ULE>>. Acesso em: 25 mar. 2017.

MINSKY, Hyman P. **Financial crises: systemic or idiosyncratic**. [S.l.]: SSRN, 1991. (Working Paper n. 51). Disponível em: <<https://goo.gl/j5pvWs>>. Acesso em: 13 jul. 2017.

MINSKY, Hyman P.; KAUFMAN, Henry. **Stabilizing an unstable economy**. New York: McGraw-Hill, 2008.

MINSKY, Hyman. P. The financial instability hypothesis: a clarification. In: FELDSTEIN, M. **The risk of economic crisis**. Chicago: The University of Chicago Press, 1991.

MODENESI, André de Melo. **Regimes monetários: teoria e a experiência do real**. Barueri: Manole, 2005.

MODENESI, André de Melo; ARAUJO, Eliane Cristina de. Price stability under inflation targeting in Brazil: empirical analysis of the mechanism of transmission of the monetary policy based on a VAR model, 2000-2008. **Investigación Económica**, Ciudad de México, v. 72, n. 283, p. 99-133, 2013. Disponível em: <<https://goo.gl/DmTNGt>>. Acesso em: 14 mar. 2017.

MODENESI, Andre de Melo; MODENESI, Rui Lyrio. Quinze anos de rigidez monetária no Brasil pós-Plano Real: uma agenda de pesquisa. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 32, n. 3, p. 389-411, 2012. Disponível em: <<https://goo.gl/zyoRUw>>. Acesso em: 14 mar. 2017.

MUNHOZ, Vanessa da Costa Val. Vulnerabilidade externa e controle de capitais no Brasil: uma análise das inter-relações entre câmbio, fluxos de capitais, IOF, juros e risco-país. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 23, n. 2, p. 371-402, 2013. Disponível em: <<https://goo.gl/ae3mgj>>. Acesso em: 28 abr. 2017.

NASSIF, André. As armadilhas do tripé da política macroeconômica brasileira. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 35, n. 3, p. 426-443, 2015. Disponível em: <<https://goo.gl/wDuZe1>>. Acesso em: 15 maio 2017.

NASSIF, André. Overcoming the "impossible trinity": towards a mix of macroeconomic policy instruments for sustaining economic development in Brazil. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 31, n. 5, p. 912-927, 2011. Disponível em: <<https://goo.gl/aQMndM>>. Acesso em: 15 maio 2017.

NASSIF, André; FEIJÓ, Carmem; ARAÚJO, Eliane Cristina de. Structural change and economic development: is Brazil catching up or falling behind? **Cambridge Journal of Economics**, London, v. 39, n. 5, p. 1307-1332, 2014. Disponível em: <<https://goo.gl/c1fsD2>>. Acesso em: 15 maio 2017.

NEAL, Radford. M. **Probabilistic inference using Markov chain Monte Carlo methods**. Toronto: Department of Computer Science, University of Toronto, 1993. (Technical Report CRG-TR-93-1). Disponível em: <<https://goo.gl/cYXPrx>> Acesso em: 15 abr. 2017.

NEW ZEALAND'S CENTRAL BANK – NZCB. **Statistics**. Wellington, 2017. Disponível em: <<https://www.rbnz.govt.nz/statistics>>. Acesso em: 17 set. 2017.

NIER, Erlend; SEDIK, Tahsin Saadi; MONDINO, Tomas. **Gross private capital flows to emerging markets: can the global financial cycle be tamed?** Washington, DC: International

Monetary Fund (IMF), 2014. (IMF Working Paper n. 14/196). Disponível em: <<https://goo.gl/kRXDH9>>. Acesso em: 13 mar. 2017.

NOGUEIRA Jr., Reginaldo Pinto. **Inflation targeting, exchange rate pass-through and fear of floating**. Cantuária: Department of Economics, University of Kent, 2006. (Discussion Paper). Disponível em: <<https://goo.gl/bPaBT8>>. Acesso em: 15 mar. 2017.

OBSTFELD, Maurice. International finance and growth in developing countries: what have we learned? **IMF Staff Papers**, Washington, DC, v. 56, n. 1, p. 63-111, 2009. Disponível em: <<https://goo.gl/CTjrUk>>. Acesso em: 5 mar. 2017.

OFFICE FOR NATIONAL STATISTICS –ONSUK. (United Kingdom). **Statistical bulletins**. London, 2017. Disponível em: <<https://www.ons.gov.uk/atoz>>. Acesso em: 29 set. 2017.

OKUN, Arthur, M. **Potential GNP: its measurement and significance**. New Haven: Cowles Foundation, Yale University, 1962. (Paper n. 190).

OREIRO, José Luis, et al. Por que as taxas de juros são tão elevadas no Brasil?: uma avaliação empírica. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 32, n. 4, p. 557-579, 2012. Disponível em: <<https://goo.gl/z6A5mZ>>. Acesso em: 13 abr. 2017.

OREIRO, José Luis. A grande recessão brasileira: diagnóstico e uma agenda de política econômica. **Estudos Avançados**, São Paulo, v. 31, n. 89, p. 75-88, 2017. Disponível em: <<https://goo.gl/DfTH7S>>. Acesso em: 13 abr. 2017.

OREIRO, José Luis. Novo-desenvolvimentismo, crescimento econômico e regimes de política macroeconômica. **Estudos Avançados**, São Paulo, v. 26, n. 75, p. 29-40, 2012. Disponível em: <<https://goo.gl/Dfz7s3>>. Acesso em: 13 abr. 2017.

OREIRO, José Luis; ARAUJO, Eliane. Exchange rate misalignment, capital accumulation and income distribution: theory and evidence from the case of Brazil. **Panoeconomicus**, [S.l.], v. 60, n. 3, p. 381-396, 2013. Disponível em: <<https://goo.gl/7VXB1J>>. Acesso em: 13 abr. 2017.

OREIRO, José Luis; NAKABASHI, Luciano; SOUZA, Gustavo José de Guimarães. A economia brasileira puxada pela demanda agregada. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 30, n. 4, p. 581-603, 2010. Disponível em: <<https://goo.gl/QcQD7D>>. Acesso em: 13 abr. 2017.

PALLEY, Thomas I. Escaping the debt constraint on growth: a suggested monetary policy for Brazil. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 24, n. 1, p. 93, 2004. Disponível em: <<https://goo.gl/YGxC5W>>. Acesso em: 14 mar. 2017.

PASRICHA, Gurnain *et al.* **Domestic and multilateral effects of capital controls in emerging markets**. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2015. (Working Paper n. w20822). Disponível em: <<https://goo.gl/ZyQD2A>>. Acesso em: 2 mar. 2017.

PAULANI, Leda Maria. Brasil delivery: a política econômica do governo Lula. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 23, n. 4, p. 92, 2003. Disponível em: <<https://goo.gl/k5G5Tr>>. Acesso em: 13 mar. 2017.

PESARAN, H. Hashem; SHIN, Yongcheol. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. **Economics Letters**, Amsterdam, v. 58, n. 1, p. 17-29, 1998. Disponível em: <<https://goo.gl/pxZ1zu>>. Acesso em: 3 mar. 2017.

PHILLIPS, Peter CB; PERRON, Pierre. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, Oxford, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988. Disponível em: <<https://goo.gl/rs17mH>>. Acesso em: 29 jun. 2017.

PIMENTEL, Débora Mesquita; LUPORINI, Viviane; MODENESI, André de Melo. Assimetrias no repasse cambial para a inflação: uma análise empírica para o Brasil (1999 a 2013). **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 46, n. 2, p. 343-372, 2016. Disponível em: <<https://goo.gl/BEumrQ>>. Acesso em: 10 mar. 2017.

PRASAD, Eswar S. et al. Financial globalization, growth and volatility in developing countries. In: **Globalization and poverty**. Chicago: University of Chicago Press, 2007. p. 457-516.

PRATES, Daniela Magalhães; CUNHA, André Moreira. Medidas macroprudenciais e a evolução do crédito em 2011. **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v. 39, n. 4, p. 117-128, 2012. Disponível em: <<https://goo.gl/D9SFaf>>. Acesso em: 19 mar. 2017.

RAJAN, Raghuram G. Has finance made the world riskier? **European Financial Management**, Montgomery, v. 12, n. 4, p. 499-533, 2006. Disponível em: <<https://goo.gl/M4Zkvt>>. Acesso em: 25 mar. 2017.

RESENDE, André Lara. **Juros, moeda e ortodoxia: teorias monetárias e controvérsias políticas**. São Paulo: Portfolio-Penguin, 2017.

RESERVE BANK OF AUSTRALIA – RBA. **Statistics**. Sydney, 2017. Disponível em: <<http://www.rba.gov.au/statistics/>>. Acesso em: 26 set. 2017.

REY, Hélène. **Dilemma not trilemma: the global financial cycle and monetary policy independence**. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2015. (Working Paper n. w21162). Disponível em: <<https://goo.gl/8Vxnkv>>. Acesso em: 17 abr. 2017.

ROCHA, Marcos; OREIRO, Jose Luis. A experiência internacional de regimes de metas de inflação: uma análise com painel dinâmico. **Nova Economia**, Belo Horizonte, n. 18, v. 2, p. 267-291, May/Aug. 2008. Disponível em: <<https://goo.gl/G187PT>>. Acesso em: 25 abr. 2017.

ROCHA, Marcos; CURADO, Marcelo. Adoção do Regime de Metas de Inflação e as funções de reação dos Bancos Centrais. **Análise Econômica**, Porto Alegre, v. 27, n. 51, p. 249-272, mar. 2009. Disponível em: <<https://goo.gl/z26bTz>>. Acesso em: 25 abr. 2017.

ROGOFF, Kenneth. The optimal degree of commitment to an intermediate monetary target. **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, MA, v. 100, n. 4, p. 1169-1189, 1985. Disponível em: <<https://goo.gl/N7YCwv>>. Acesso em: 4 mar. 2017.

ROMER, Paul. The trouble with macroeconomics. **The American Economist**, [S.l.], v. 20, n. 10, p. 1-20, 2016. Disponível em: <<https://goo.gl/5jQGp8>>. Acesso em: 26 jul. 2017.

SICSÚ, João. Expectativas inflacionárias no regime de metas de inflação: uma análise preliminar do caso brasileiro. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 6, n. 4, p. 703-711, 2002. Disponível em: <<https://goo.gl/uHLsU4>>. Acesso em: 30 mar. 2017.

SICSÚ, João. Políticas não-monetárias de controle da inflação: uma proposta pós-keynesiana. **Análise Econômica**, Porto Alegre, v. 21, n. 39, não paginado, mar. 2003. Disponível em: <<https://goo.gl/zu5F26>>. Acesso em: 30 mar. 2017.

SICSÚ, João. Uma crítica à tese da independência do Banco Central. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 6, n. 2, p. 133-142, 1996. Disponível em: <<https://goo.gl/4LehCf>>. Acesso em: 30 mar. 2017.

SILVA FILHO, Osvaldo Cândido da. **Política monetária e mudanças macroeconômicas no Brasil: uma abordagem MS-VAR**. 2006. 62 f.. Dissertação (Mestrado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, 2006. Disponível em: <<https://goo.gl/zf9MG2>>. Acesso em: 4 jan. 2017.

SILVA FILHO, Osvaldo Cândido da; COSTA SILVA, Luciano da; FRASCAROLI, Bruno Ferreira. Política monetária e mudanças macroeconômicas no Brasil: uma abordagem MS-VAR. In: FÓRUM BNB DE DESENVOLVIMENTO, Fortaleza, 2006. **Anais...** Fortaleza: Banco do Nordeste (BNB), 2006. Disponível em: <<https://goo.gl/H5okNM>>. Acesso em: 4 jan. 2017.

SILVA, Kellen Fraga da. **Metas de inflação em economias emergentes: uma avaliação empírica dos seus efeitos sobre o desempenho macroeconômico**. 2007. 167 f.. Dissertação (Mestrado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2007. Disponível em: <<https://goo.gl/MhL5Q5>>. Acesso em: 15 jan. 2017.

SIMS, Christopher A. Bayesian skepticism on unit root econometrics. **Journal of Economic dynamics and Control**, Amsterdam, v. 12, n. 2, p. 463-474, 1988. Disponível em: <<https://goo.gl/pcdSrf>>. Acesso em: 17 jun. 2017.

SIMS, Christopher A. Interpreting the macroeconomic time series facts: the effects of monetary policy. **European Economic Review**, Amsterdam, v. 36, n. 5, p. 975-1000, 1992. Disponível em: <<https://goo.gl/avwQec>>. Acesso em: 17 jun. 2017.

SIMS, Christopher A. Solving the stochastic growth model by backsolving with a particular nonlinear form for the decision rule. **Journal of Business & Economic Statistics**, Washington, DC, v. 8, n. 1, p. 45-47, 1990. Disponível em: <<https://goo.gl/B31VbQ>>. Acesso em: 17 jun. 2017.

SIMS, Christopher A.; STOCK, James H.; WATSON, Mark W. Inference in linear time series models with some unit roots. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, Chicago, v. 58, n. 1, p. 113-144, Jan. 1990. Disponível em: <<https://goo.gl/SZ5Zqv>>. Acesso em: 17 jun. 2017.

SIMS, Christopher A.; UHLIG, Harald. Understanding unit rooters: A helicopter tour. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, Chicago, v. 59, n. 6, p. 1591-1599, Nov. 1991. Disponível em: <<https://goo.gl/uDdvxK>>. Acesso em: 17 jun. 2017.

SIMS, Christopher A.; ZHA, Tao. Bayesian methods for dynamic multivariate models. **International Economic Review**, Philadelphia, v. 39, n. 4, p. 949-968, 1998. Disponível em: <<https://goo.gl/keivUW>>. Acesso em: 17 jun. 2017.

SIMS, Christopher A.; ZHA, Tao. **Macroeconomic switching**. Princeton: Princeton University, 2002. Manuscript. Disponível em: <<https://goo.gl/v9R7KX>>. Acesso em: 17 jun. 2017.

SIMS, Christopher A.; ZHA, Tao. **MCMC method for Markov mixture simultaneous-equation models**: a note. Atlanta: Federal Reserve Bank of Atlanta, 2004. (Working paper n. 2004-15). Disponível em: <<https://goo.gl/jk9rox>>. Acesso em: 17 jun. 2017.

SIMS, Christopher A.; ZHA, Tao. Were there regime switches in US monetary policy? **American Economic Review**, Nashville, v. 96, n. 1, p. 54-81, 2006. Disponível em: <<https://goo.gl/ynhjRQ>>. Acesso em: 17 jun. 2017.

SMOLIN, Lee. The trouble with physics: the rise of string theory, the fall of a science, and what comes next. **The Mathematical Intelligencer**, [S.l.], v. 30, n. 3, p. 66-69, 2008. Disponível em: <<https://goo.gl/BMB2zp>>. Acesso em: 15 mar. 2017.

SOLOW, Robert M. A contribution to the theory of economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, MA, v. 70, n. 1, p. 65-94, 1956. Disponível em: <<https://goo.gl/x8UGNL>>. Acesso em: 13 mar. 2017.

SOUTH AFRICAN RESERVE BANK – SARF. **Statistics**. Pretoria, 2017. Disponível em: <<https://goo.gl/j8U8af>>. Acesso em: 24 set. 2017.

SQUEFF, Gabriel C. **Repassé cambial “reverso”**: uma avaliação sobre a relação entre taxa de câmbio e IPCA no Brasil (1999-2007). 2009. 109 f.. Dissertação (Mestrado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas, Universidade Estadual do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2009. Disponível em: <<https://goo.gl/ABwVct>>. Acesso em: 14 jan. 2017.

STAIGER, Douglas; STOCK, James H.; WATSON, Mark W. The NAIRU, unemployment and monetary policy. **Journal of Economic Perspectives**, Nashville, v. 11, n. 1, p. 33-49, 1997. Disponível em: <<https://goo.gl/nnVkdW>>. Acesso em: 17 jun. 2017.

STATISTICS CANADA – SC. **Data**. Ottawa, 2017. Disponível em: <<https://www.statcan.gc.ca/eng/start>>. Acesso em: 14 set. 2017.

STATISTICS KOREA – SK. **Survey outline**. [S.l.], 2017. Disponível em: <<http://kostat.go.kr/portal/eng/index.action>>. Acesso em: 15 set. 2017.

STATISTICS SOUTH AFRICA – SSA. **Indicators**. Pretoria, 2017. Disponível em: <http://www.statssa.gov.za/?page_id=593>. Acesso em: 16 set. 2017.

STATS NEW ZEALAND TATAURANGA AOTEAROA – SNZTA. **Statistics**. Wellington, 2017. Disponível em: <<https://goo.gl/uhNVGf>>. Acesso em: 17 set. 2017.

STRACHMAN, Eduardo. Metas de inflação no Brasil (1999-2012): uma análise institucional. **Revista Ensaios FEE**, Porto Alegre, v. 34, n. 2, p. 407-438, dez. 2013. Disponível em: <<https://goo.gl/qJRXTh>>. Acesso em: 24 mar. 2017.

SUBBARAO, Duvvuri. Capital account management: toward a new consensus? In: AKERLOF, G, et al. **What we have learned?:** macroeconomic policy after the crisis. Cambridge, MA: The MIT Press, 2014. p. 265-271.

SVENSSON, Lars E. **How should monetary policy be conducted in an era of price stability?** Cambridge, MA: National bureau of economic research (NBER), 2000. (Working Paper Series). Disponível em: <<https://goo.gl/14gTib>>. Acesso em: 13 mar. 2017.

TAYLOR, John B. A core of practical macroeconomics. **Choices**, [S.l.], v. 12, n. 4, p. 10-12, 1997. Disponível em: <<https://goo.gl/iTiU5n>>. Acesso em: 17 mar. 2017.

TAYLOR, John B. Discretion versus policy rules in practice. **Carnegie-Rochester conference series on public policy**, North-Holland, v. 39, p. 195-214, Dec. 1993.

TAYLOR, John B. Five things we know for sure. **Hoover Digest**, Stanford, n. 3, p. 12-15, July 1998. Disponível em: <<https://goo.gl/zvLKUB>>. Acesso em: 17 mar. 2017.

TAYLOR, John B. Teaching modern macroeconomics at the principles level. **American Economic Review**, Nashville, v. 90, n. 2, p. 90-94, 2000. Disponível em: <<https://goo.gl/VRpnE8>>. Acesso em: 17 mar. 2017.

THE BANK OF KOREA – BOK. **Economic statistics system (ECOS)**. [S.l.], 2017. Disponível em: <http://ecos.bok.or.kr/EIndex_en.jsp>. Acesso em: 16 set. 2017.

TODA, Hiro Y.; YAMAMOTO, Taku. Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 66, n. 1, p. 225-250, 1995. Disponível em: <<https://goo.gl/9F1B9n>>. Acesso em: 20 jun. 2017.

TOMAZZIA, Eduardo Cardeal; MEURER, Roberto. Transmissão da política monetária: análise de quebras estruturais na economia brasileira recente por modelos VAR, SVAR e MS-VAR. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 38., Salvador, 2010. **Anais...** Brasília, DF: ANPEC, 2010. Disponível em: <<https://goo.gl/2d4yFz>>. Acesso em: 05 jan. 2017.

TOMBINI, Alexandre A.; ALVES, A. Lago. **The recent brazilian disinflation process and costs**. Brasília, DF: Banco Central do Brasil (BCB), 2006. (Central Bank of Brazil Working Paper Series, n. 109). Disponível em: <<https://goo.gl/B5yq1D>>. Acesso em: 4 fev.. 2017.

TSAY, Ruey S. **Analysis of Financial Time Series**. New Jersey: John Wiley & Sons, 2005.

TURKISH STATISTICAL INSTITUTE – TSI. **Databases**. [S.l.], 2017. Disponível em: <<https://goo.gl/4W5qLb>>. Acesso em: 17 set. 2017.

TÜRKIYE CUMHURİYET MERKEZ BANKASI – TCMB. **Statistics**. [S.l.], 2017. Disponível em: <<https://goo.gl/CsFqsm>>. Acesso em: 17 set. 2017.

TURNER, Christopher M.; STARTZ, Richard; NELSON, Charles R. A Markov model of heteroskedasticity, risk, and learning in the stock market. **Journal of Financial Economics**, Lausanne, v. 25, n. 1, p. 3-22, 1989. Disponível em: <<https://goo.gl/uUYHza>>. Acesso em: 17 jun. 2017.

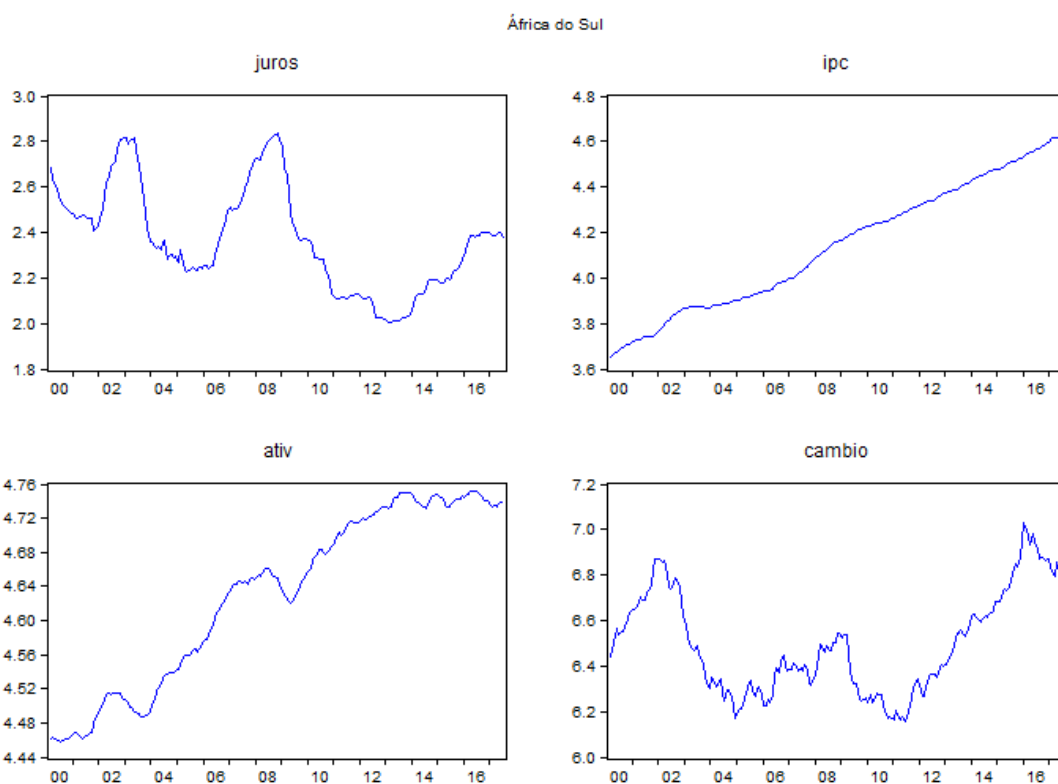
UNITED STATES DEPARTMENT OF THE TREASURY. **Treasury releases report on foreign exchange policies of major trading partners of the United States.** [S.l.], 2017. Disponível em: <<https://goo.gl/XozYNt>>. Acesso em: 02 dez. 2017.

WALSH, Carl E. **Monetary theory and policy.** Cambridge, MA: MIT Press, 2003.

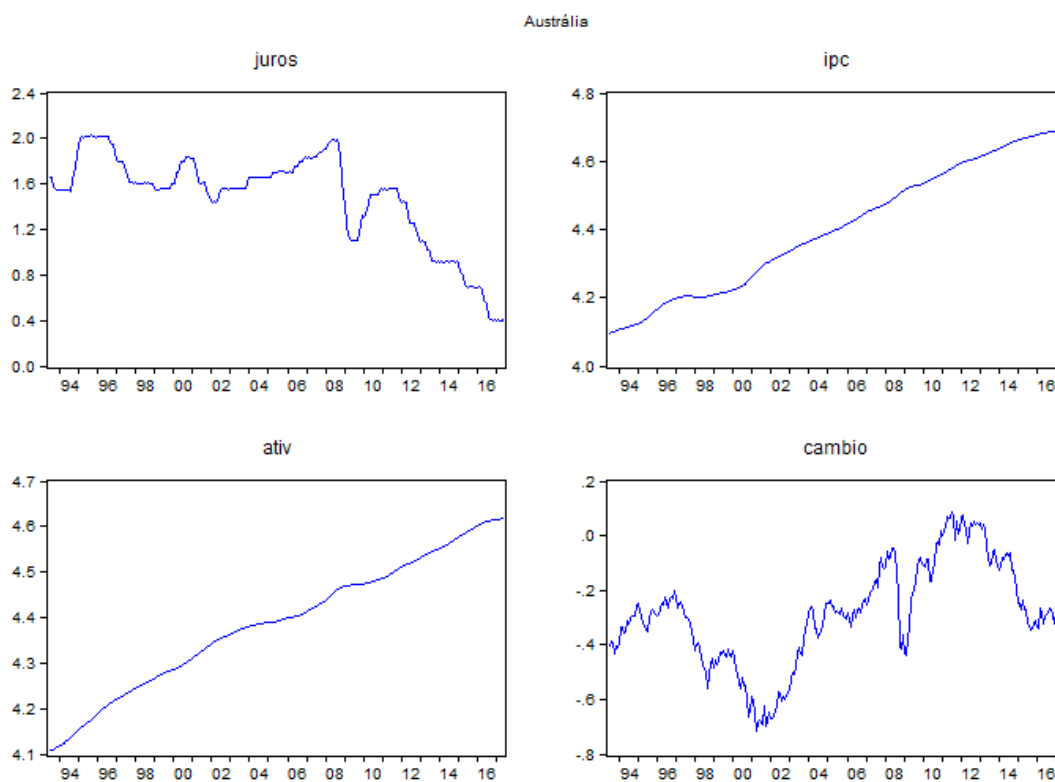
WALSH, Carl E. Optimal contracts for central bankers. **American Economic Review**, Nashville, v. 85, n. 1, p. 150-167, Mar. 1995. Disponível em: <<https://goo.gl/N7uamv>>. Acesso em: 6 jun. 2017.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Econometric analysis of cross section and panel data.** Cambridge, MA: The MIT Press, 2002.

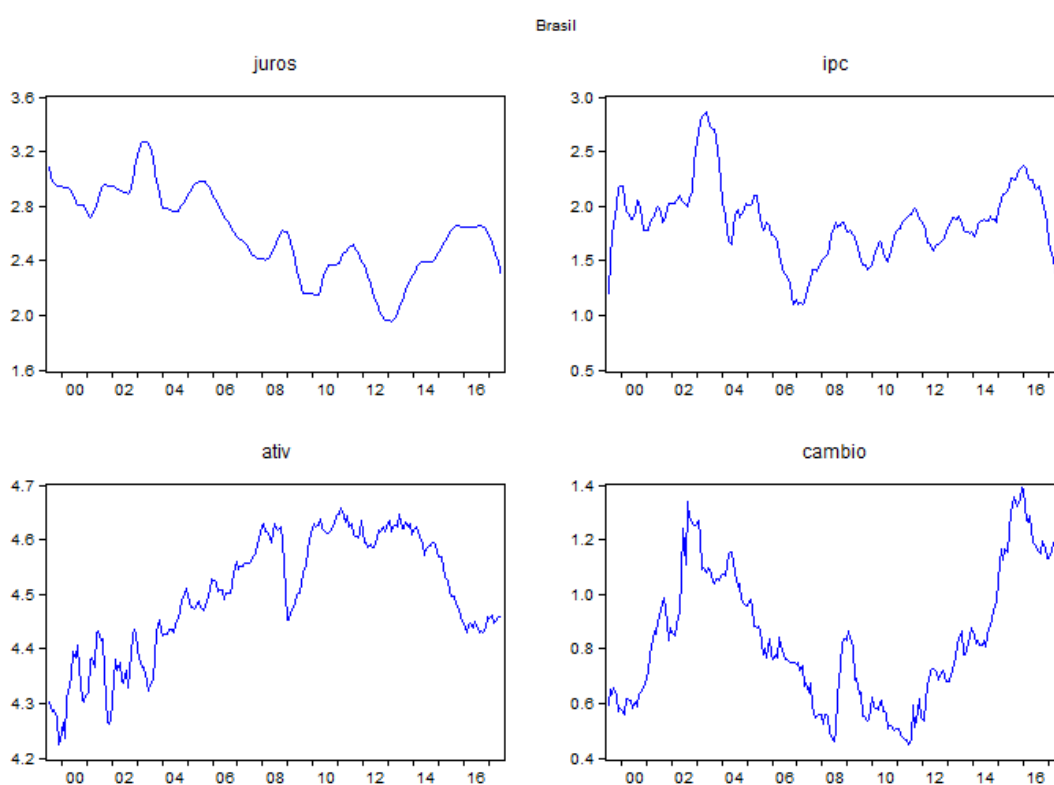
APÊNDICE A - COMPORTAMENTO DAS VARIÁVEIS NOS PAÍSES SELECIONADOS



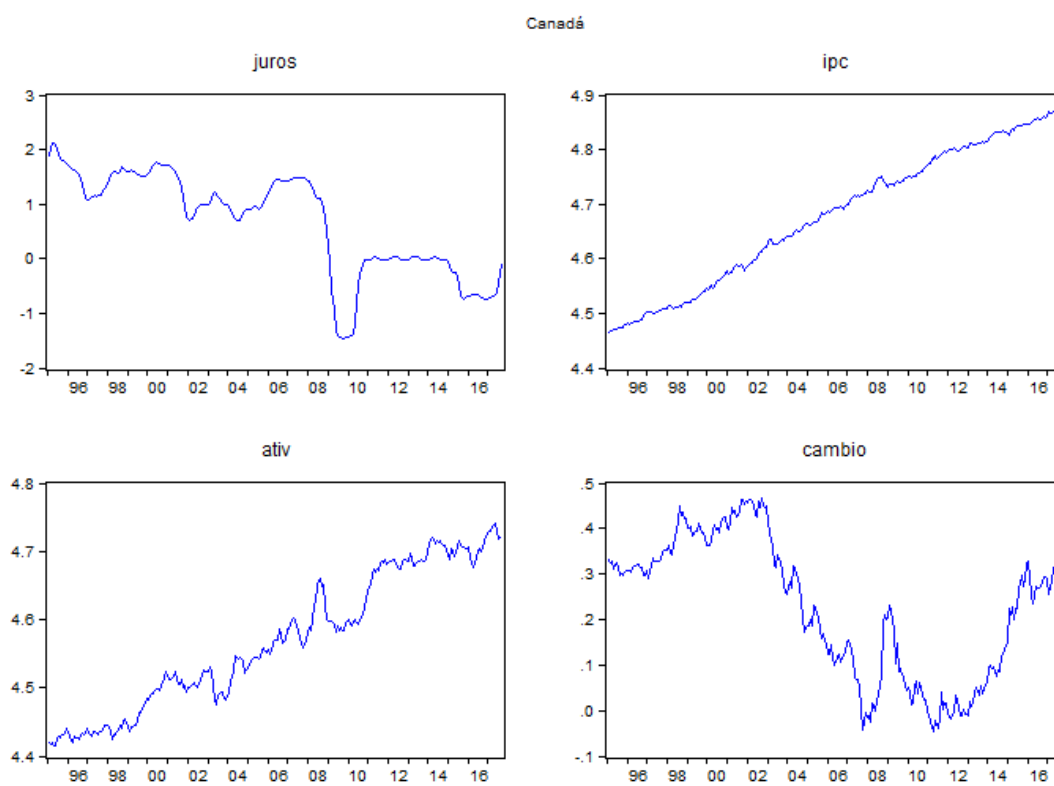
Fonte: Adaptado do software Eviews 9.0.



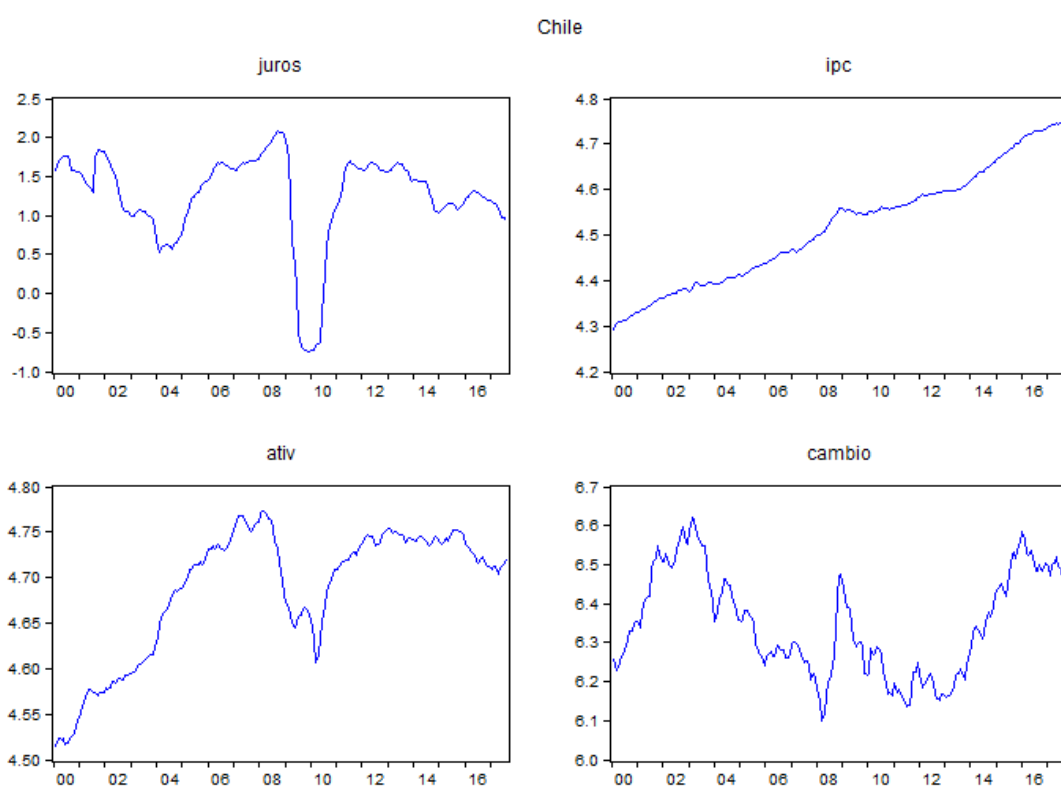
Fonte: Adaptado do software Eviews 9.0.



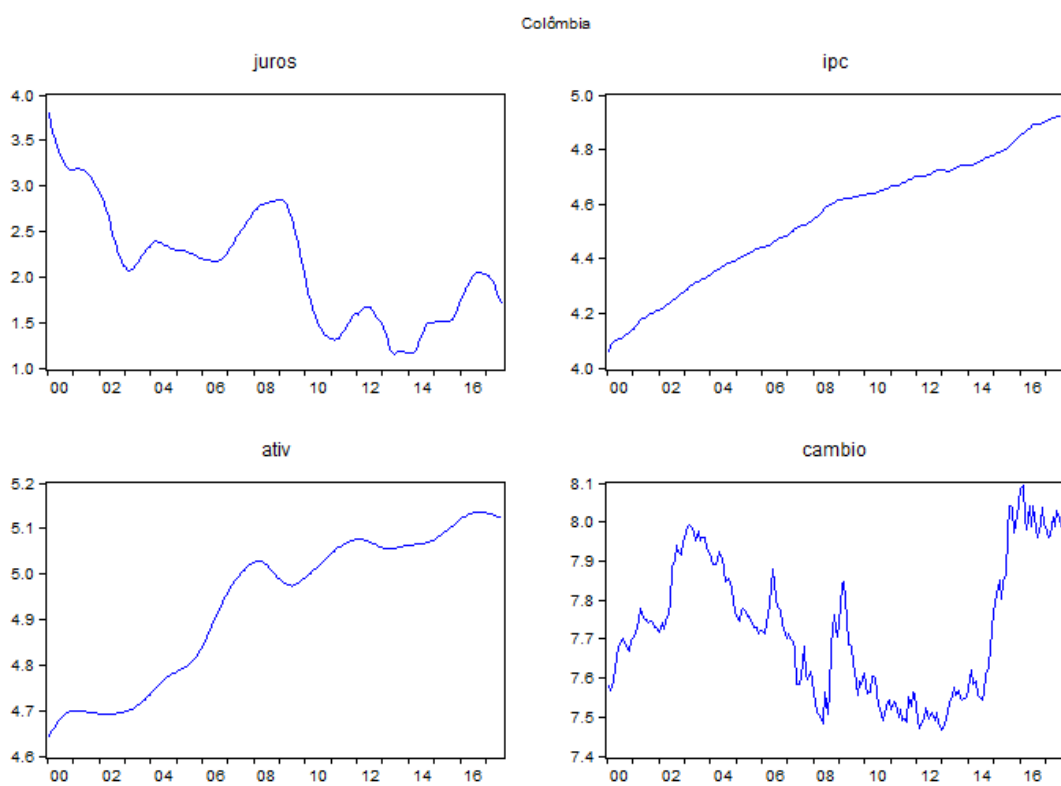
Fonte: Adaptado do software Eviews 9.0.



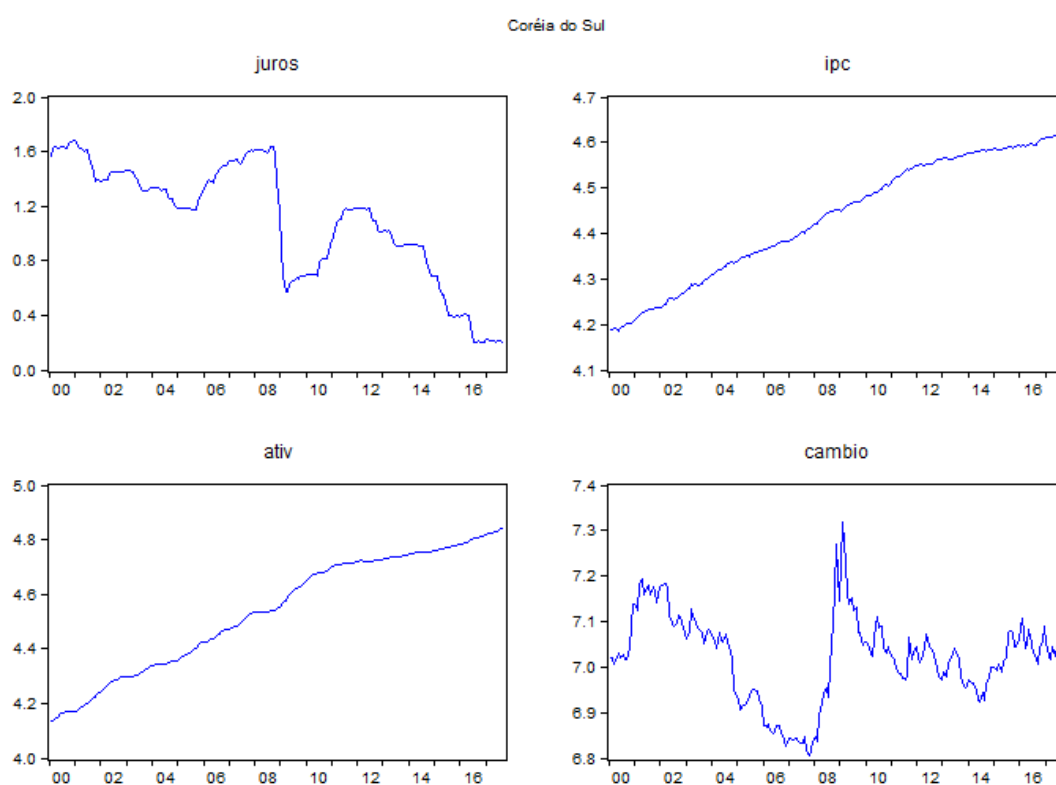
Fonte: Adaptado do software Eviews 9.0.



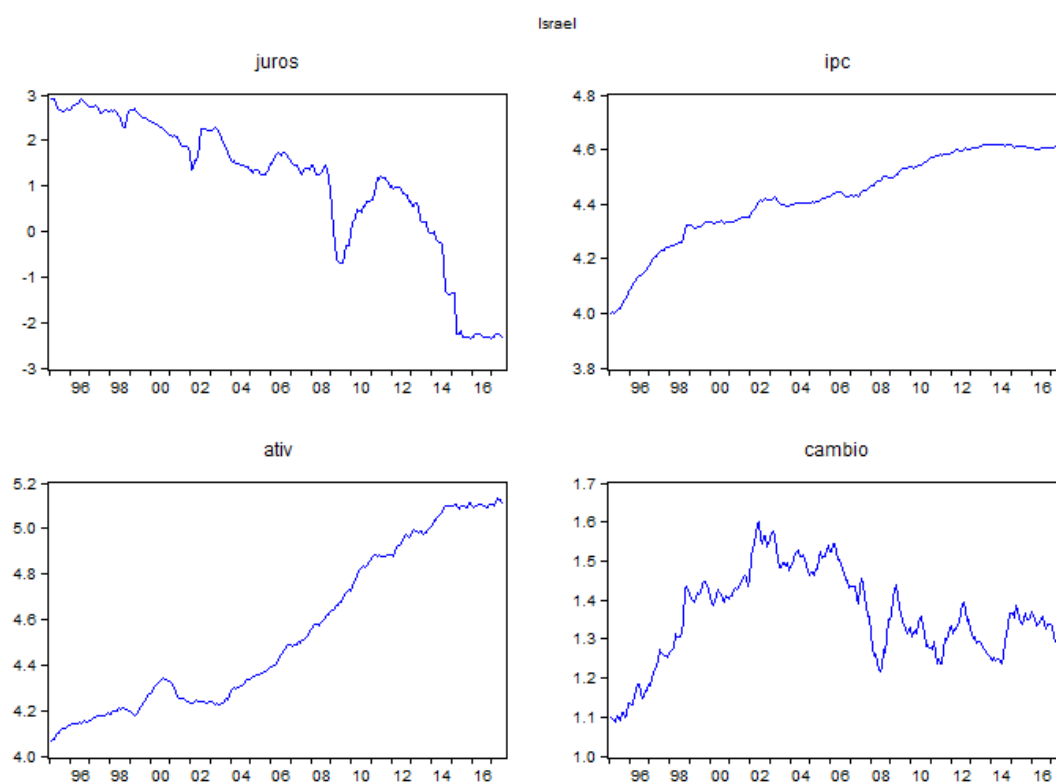
Fonte: Adaptado do software Eviews 9.0.



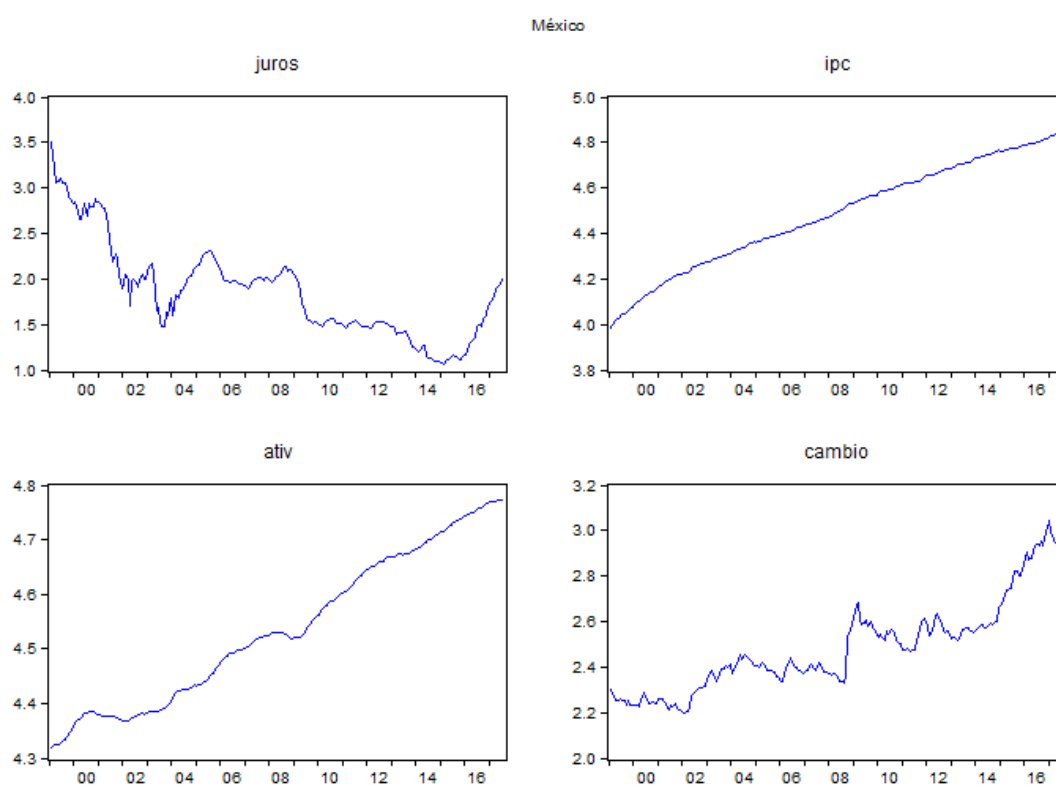
Fonte: Adaptado do software Eviews 9.0.



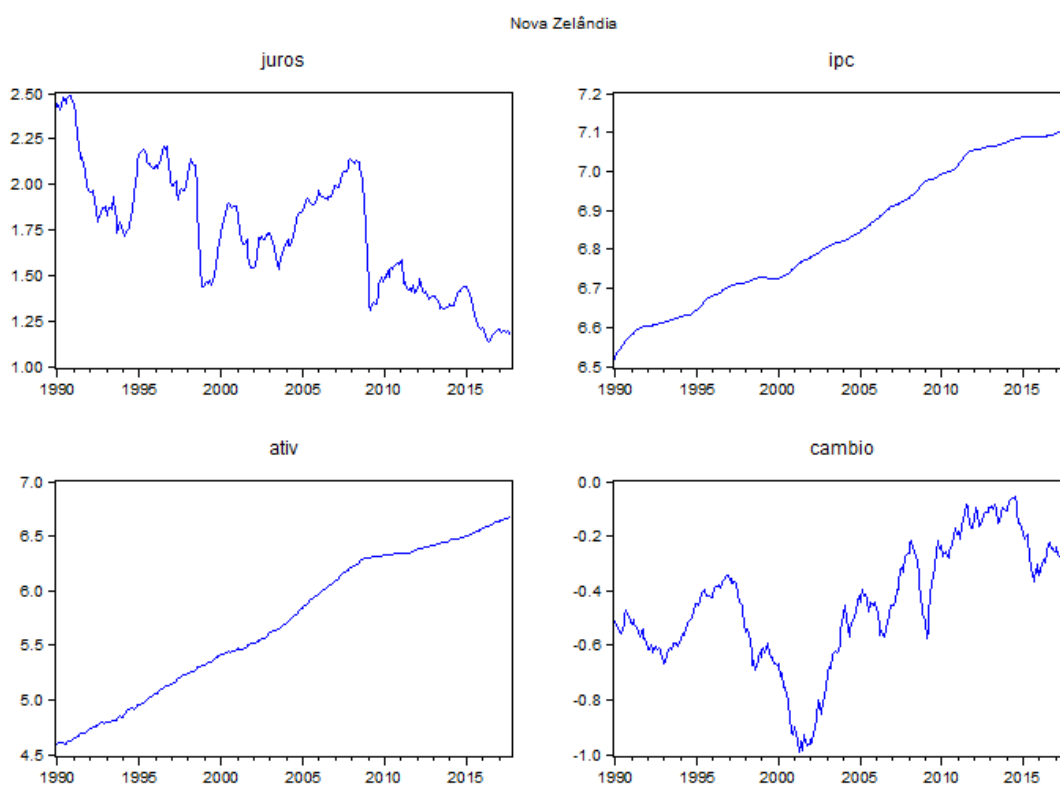
Fonte: Adaptado do software Eviews 9.0.



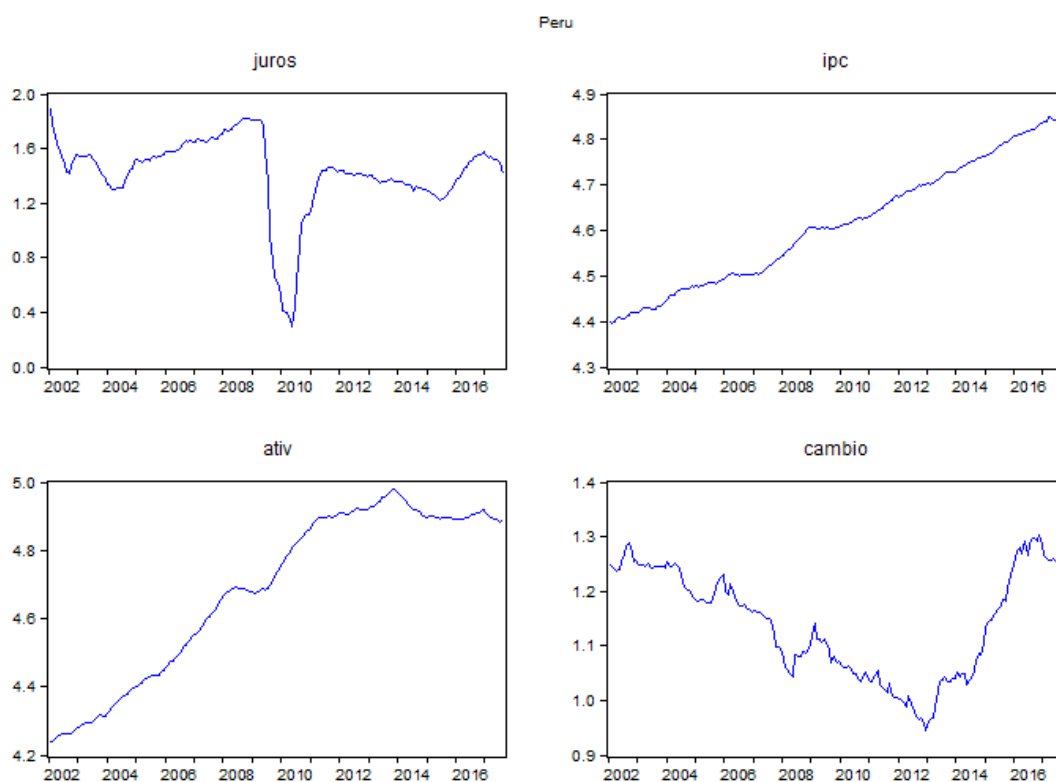
Fonte: Adaptado do software Eviews 9.0.



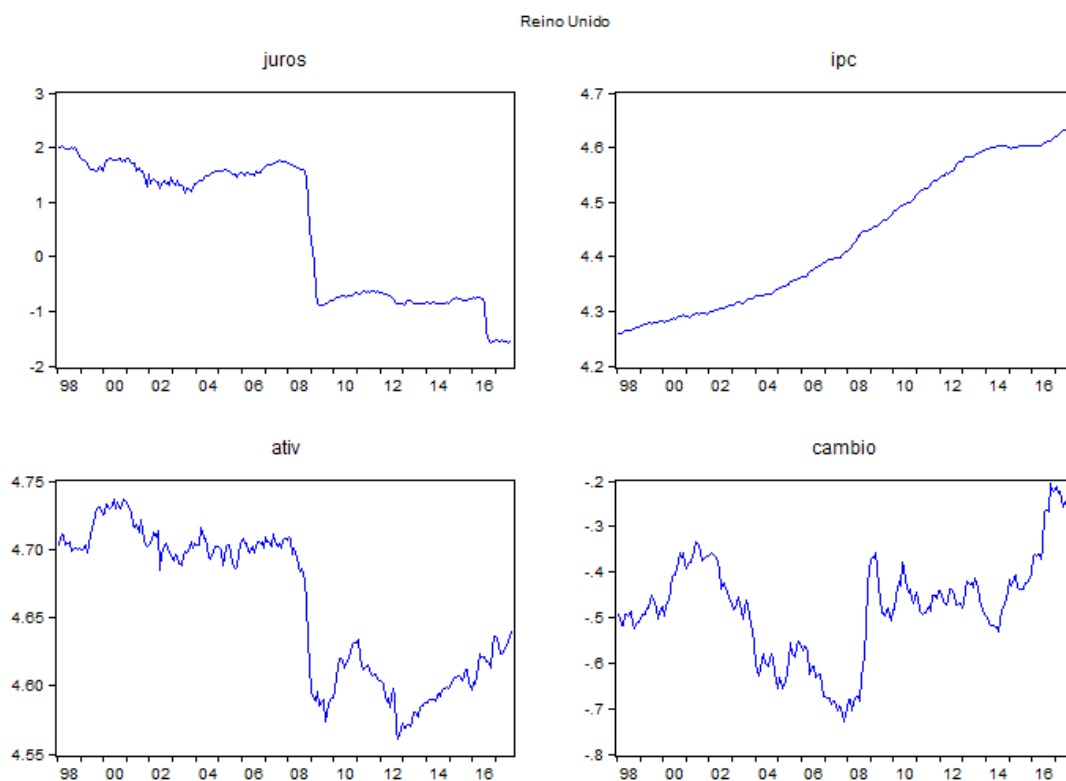
Fonte: Adaptado do software Eviews 9.0.



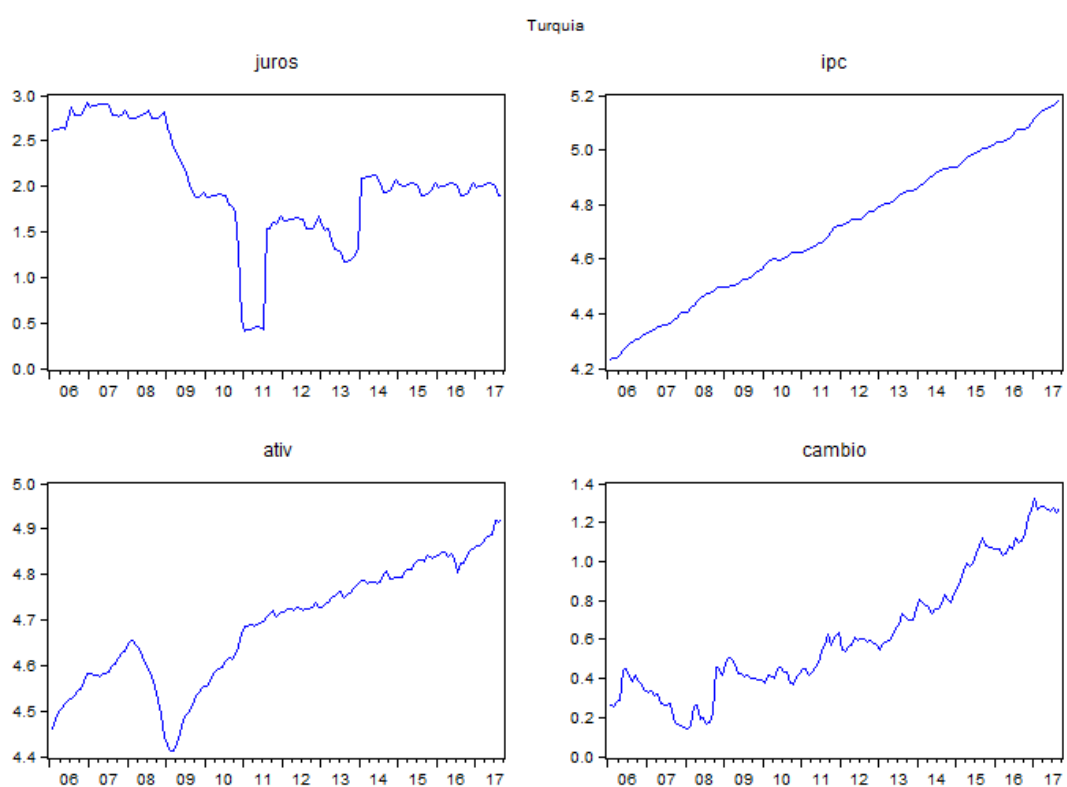
Fonte: Adaptado do software Eviews 9.0.



Fonte: Adaptado do software Eviews 9.0.



Fonte: Adaptado do software Eviews 9.0.



Fonte: Adaptado do software Eviews 9.0.

**APÊNDICE B - RESULTADOS DOS TESTES DE RAIZ UNITÁRIA (VALOR T)
DE PHILLIPS-PERRON (PP); DICKEY-FULLER AUMENTADO (ADF);
KWIATKOWSKI-PHILLIPS-SCHMIDT-SHIN (KPSS) E A DECISÃO**

África do Sul

Variável	Testes Inclusão no teste	PP		ADF		KPSS		Decisão
		Em nível	Em diferença	Em nível	Em diferença	Em nível	Em diferença	
juros	Com constante	-20,183	-8,6012***	-24,471	-4,2140***	0,7051**	0,0963	I(1)
	Com constante e tendência	-19,629	-8,6186***	-28,707	-4,1911***	0,0979	0,0633	I(1)
	Sem constante e tendência	-0,5755	-8,6034***	-0,3738	-4,2225***	-	-	I(1)
ipc	Com constante	-0,2488	-8,3595***	-0,2707	-8,3438***	1,8553***	0,0669	I(1)
	Com constante e tendência	-19,655	-8,341***	-1,817	-8,3239***	0,1395*	0,0680	I(1)
	Sem constante e tendência	11,112	-3,7069***	66,797	-1,9051*	-	-	I(1)
ativ	Com constante	-13,602	-7,0307***	-13,918	-6,9881***	1,7779***	0,2074	I(1)
	Com constante e tendência	-10,121	-7,126***	-11,889	-7,0836***	0,2864***	0,0787	I(1)
	Sem constante e tendência	28,789	-6,3941***	25,087	-6,4249***	-	-	I(1)
cambio	Com constante	-10,189	-10,1481***	-10,624	-10,2601***	0,3992*	0,1827	I(1)
	Com constante e tendência	-11,925	-10,1663***	-12,682	-10,2873***	0,3318***	0,0894	I(1)
	Sem constante e tendência	0,5834	-10,1508***	0,5151	-10,2625***	-	-	I(1)

Austrália

Variável	Testes Inclusão no teste	PP		ADF		KPSS		Decisão
		Em nível	Em diferença	Em nível	Em diferença	Em nível	Em diferença	
juros	Com constante	-0,2440	-10,5152***	-0,7033	-6,7064***	1,2420***	0,1975	I(1)
	Com constante e tendência	-17,833	-10,5753***	-29,015	-6,8571***	0,3144***	0,0343	I(1)
	Sem constante e tendência	-10,915	-10,4556***	-0,8841	-6,6755***	-	-	I(1)
ipc	Com constante	-0,5082	-3,4655***	-0,8501	-2,7242*	2,0258***	0,1153	I(1)
	Com constante e	-17,155	-3,4836***	-3,5642**	-27,683	0,1623**	0,1075	I(1)

	tendência Sem constante e tendência	106,016	-1,4164***	24,488	-0,9023	-	-	I(1)
ativ	Com constante	-25,277	-4,0290***	-1,775	-4,5670***	1,9919***	0,4826**	I(1)
	Com constante e tendência	-26,141	-4,5912***	-25,183	-4,9439***	0,3223***	0,1426*	I(1)
	Sem constante e tendência	113,730	-14,242	34,513	-2,0668**	-	-	I(1)
cambio	Com constante	-17,209	-15,0312***	-15,322	-15,0569***	0,8865***	0,0914	I(1)
	Com constante e tendência	-18,203	-15,0097***	-15,574	-15,0359***	0,2010**	0,0863	I(1)
	Sem constante e tendência	-10,753	-15,0569***	-10,032	-15,0822***	-	-	I(1)

Brasil

Variável	Testes Inclusão no teste	PP		ADF		KPSS		Decisão
		Em nível	Em diferença	Em nível	Em diferença	Em nível	Em diferença	
juros	Com constante	-19,284	-4,7145***	-24,566	-5,5230***	1,1944***	0,0532	I(1)
	Com constante e tendência	-23,684	-4,6840***	-3,7184**	-5,5115***	0,2228***	0,0401	I(1)
	Sem constante e tendência	-0,9710	-4,7080***	-0,7639	-5,5045***	-	-	I(1)
ipc	Com constante	-2,6836*	-7,0980***	-2,6054*	-7,1941***	0,2329	0,1740	I(1)
	Com constante e tendência	-28,558	-7,1100***	-27,099	-7,1973***	0,1781**	0,0809	I(1)
	Sem constante e tendência	-0,5878	-7,1141***	-10,401	-7,2016***	-	-	I(1)
ativ	Com constante	-19,204	-11,4690***	-20,935	-9,7938***	1,1260***	0,2644	I(1)
	Com constante e tendência	-13,356	-12,0259***	-12,891	-9,9807***	0,3859***	0,0473	I(1)
	Sem constante e tendência	0,5206	-11,4641***	0,5995	-9,7861***	-	-	I(1)
cambio	Com constante	-15,880	-14,7124***	-13,279	-14,5607***	0,2873	0,1113	I(1)
	Com constante e tendência	-16,355	-14,6862***	-13,756	-14,5325***	0,2772***	0,1051	I(1)
	Sem constante e tendência	0,2157	-14,7177***	0,3825	-14,5619***	-	-	I(1)

Canadá

Variável	Testes Inclusão no teste	PP		ADF		KPSS		Decisão
		Em nível	Em diferença	Em nível	Em diferença	Em nível	Em diferença	
juros	Com constante	-18,041	-4,4901***	-22,160	-6,1119***	1,4309***	0,0412	I(1)
	Com constante e tendência	-27,506	-4,5009***	-29,500	-6,1192***	0,0726	0,0380	I(1)
	Sem constante e tendência	-1,8454*	-4,4798***	-2,0573**	-6,1079***	-	-	I(1)
ipc	Com constante	-0,8198	-15,1108***	-0,7819	-15,1368***	1,9196***	0,1235	I(1)
	Com constante e tendência	-17,841	-15,1562***	-17,589	-15,1287***	0,3509***	0,0693	I(1)
	Sem constante e tendência	89,842	-13,1704***	85,029	-12,3979***	-	-	I(1)
ativ	Com constante	-0,7349	-11,9985***	-0,8766	-12,1117***	1,8891***	0,0249	I(1)
	Com constante e tendência	-3,8150**	-11,9752***	-	-12,0892***	0,0858	0,0250	I(1)
	Sem constante e tendência	20,519	-11,9052***	18,148	-11,9198***	-	-	I(1)
cambio	Com constante	-13,980	-15,5984***	-1,264	-15,5168***	1,0427***	0,1416	I(1)
	Com constante e tendência	-13,946	-15,5818***	-1,165	-15,5032***	0,2456***	0,1115	I(1)
	Sem constante e tendência	-10,002	-15,6220***	-0,9557	-15,5416***	-	-	I(1)

Chile

Variável	Testes Inclusão no teste	PP		ADF		KPSS		Decisão
		Em nível	Em diferença	Em nível	Em diferença	Em nível	Em diferença	
juros	Com constante	-2,7703*	-5,7241***	-	-5,6570***	0,0695	0,0341	I(1)
	Com constante e tendência	-27,788	-5,7106***	-3,4669**	-5,6436***	0,0587	0,0341	I(1)
	Sem constante e tendência	-13,671	-5,7329***	-1,6847*	-5,6651***	-	-	I(1)
ipc	Com constante	-0,0385	-10,9583***	0,3686	-10,9419***	1,8443***	0,0918	I(1)
	Com constante e tendência	-18,582	-10,9446***	-15,675	-10,9335***	0,1199*	0,0861	I(1)
	Sem constante e tendência	79,301	-8,4109***	66,101	-2,7686***	-	-	I(1)
ativ	Com	-24,043	-6,8638***	-22,894	-6,9137***	1,1158***	0,3112	I(1)

	constante Com constante e tendência	-17,442	-7,1751***	-20,241	-7,0264***	0,2734***	0,0651	I(1)
	Sem constante e tendência	13,257	-6,7497***	11,095	-6,8134***	-	-	I(1)
cambio	Com constante	-17,730	-9,6924***	-20,743	-9,7996***	0,3171	0,1008	I(1)
	Com constante e tendência	-17,719	-9,6662***	-20,889	-9,7742***	0,2771***	0,0966	I(1)
	Sem constante e tendência	0,3900	-9,7080***	0,3382	-9,8124***	-	-	I(1)

Colômbia

Variável	Testes Inclusão no teste	PP		ADF		KPSS		Decisão
		Em nível	Em diferença	Em nível	Em diferença	Em nível	Em diferença	
juros	Com constante	-25,730	-3,4709***	-21,605	-3,4877***	1,2015***	0,1989	I(1)
	Com constante e tendência	-24,132	-3,2992*	-3,2008*	-3,4059*	0,1138	0,0706	I(1)
	Sem constante e tendência	-1,9398*	-3,4375***	-11,913	-3,4421***	-	-	I(1)
ipc	Com constante	-3,2971**	-7,7394***	-20,974	-7,7499***	1,8386***	0,7963***	I(1)
	Com constante e tendência	-30,897	-7,9812***	-21,173	-7,9656***	0,3940***	0,2152**	I(1)
	Sem constante e tendência	109,278	-4,0348***	59,719	-2,4598**	-	-	I(1)
ativ	Com constante	-14,908	-2,7680*	-12,107	-3,2583**	1,7373***	0,2249	I(1)
	Com constante e tendência	-11,792	-28,117	-12,692	-3,5839**	0,3170***	0,0765	I(1)
	Sem constante e tendência	30,877	-2,5677**	17,873	-2,6739***	-	-	I(1)
cambio	Com constante	-13,539	-12,5264***	-1,183	-12,5245***	0,2733	0,1592	I(1)
	Com constante e tendência	-13,401	-12,5013***	-1,17	-12,4997***	0,2689***	0,1346*	I(1)
	Sem constante e tendência	0,7092	-12,5207***	0,7795	-12,5190***	-	-	I(1)

Coréia do Sul

Variável	Testes Inclusão no teste	PP		ADF		KPSS		Decisão
		Em nível	Em diferença	Em nível	Em diferença	Em nível	Em diferença	
juros	Com constante	-0,7075	-6,2414***	-1,4683	-6,2183***	1,3656***	0,0814	I(1)

	Com constante e tendência	-2,2261	-6,2231***	-2,9614	-6,1984***	0,1373*	0,0401	I(1)
	Sem constante e tendência	-1,3826	-6,2958***	-1,4816	-6,1350***	-	-	I(1)
ipc	Com constante	-2,8048*	-11,8311***	-3,0023**	-11,8780***	1,8625***	0,8983***	I(1)
	Com constante e tendência	0,2336	-12,1790***	0,3073	-12,3237***	0,3773***	0,1266*	I(1)
	Sem constante e tendência	10,8000	-8,9045***	7,6687	-2,0338**	-	-	I(1)
ativ	Com constante	-2,2403	-5,8403***	-1,3952	-4,3975***	1,8539***	0,4689**	I(1)
	Com constante e tendência	-0,9222	-6,1243***	-1,5969	-4,5226***	0,3767***	0,0837	I(1)
	Sem constante e tendência	7,6680	-2,8977***	3,4572	-2,4970**	-	-	I(1)
cambio	Com constante	-2,3054	-13,8643***	-2,1642	-13,8754***	0,1782	0,0536	I(1)
	Com constante e tendência	-2,3127	-13,8308***	-2,1679	-13,8427***	0,1506	0,0511	I(1)
	Sem constante e tendência	0,0223	-13,8981***	0,024	-13,9084***	-	-	I(1)

Israel

Variável	Testes Inclusão no teste	PP		ADF		KPSS		Decisão
		Em nível	Em diferença	Em nível	Em diferença	Em nível	Em diferença	
juros	Com constante	0,0150	-11,6561***	0,0485	-11,2866***	1,8028***	0,1322	I(1)
	Com constante e tendência	-19,316	-11,6690***	-18,441	-11,3253***	0,2400***	0,0388	I(1)
	Sem constante e tendência	-10,836	-11,5234***	-10,601	-11,0786***	-	-	I(1)
ipc	Com constante	-	-8,9688***	-	-9,0632***	2,0306***	0,9666***	I(1)
	Com constante e tendência	5,0350***	-30,897	5,0536***	-3,7154**	0,2847***	0,1722**	I(1)
	Sem constante e tendência	-9,7872***	40,485	-9,8135***	30,123	-	-	I(1)
ativ	Com constante	0,2582	-10,8406***	0,3179	-10,3760***	2,1022***	0,2403	I(1)
	Com constante e tendência	-14,494	-10,8430***	-13,575	-10,3888***	0,4335***	0,1638**	I(1)
	Sem constante e tendência	48,092	-9,5703***	47,312	-5,0559***	-	-	I(1)

cambio	Com constante	-23,410	-11,8273***	-24,539	-11,8791***	0,3805*	0,3031	I(1)
	Com constante e tendência	-22,467	-11,9189***	-24,014	-11,9890***	0,3895***	0,0709	I(1)
	Sem constante e tendência	0,2868	-11,8388***	0,2624	-11,8871***	-	-	I(1)

México

Variável	Testes Inclusão no teste	PP		ADF		KPSS		Decisão
		Em nível	Em diferença	Em nível	Em diferença	Em nível	Em diferença	
juros	Com constante	-3,2472**	-13,5394***	-35,544	-13,1554***	1,4334***	0,4584*	I(1)
	Com constante e tendência	-23,137	-13,7442***	-18,521	-13,5365***	0,1391*	0,0886	I(1)
	Sem constante e tendência	-1,9430**	-13,5092***	-2,3629**	-13,0960***	-	-	I(1)
ipc	Com constante	-	-7,9632***	-	-8,1639***	1,9606***	1,0656***	I(1)
	Com constante e tendência	8,1841***	-8,6579***	4,7768***	-8,9075***	0,3471***	0,2903***	I(1)
	Sem constante e tendência	111,544	-3,7063***	64,179	-15,548	-	-	I(1)
ativ	Com constante	0,2962	-7,0487***	0,9122	-4,0108***	1,9602***	0,0955	I(1)
	Com constante e tendência	-20,712	-7,0767***	-29,982	-4,1848***	0,2495***	0,0525	I(1)
	Sem constante e tendência	67,029	-4,2645***	32,483	-2,5255**	-	-	I(1)
cambio	Com constante	-0,2289	-11,0240***	-0,5002	-11,1273***	1,6424***	0,1159	I(1)
	Com constante e tendência	-25,429	-11,0362***	-28,183	-11,1417***	0,1765**	0,0369	I(1)
	Sem constante e tendência	14,191	-11,0531***	12,493	-11,0350***	-	-	I(1)

Nova Zelândia

Variável	Testes Inclusão no teste	PP		ADF		KPSS		Decisão
		Em nível	Em diferença	Em nível	Em diferença	Em nível	Em diferença	
juros	Com constante	-20,791	-10,4960***	-2,6100*	-6,9243***	1,4280***	0,0395	I(1)
	Com constante e tendência	-30,600	-10,4822***	-3,9826**	-6,9156***	0,1268*	0,0385	I(1)
	Sem constante e tendência	-13,938	-10,5442***	-12,850	-6,8794***	-	-	I(1)
ipc	Com	-14,480	-4,8049***	-0,1747	-4,8701***	2,1902***	0,2008	I(1)

	constante							
	Com constante e tendência	-16,946	-4,6960***	-24,569	-4,8078***	0,2279***	0,1209*	I(1)
	Sem constante e tendência	84,188	-3,2114***	31,178	-2,4762**	-	-	I(1)
ativ	Com constante	-14,582	-12,1584***	-15,392	-5,4124***	2,1843***	0,4255*	I(1)
	Com constante e tendência	-0,2066	-12,2285***	-0,4449	-5,6204***	0,3171***	0,2196***	I(1)
	Sem constante e tendência	101,224	-6,3706***	43,039	-11,521	-	-	I(1)
cambio	Com constante	-13,268	-13,7629***	-11,825	-13,4932***	1,1028***	0,0941	I(1)
	Com constante e tendência	-20,130	-13,7544***	-18,788	-13,4847***	0,2743***	0,0704	I(1)
	Sem constante e tendência	-0,9766	-13,7733***	-0,9322	-13,5019***	-	-	I(1)

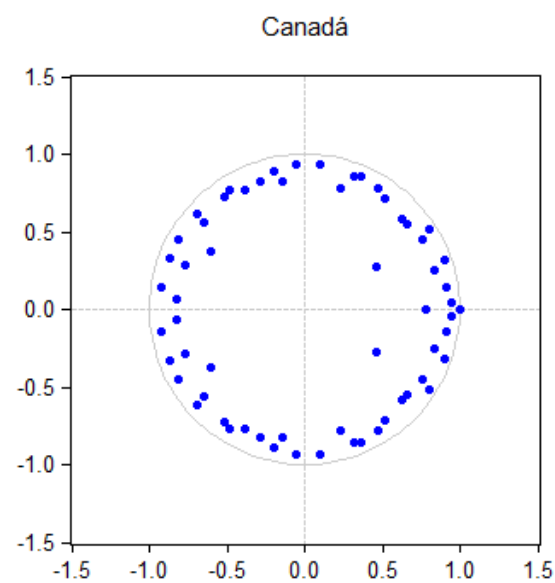
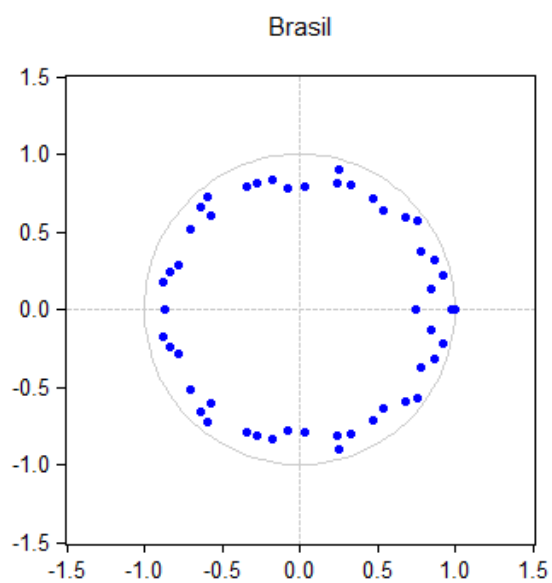
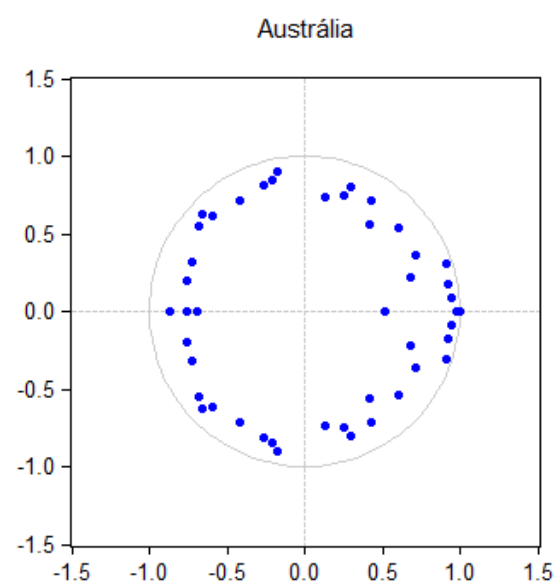
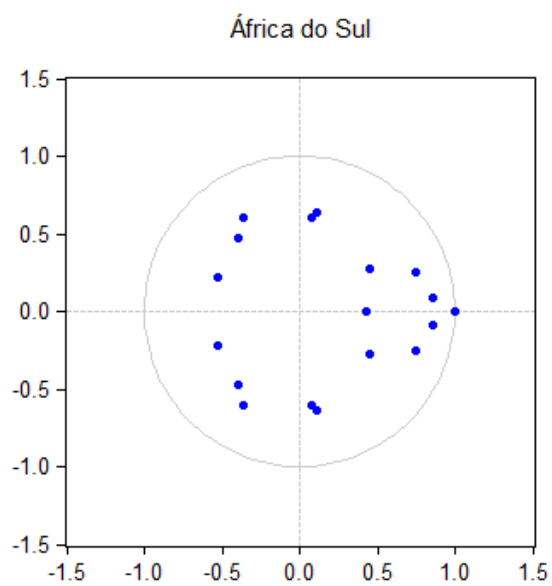
Peru

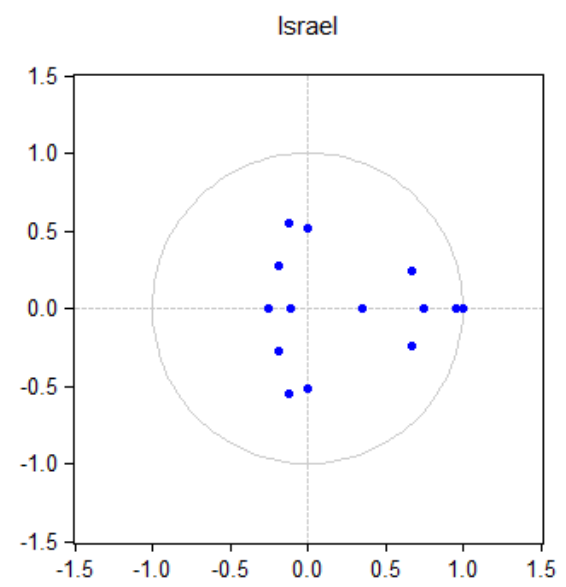
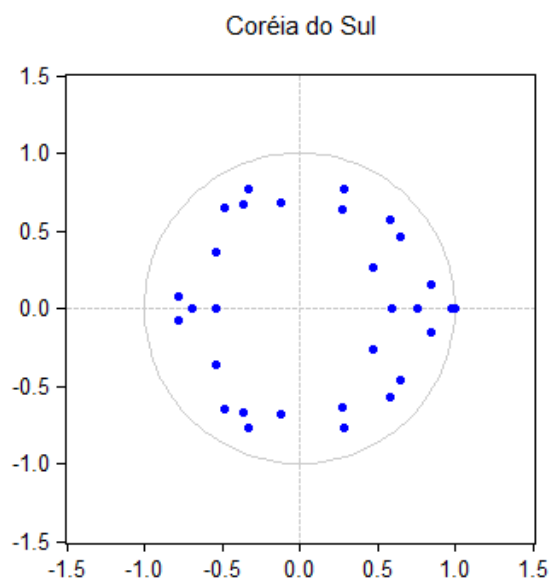
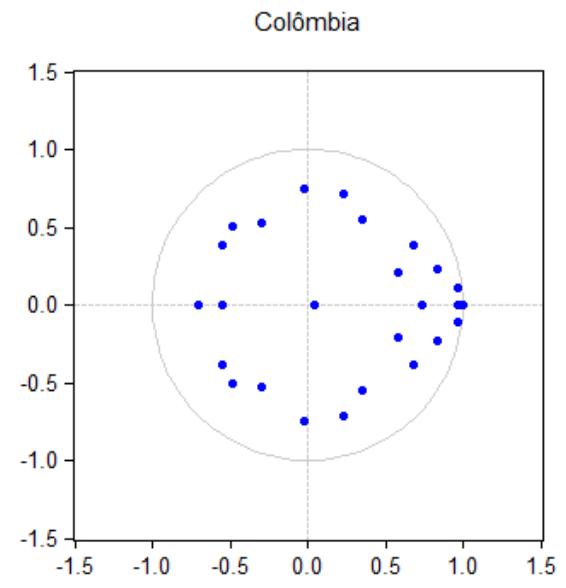
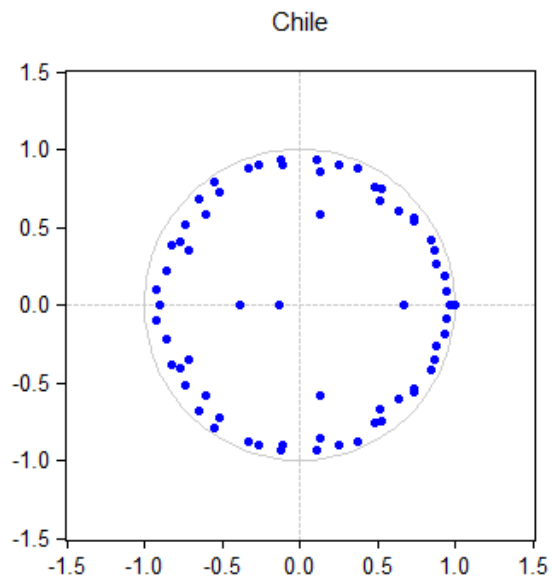
Variável	Testes Inclusão no teste	PP		ADF		KPSS		Decisão
		Em nível	Em diferença	Em nível	Em diferença	Em nível	Em diferença	
juros	Com constante	-2.9454**	-5.2330***	-	-5.2780***	0.2191	0.0573	I(1)
	Com constante e tendência	-2.8958	-5.1816***	-3.6214**	-5.2313***	0.0857	0.0352	I(1)
	Sem constante e tendência	-0.8841	-5.2422***	-0.8295	-5.2898***	-	-	I(1)
ipc	Com constante	0.8008	-9.9834***	0.6492	-9.9834***	1.6654***	0.1362	I(1)
	Com constante e tendência	-2.3108	-10.0252***	-2.2326	-10.0099***	0.2240***	0.0353	I(1)
	Sem constante e tendência	9.6811	-6.5287***	6.9243	-2.1841**	-	-	I(1)
ativ	Com constante	-2.4044	-5.1349***	-2.2889	-5.0846***	1.5485***	0.7396***	I(1)
	Com constante e tendência	0.6085	-5.7428***	0.1293	-5.7221***	0.3636***	0.1579**	I(1)
	Sem constante e tendência	3.4425	-4.3048***	2.5687	-4.2329***	-	-	I(1)
cambio	Com constante	-1.1250	-11.8367***	-0.8092	-11.4383***	0.4910**	0.4460*	I(1)
	Com constante e tendência	-0.4868	-11.9111***	-0.0857	-11.7093***	0.3308***	0.1095	I(1)
	Sem constante e	-0.0866	-11.8637***	-0.0569	-11.4693***	-	-	I(1)

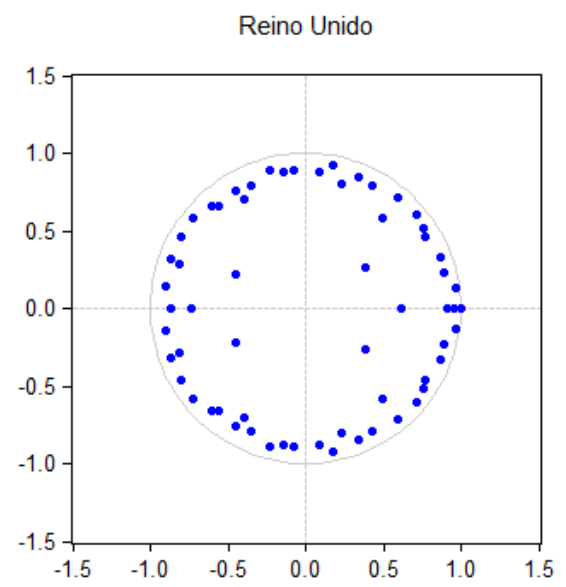
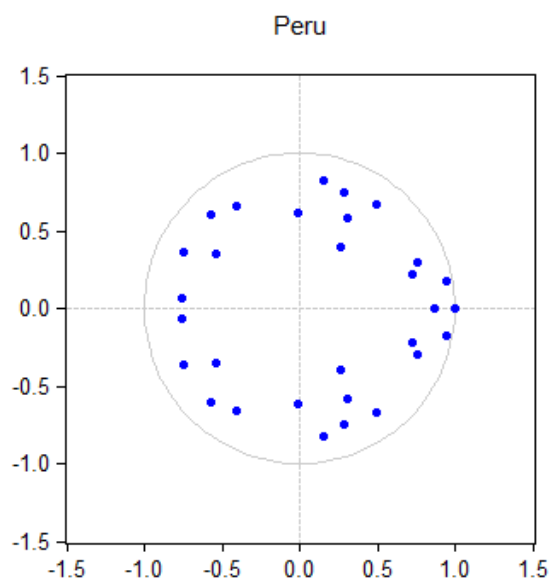
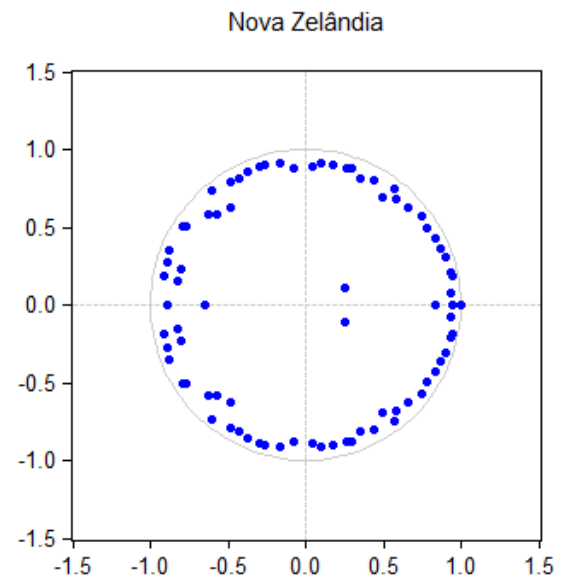
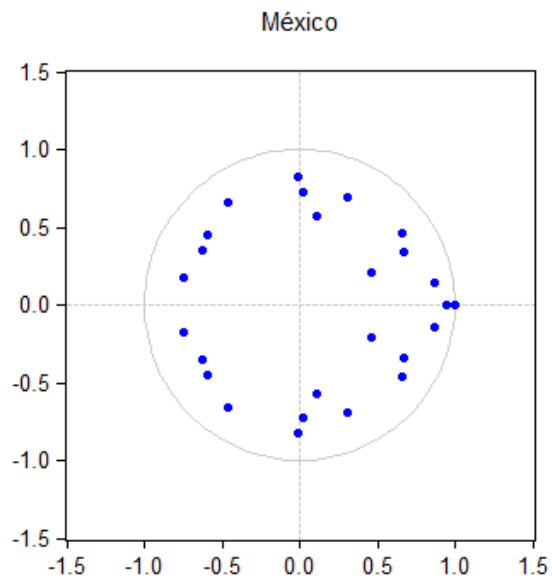
	tendência							
Reino Unido								
Variável	Testes Inclusão no teste	PP		ADF		KPSS		Decisão
		Em nível	Em diferença	Em nível	Em diferença	Em nível	Em diferença	
juros	Com constante	-0,5828	-10,1269***	-0,8316	-6,3496***	1,7827***	0,0738	I(1)
	Com constante e tendência	-21,418	-10,1227***	-28,222	-6,3423***	0,1929**	0,0535	I(1)
	Sem constante e tendência	-11,439	-9,9567***	-12,810	-6,1981***	-	-	I(1)
ipc	Com constante	0,9716	-12,6312***	0,9495	-7,6565***	2,0638***	0,4478*	I(1)
	Com constante e tendência	-18,204	-12,5937***	-17,956	-7,7720***	0,3252***	0,3068***	I(1)
	Sem constante e tendência	89,108	-8,8799***	58,982	-2,9343***	-	-	I(1)
ativ	Com constante	-11,569	-12,8597***	-12,361	-12,8659***	1,6531***	0,1438	I(1)
	Com constante e tendência	-15,788	-12,8468***	-15,218	-12,8533***	0,1715**	0,1332*	I(1)
	Sem constante e tendência	-0,5734	-12,8643***	-0,6002	-12,8707***	-	-	I(1)
cambio	Com constante	-15,356	-11,9273***	-1,527	-11,7278***	0,4441*	0,1139	I(1)
	Com constante e tendência	-17,934	-11,9254***	-17,782	-11,7321***	0,3017***	0,0483	I(1)
	Sem constante e tendência	-0,8260	-11,9395***	-0,8267	-11,7363***	-	-	I(1)
Turquia								
Variável	Testes Inclusão no teste	PP		ADF		KPSS		Decisão
		Em nível	Em diferença	Em nível	Em diferença	Em nível	Em diferença	
juros	Com constante	-18,882	-9,5696***	-18,860	-9,5389***	0,5777**	0,0805	I(1)
	Com constante e tendência	-19,302	-9,5492***	-19,042	-9,5200***	0,2771***	0,0534	I(1)
	Sem constante e tendência	-0,8586	-9,5946***	-0,8667	-9,5637***	-	-	I(1)
ipc	Com constante	-0,0212	-8,4743***	-0,1822	-8,7825***	1,3901***	0,0671	I(1)
	Com constante e tendência	-29,424	-8,4241***	-3,7299**	-8,7497***	0,1117	0,0662	I(1)
	Sem constante e tendência	146,665	-4,0135***	70,740	-1,7792*	-	-	I(1)

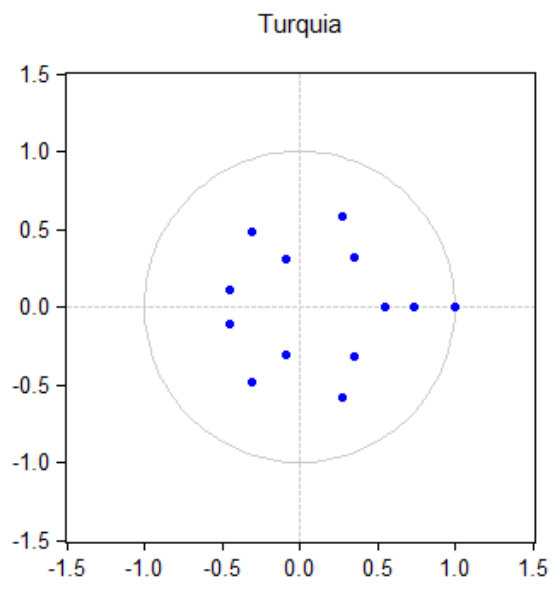
ativ	Com constante	-0,8929	-7,1626***	-0,7161	-4,8853***	1,3621***	0,0514	I(1)
	Com constante e tendência	-23,562	-7,1358***	-27,682	-4,8775***	0,0991	0,0505	I(1)
	Sem constante e tendência	18,732	-6,8506***	13,183	-4,6873***	-	-	I(1)
cambio	Com constante	0,2054	-10,5375***	0,2883	-10,5375***	1,3791***	0,1644	I(1)
	Com constante e tendência	-21,251	-10,5516***	-20,164	-10,5753***	0,2807***	0,0255	I(1)
	Sem constante e tendência	19,715	-10,2263***	20,995	-10,2441***	-	-	I(1)

Fonte: Adaptado do software Eviews 9. Elaboração própria. Os valores mostrados são os valores t-calculados. * significativo a 10%, ** significativo a 5%, ***significativo a 1%.

APÊNDICE C - RAÍZES DO POLINÔMIO CARACTERÍSTICO PARA CADA PAÍS







Fonte: Adaptado do software Eviews 9.

**APÊNDICE D - TESTES DE CAUSALIDADE DE GRANGER PARA OS PAÍSES
SELECIONADOS (RESULTADOS SIGNIFICATIVOS EM NEGRITO)**

País	Variável dependente: D(JUROS)			
África do Sul	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.
	D(IPC)	13.91769	6	0.0306
	D(ATIV)	14.11938	6	0.0283
	D(CAMBIO)	8.731778	6	0.1892
	Todas	35.53837	18	0.0081
	Variável dependente: D(IPC)			
	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.
	D(JUROS)	16.08889	6	0.0133
	D(ATIV)	2.175113	6	0.9029
	D(CAMBIO)	12.28862	6	0.0558
	Todas	29.52425	18	0.0423
	Variável dependente: D(ATIV)			
	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.
	D(JUROS)	13.67449	6	0.0335
	D(IPC)	10.06733	6	0.1218
	D(CAMBIO)	5.585644	6	0.4712
Todas	28.95503	18	0.0489	
Variável dependente: D(CAMBIO)				
Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.	
D(JUROS)	8.976012	6	0.1749	
D(IPC)	8.443404	6	0.2074	
D(ATIV)	9.554044	6	0.1447	
Todas	23.72206	18	0.1643	
País	Variável dependente: D(JUROS)			
Austrália	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.
	D(IPC)	23.3377	11	0.0158
	D(ATIV)	34.78138	11	0.0003
	D(CAMBIO)	47.73068	11	0
	Todas	122.7193	33	0
	Variável dependente: D(IPC)			
	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.
	D(JUROS)	29.20367	11	0.0021
	D(ATIV)	11.38448	11	0.4116
	D(CAMBIO)	15.37777	11	0.1658
Todas	53.67426	33	0.0129	
Variável dependente: D(ATIV)				
Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.	

	D(JUROS)	31.73917	11	0.0008
	D(IPC)	9.459094	11	0.5796
	D(CAMBIO)	17.17853	11	0.1027
	Todas	63.69519	33	0.001
	Variável dependente: D(CAMBIO)			
	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.
	D(JUROS)	14.60203	11	0.2015
	D(IPC)	13.0217	11	0.2919
	D(ATIV)	25.97499	11	0.0065
	Todas	50.65752	33	0.0254
País	Variável dependente: D(JUROS)			
	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.
	D(IPC)	11.36514	12	0.4979
	D(ATIV)	18.0294	12	0.1148
	D(CAMBIO)	10.19284	12	0.599
	Todas	41.54505	36	0.2418
	Variável dependente: D(IPC)			
	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.
	D(JUROS)	8.786676	12	0.721
	D(ATIV)	22.90271	12	0.0286
	D(CAMBIO)	37.57839	12	0.0002
	Todas	76.45351	36	0.0001
Brasil	Variável dependente: D(ATIV)			
	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.
	D(JUROS)	34.96042	12	0.0005
	D(IPC)	12.81178	12	0.3829
	D(CAMBIO)	34.16983	12	0.0006
	Todas	86.89336	36	0
	Variável dependente: D(CAMBIO)			
	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.
	D(JUROS)	11.58308	12	0.4797
	D(IPC)	4.969688	12	0.959
	D(ATIV)	12.79078	12	0.3844
	Todas	31.52381	36	0.6814
País	Variável dependente: D(JUROS)			
	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.
	D(IPC)	37.05195	23	0.0321
	D(ATIV)	33.50973	23	0.0726
	D(CAMBIO)	51.92689	23	0.0005
	Todas	108.986	69	0.0015
Canadá	Variável dependente: D(IPC)			

	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.
	D(JUROS)	25.43277	23	0.3284
	D(ATIV)	46.50327	23	0.0026
	D(CAMBIO)	22.38022	23	0.4974
	Todas	106.004	69	0.0028
	Variável dependente: D(ATIV)			
	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.
	D(JUROS)	27.94115	23	0.218
	D(IPC)	28.18721	23	0.2088
	D(CAMBIO)	35.55756	23	0.0457
	Todas	92.61614	69	0.0305
	Variável dependente: D(CAMBIO)			
	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.
	D(JUROS)	39.3302	23	0.0182
	D(IPC)	36.83301	23	0.0338
	D(ATIV)	24.17323	23	0.3943
	Todas	99.41188	69	0.0097
País	Variável dependente: D(JUROS)			
	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.
	D(IPC)	27.99236	16	0.0317
	D(ATIV)	40.8484	16	0.0006
	D(CAMBIO)	27.54614	16	0.0358
	Todas	117.7584	48	0
	Variável dependente: D(IPC)			
	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.
	D(JUROS)	11.99963	16	0.744
	D(ATIV)	11.32058	16	0.7893
	D(CAMBIO)	30.40672	16	0.016
	Todas	57.99535	48	0.1529
	Variável dependente: D(ATIV)			
	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.
	D(JUROS)	24.14747	16	0.0863
	D(IPC)	31.71568	16	0.0109
	D(CAMBIO)	47.41039	16	0.0001
	Todas	140.2074	48	0
	Variável dependente: D(CAMBIO)			
	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.
	D(JUROS)	23.15063	16	0.1098
	D(IPC)	28.04553	16	0.0312
	D(ATIV)	19.54122	16	0.2416
	Todas	60.07587	48	0.1134
Chile				

País	Variável dependente: D(JUROS)			
Colômbia	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.
	D(IPC)	9.801219	6	0.1333
	D(ATIV)	19.64584	6	0.0032
	D(CAMBIO)	20.09773	6	0.0027
	Todas	43.41716	18	0.0007
	Variável dependente: D(IPC)			
	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.
	D(JUROS)	6.015949	6	0.4214
	D(ATIV)	5.645535	6	0.464
	D(CAMBIO)	8.814481	6	0.1843
	Todas	21.91666	18	0.2357
	Variável dependente: D(ATIV)			
	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.
	D(JUROS)	3.671704	6	0.721
	D(IPC)	11.10183	6	0.0853
	D(CAMBIO)	3.816574	6	0.7015
Todas	16.26115	18	0.5743	
Variável dependente: D(CAMBIO)				
Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.	
D(JUROS)	4.190344	6	0.6509	
D(IPC)	11.30709	6	0.0793	
D(ATIV)	2.612237	6	0.8557	
Todas	18.04706	18	0.4526	
País	Variável dependente: D(JUROS)			
Coréia do Sul	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob,
	D(IPC)	18,34523	14	0,1915
	D(ATIV)	13,70056	14	0,4722
	D(CAMBIO)	29,73716	14	0,0083
	Todas	69,19783	42	0,0052
	Variável dependente: D(IPC)			
	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob,
	D(JUROS)	16,50228	14	0,2837
	D(ATIV)	34,27813	14	0,0019
	D(CAMBIO)	28,15352	14	0,0136
	Todas	66,56037	42	0,0093
	Variável dependente: D(ATIV)			
	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob,
	D(JUROS)	17,13442	14	0,2491
D(IPC)	17,92025	14	0,2104	

	D(CAMBIO)	31,4583	14	0,0048
	Todas	69,56849	42	0,0047
	Variável dependente: D(CAMBIO)			
	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob,
	D(JUROS)	7,335626	14	0,921
	D(IPC)	12,81889	14	0,5408
	D(ATIV)	13,49265	14	0,4882
	Todas	34,46656	42	0,789
País	Variável dependente: D(JUROS)			
Israel	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.
	D(IPC)	44.79152	3	0
	D(ATIV)	3.399783	3	0.334
	D(CAMBIO)	16.13031	3	0.0011
	Todas	66.29282	9	0
	Variável dependente: D(IPC)			
	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.
	D(JUROS)	5.174969	3	0.1594
	D(ATIV)	3.784438	3	0.2857
	D(CAMBIO)	15.5133	3	0.0014
	Todas	23.92964	9	0.0044
	Variável dependente: D(ATIV)			
	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.
	D(JUROS)	1.141183	3	0.7671
	D(IPC)	2.723352	3	0.4363
D(CAMBIO)	4.843019	3	0.1837	
Todas	9.908822	9	0.3579	
Variável dependente: D(CAMBIO)				
Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.	
D(JUROS)	0.105104	3	0.9912	
D(IPC)	23.0669	3	0	
D(ATIV)	3.743105	3	0.2906	
Todas	29.70269	9	0.0005	
País	Variável dependente: D(JUROS)			
México	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.
	D(IPC)	16.66297	6	0.0106
	D(ATIV)	13.67301	6	0.0335
	D(CAMBIO)	4.848549	6	0.5634
	Todas	38.22724	18	0.0036
	Variável dependente: D(IPC)			
Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.	
D(JUROS)	5.783362	6	0.4479	

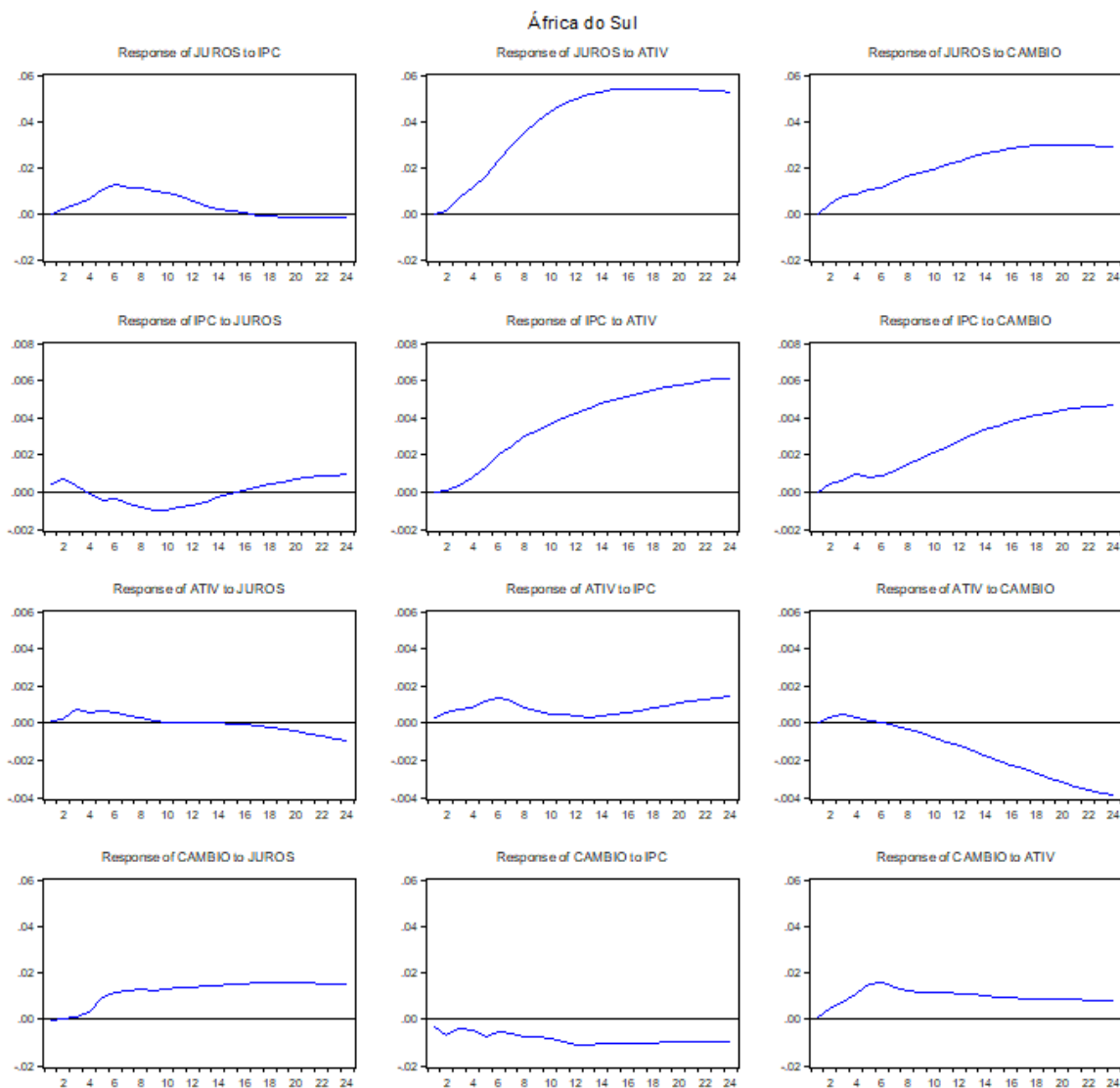
	D(ATIV)	6.52379	6	0.3671
	D(CAMBIO)	9.834263	6	0.1318
	Todas	20.44554	18	0.3083
	Variável dependente: D(ATIV)			
	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.
	D(JUROS)	3.148134	6	0.79
	D(IPC)	17.66694	6	0.0071
	D(CAMBIO)	5.843447	6	0.441
	Todas	24.53251	18	0.1383
	Variável dependente: D(CAMBIO)			
	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.
	D(JUROS)	6.427344	6	0.3771
	D(IPC)	6.733678	6	0.3462
	D(ATIV)	11.77535	6	0.0672
	Todas	24.18593	18	0.149
País	Variável dependente: D(JUROS)			
	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.
	D(IPC)	16.01978	20	0.7154
	D(ATIV)	45.58304	20	0.0009
	D(CAMBIO)	10.68557	20	0.954
	Todas	73.48409	60	0.1133
	Variável dependente: D(IPC)			
	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.
	D(JUROS)	23.29081	20	0.2747
	D(ATIV)	28.89977	20	0.0898
	D(CAMBIO)	44.43672	20	0.0013
	Todas	102.1878	60	0.0006
Nova Zelândia	Variável dependente: D(ATIV)			
	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.
	D(JUROS)	18.13584	20	0.5785
	D(IPC)	18.60844	20	0.5474
	D(CAMBIO)	13.68664	20	0.846
	Todas	47.98946	60	0.8681
	Variável dependente: D(CAMBIO)			
	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.
	D(JUROS)	26.39613	20	0.1531
	D(IPC)	19.59842	20	0.4833
	D(ATIV)	9.118922	20	0.9815
	Todas	51.83545	60	0.7644
País	Variável dependente: D(JUROS)			
Peru	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.

	D(IPC)	24.88378	7	0.0008
	D(ATIV)	20.05853	7	0.0054
	D(CAMBIO)	22.82681	7	0.0018
	Todas	64.04518	21	0
Variável dependente: D(IPC)				
	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.
	D(JUROS)	6.716373	7	0.459
	D(ATIV)	3.793203	7	0.8033
	D(CAMBIO)	8.479153	7	0.2922
	Todas	16.07447	21	0.7655
Variável dependente: D(ATIV)				
	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.
	D(JUROS)	6.934036	7	0.4358
	D(IPC)	13.41726	7	0.0626
	D(CAMBIO)	15.3016	7	0.0323
	Todas	31.0865	21	0.0722
Variável dependente: D(CAMBIO)				
	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.
	D(JUROS)	5.243152	7	0.6303
	D(IPC)	2.374621	7	0.9362
	D(ATIV)	17.14973	7	0.0165
	Todas	25.13414	21	0.2414
País	Variável dependente: D(JUROS)			
	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.
	D(IPC)	29.14602	15	0.0154
	D(ATIV)	11.12601	15	0.7436
	D(CAMBIO)	28.76286	15	0.0173
	Todas	88.44519	45	0.0001
	Variável dependente: D(IPC)			
	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.
	D(JUROS)	17.23743	15	0.3049
	D(ATIV)	8.926115	15	0.8813
	D(CAMBIO)	7.599622	15	0.9388
	Todas	34.37958	45	0.875
	Variável dependente: D(ATIV)			
	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.
	D(JUROS)	31.47058	15	0.0076
	D(IPC)	18.66746	15	0.2292
	D(CAMBIO)	17.12272	15	0.3116
	Todas	71.57804	45	0.0071
	Variável dependente: D(CAMBIO)			
Reino Unido				

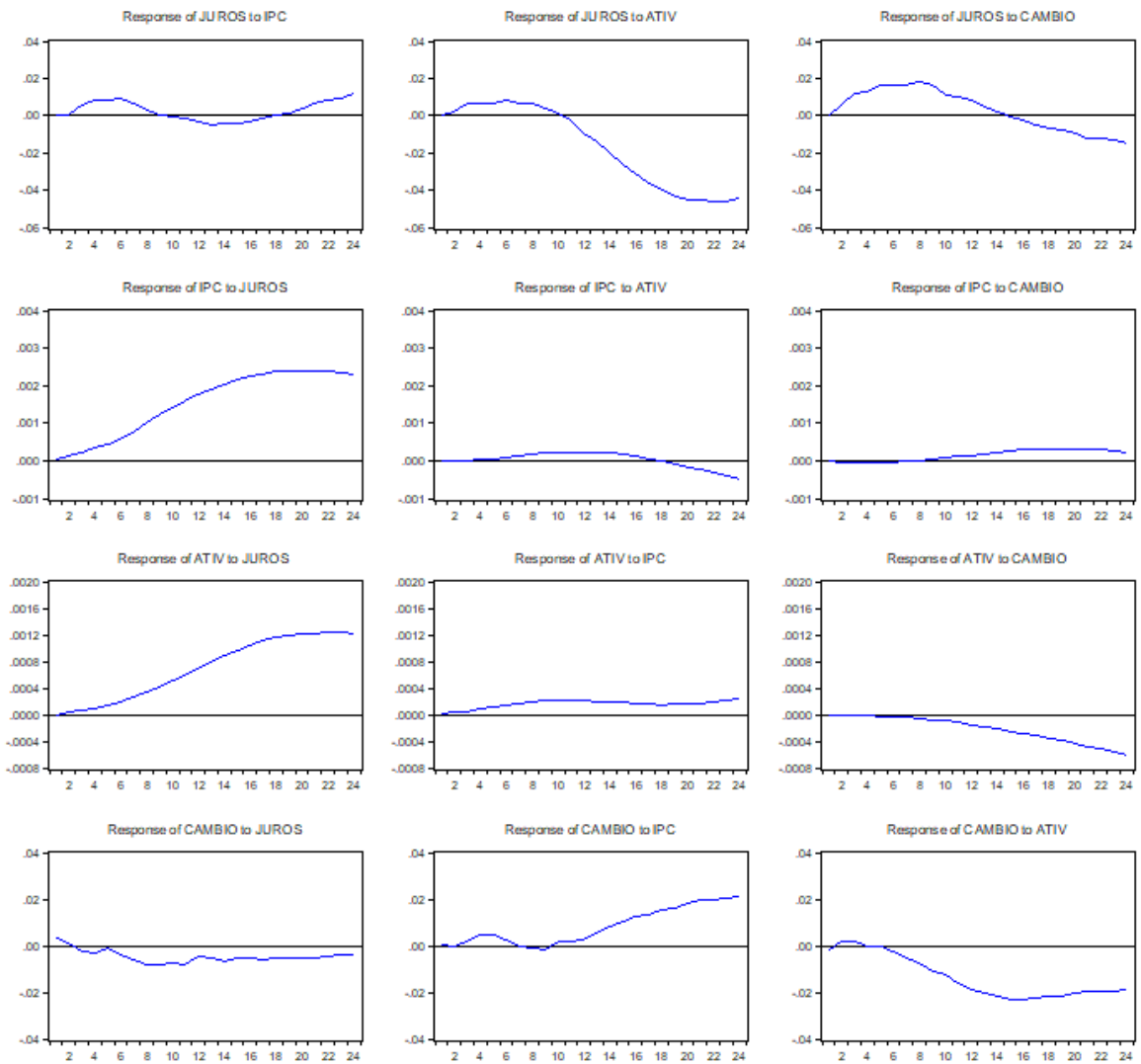
	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.
	D(JUROS)	16.27642	15	0.3639
	D(IPC)	19.12277	15	0.2082
	D(ATIV)	25.82143	15	0.0399
	Todas	54.0827	45	0.1663
País	Variável dependente: D(JUROS)			
	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.
	D(IPC)	0.110263	3	0.9906
	D(ATIV)	1.732416	3	0.6298
	D(CAMBIO)	3.652563	3	0.3015
	Todas	5.007919	9	0.8336
	Variável dependente: D(IPC)			
	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.
	D(JUROS)	12.0092	3	0.0074
	D(ATIV)	10.40914	3	0.0154
	D(CAMBIO)	3.721882	3	0.2931
	Todas	22.29648	9	0.008
Turquia	Variável dependente: D(ATIV)			
	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.
	D(JUROS)	1.513575	3	0.6791
	D(IPC)	0.172681	3	0.9819
	D(CAMBIO)	11.8893	3	0.0078
	Todas	15.33073	9	0.0822
	Variável dependente: D(CAMBIO)			
	Excluída	Chi-quadrado	df	Prob.
	D(JUROS)	3.222815	3	0.3585
	D(IPC)	3.912053	3	0.2711
	D(ATIV)	1.679849	3	0.6414
	Todas	9.790706	9	0.3677

Fonte: Adaptado do software Eviews 9.

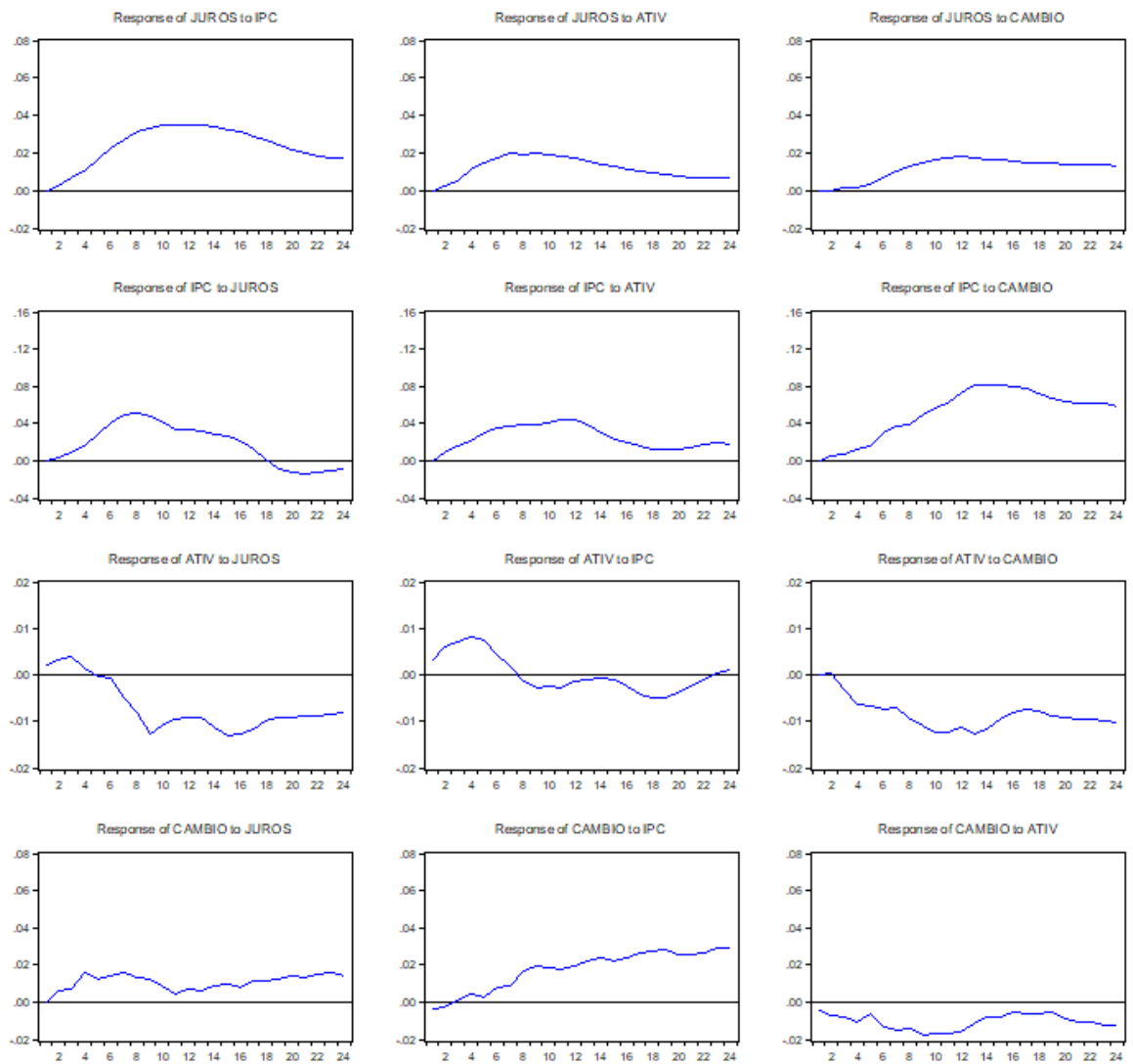
APÊNDICE E - FUNÇÕES IMPULSO-RESPOSTA (FIR) PARA OS MODELOS VEC ESTIMADOS DE CADA PAÍS EM 24 PERÍODOS.



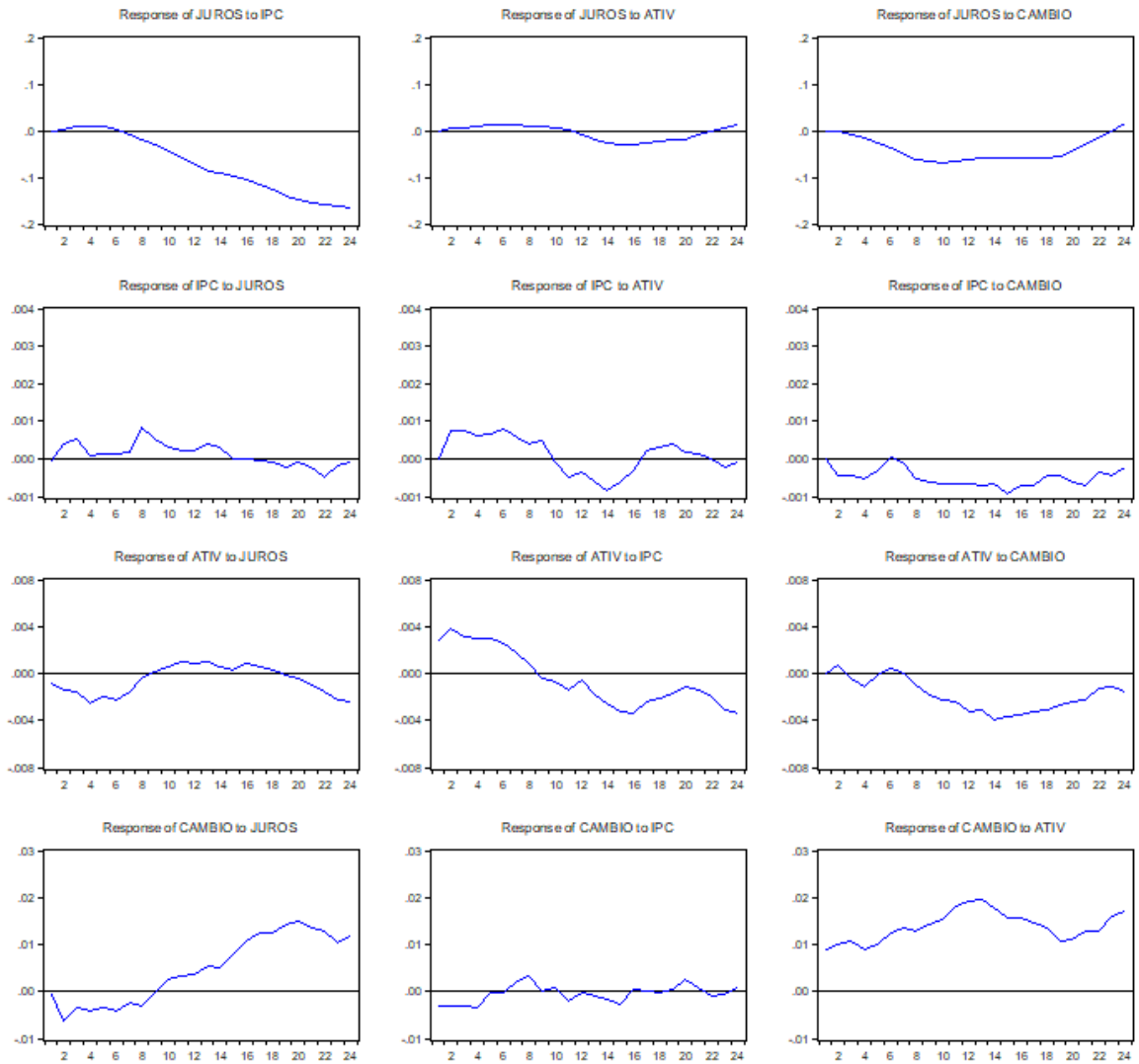
Austrália



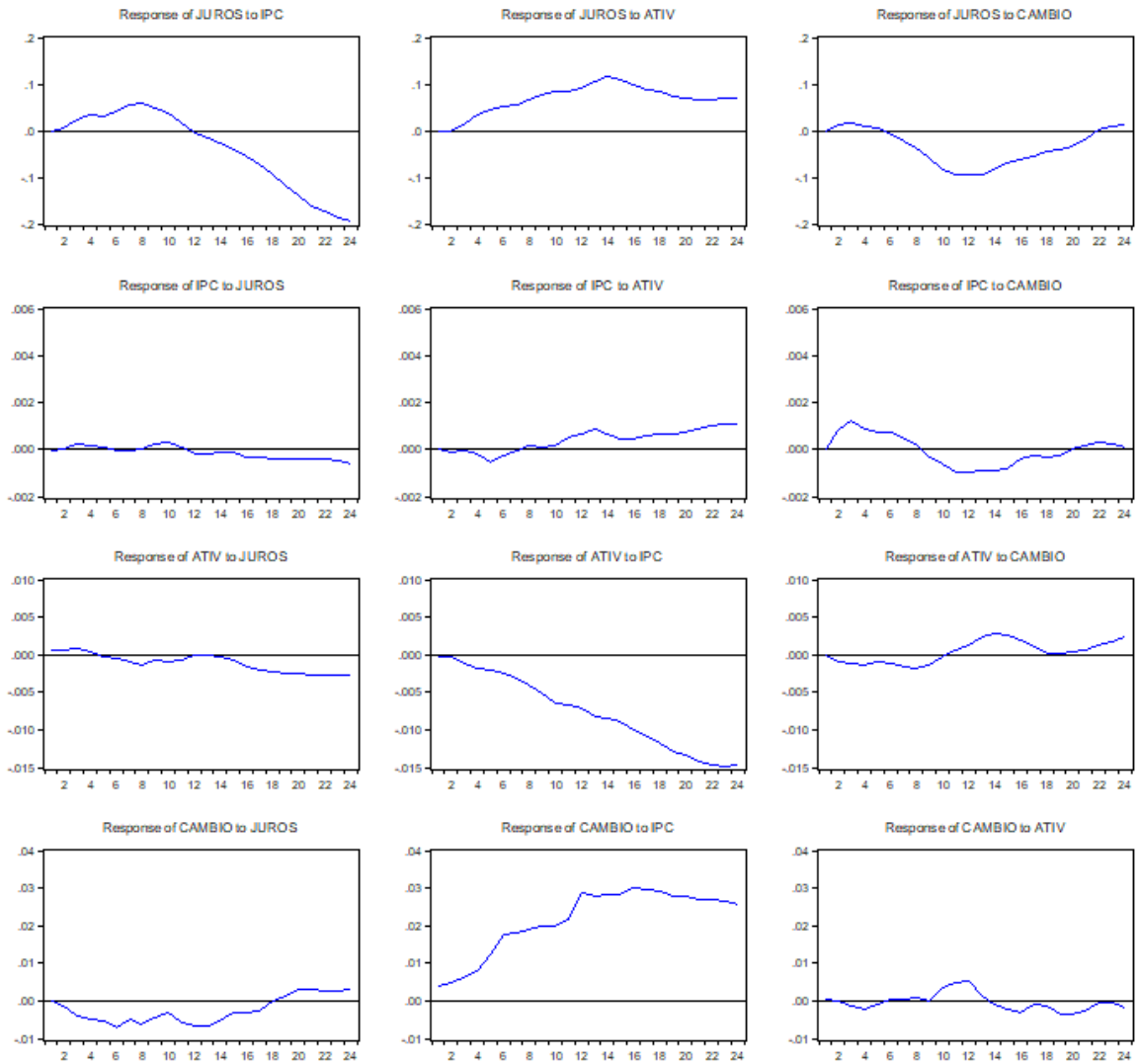
Brasil



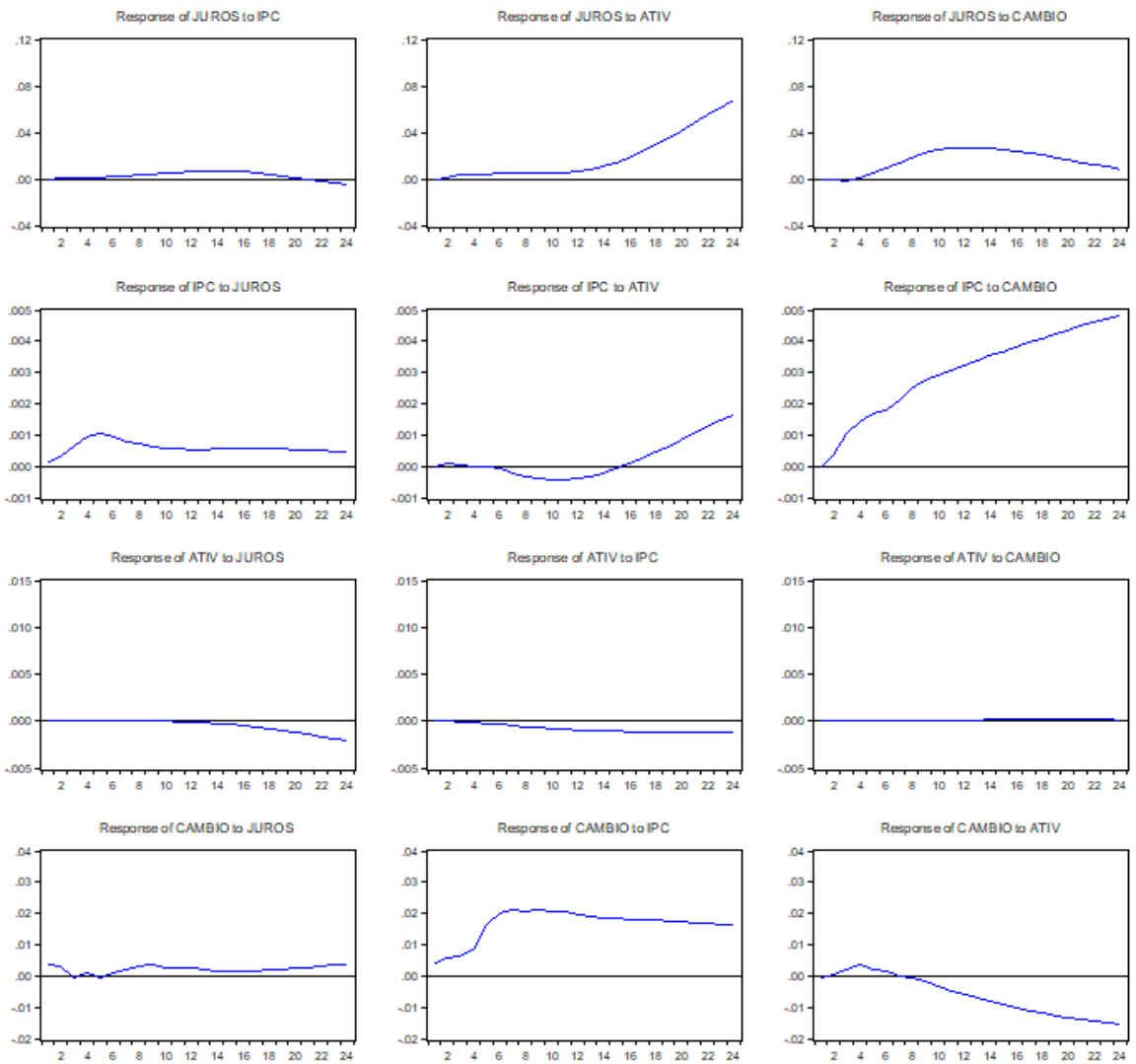
Canadá

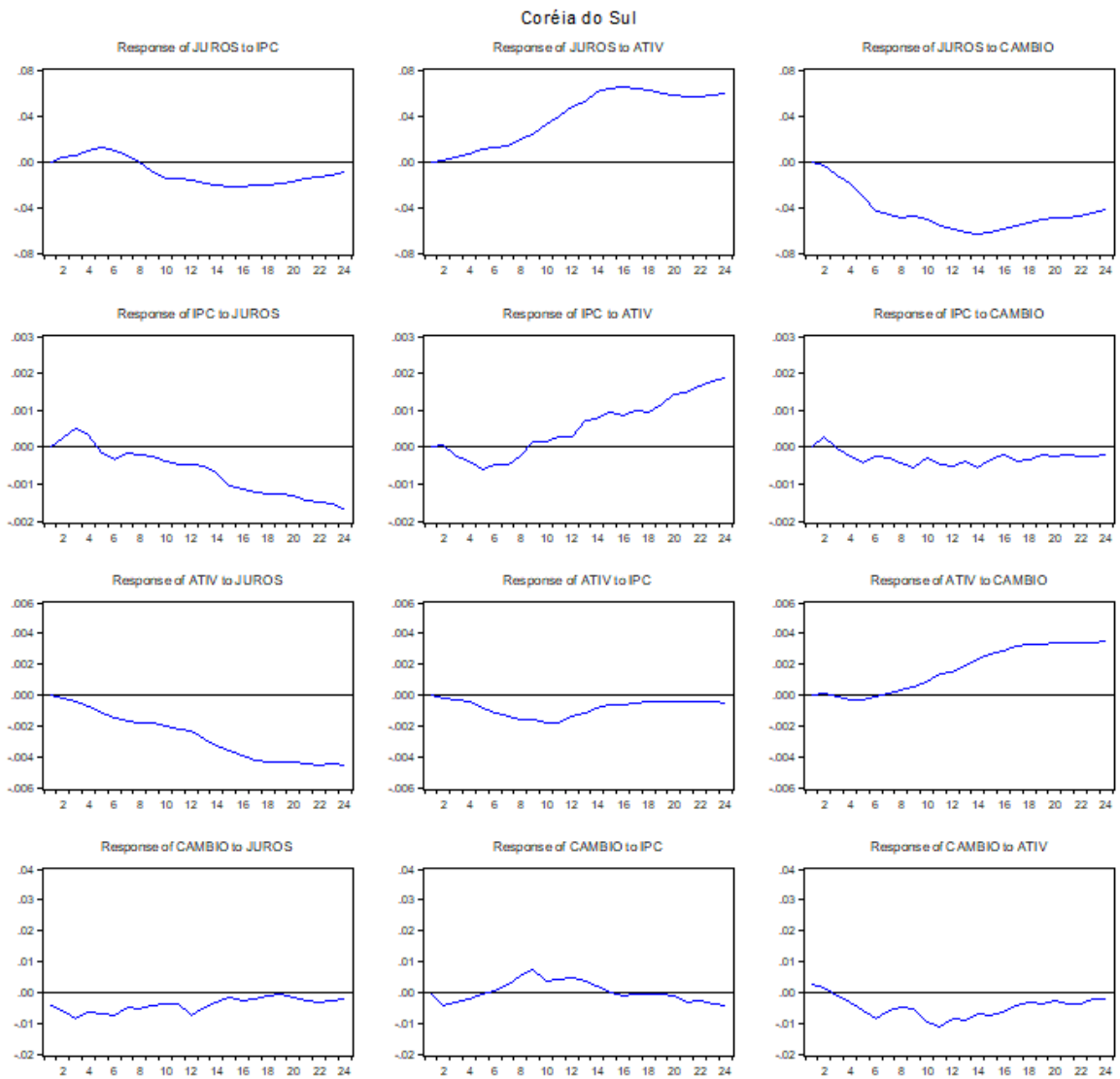


Chile

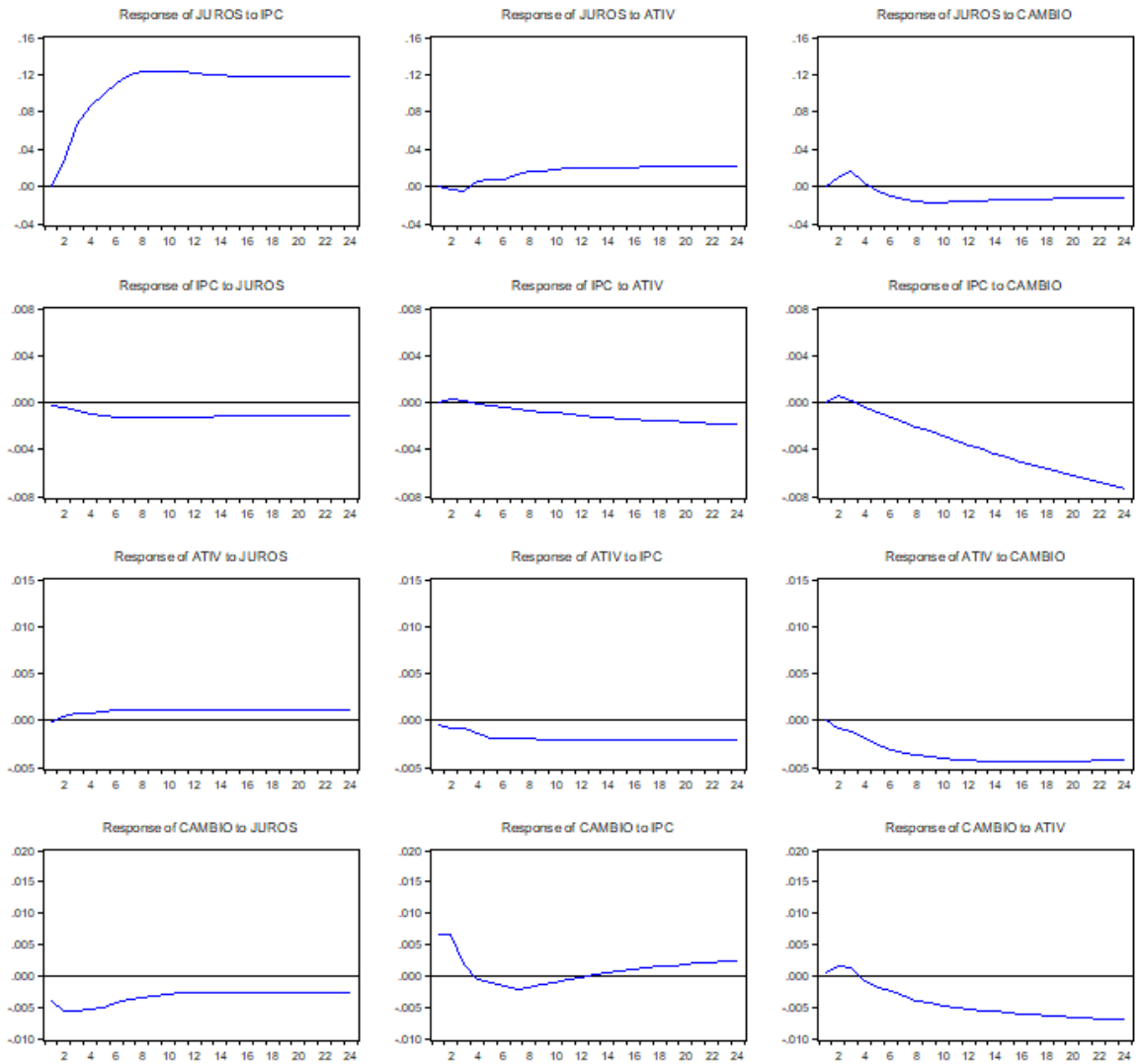


Colômbia

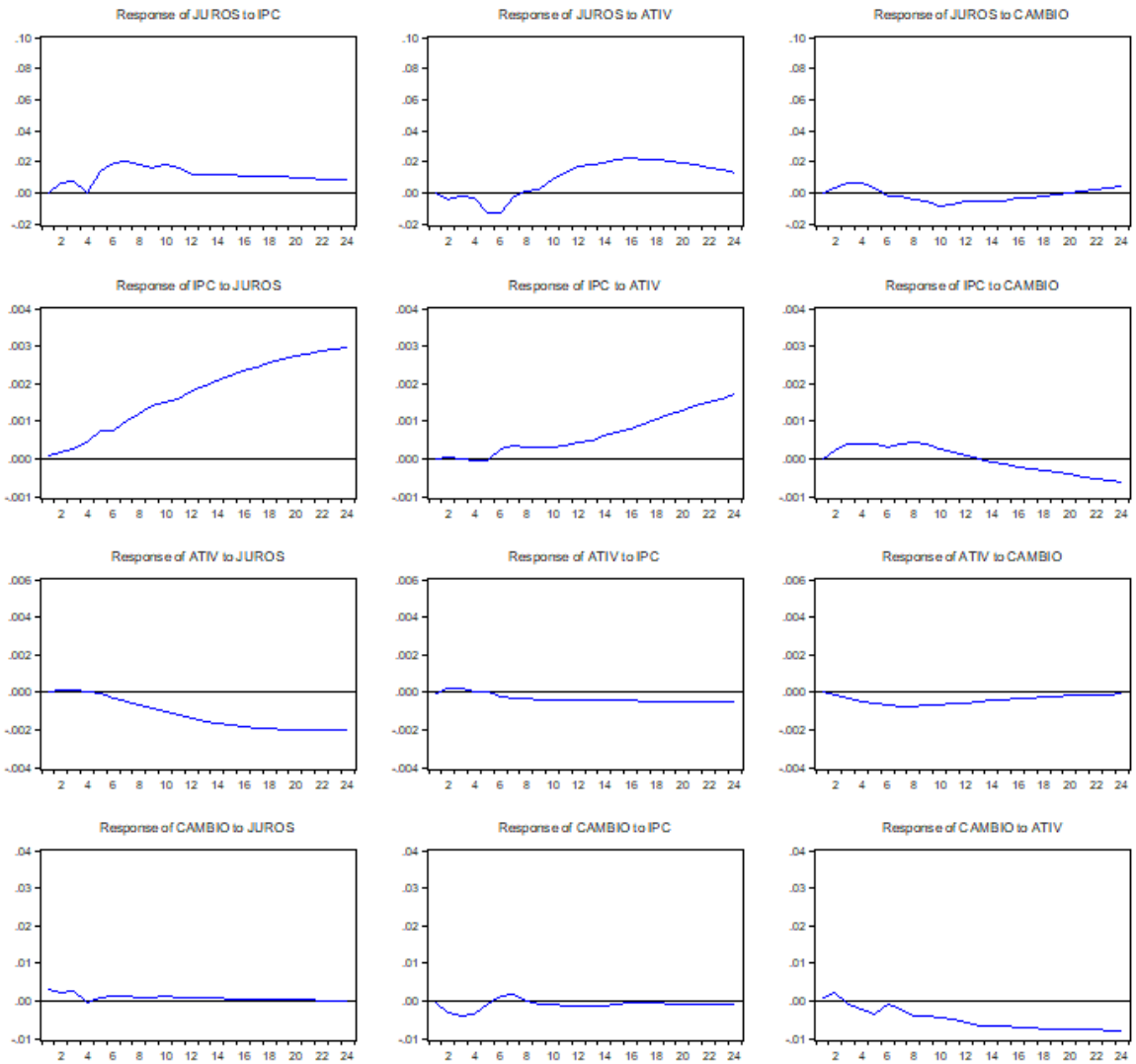




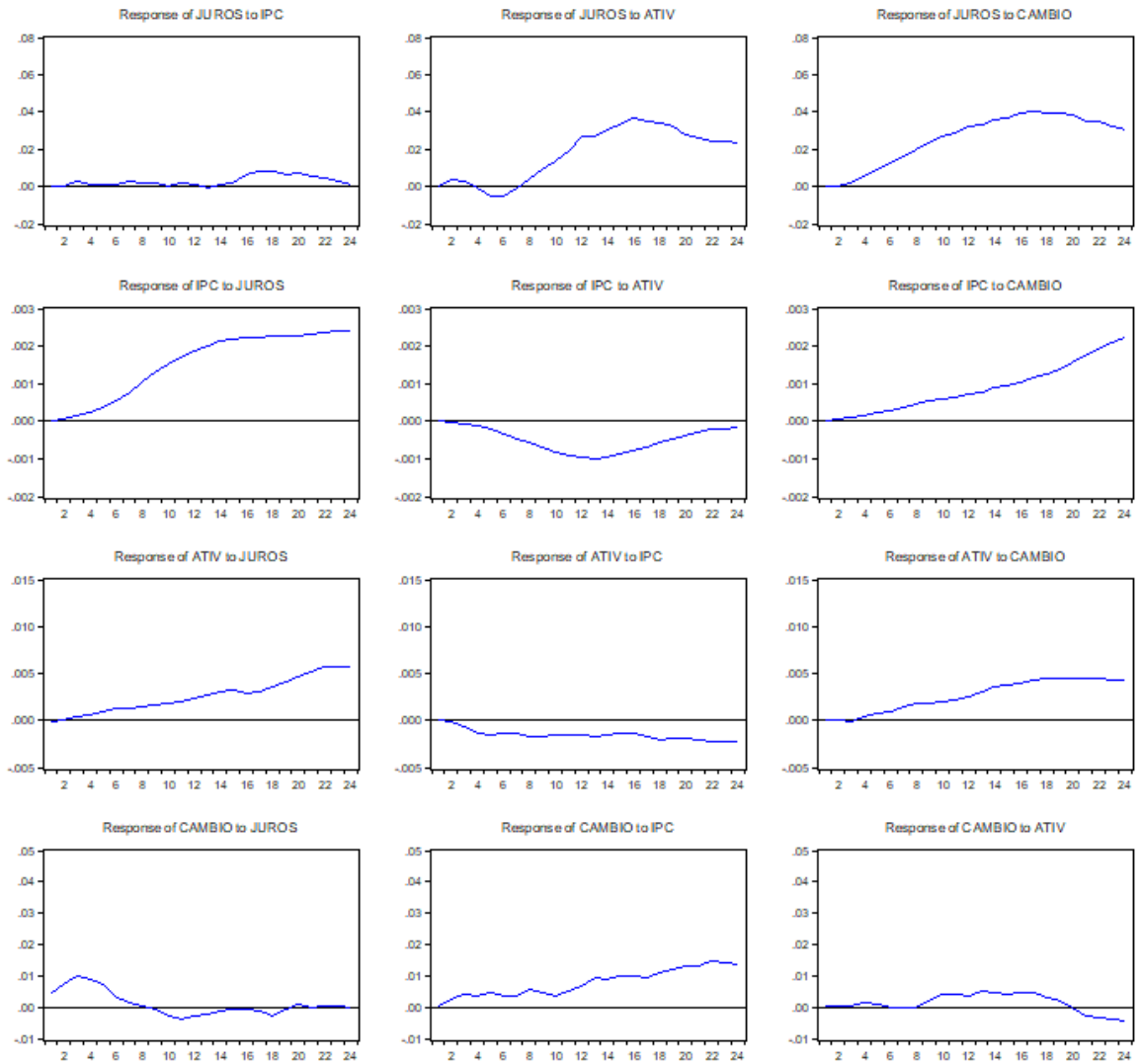
Israel



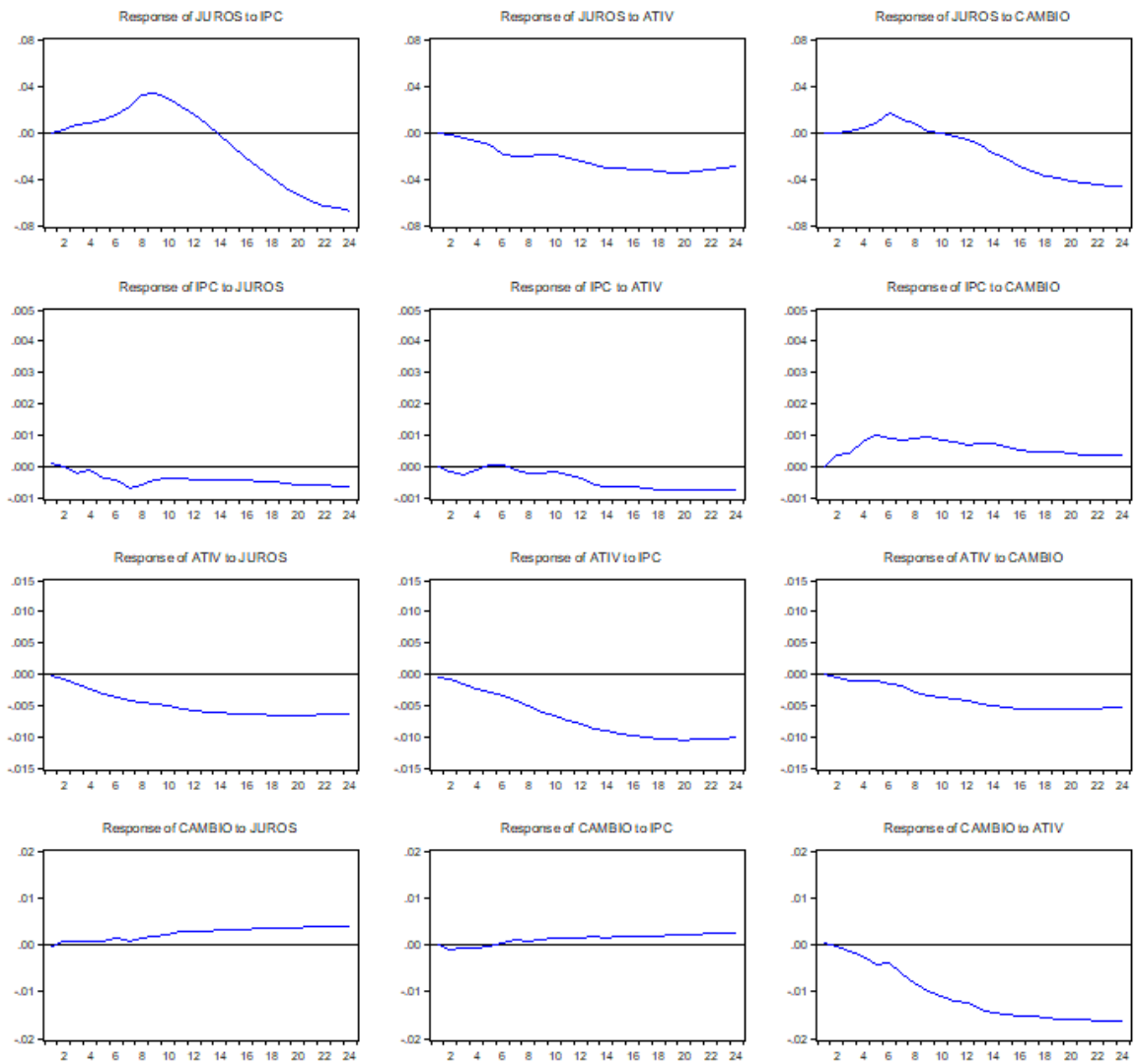
México



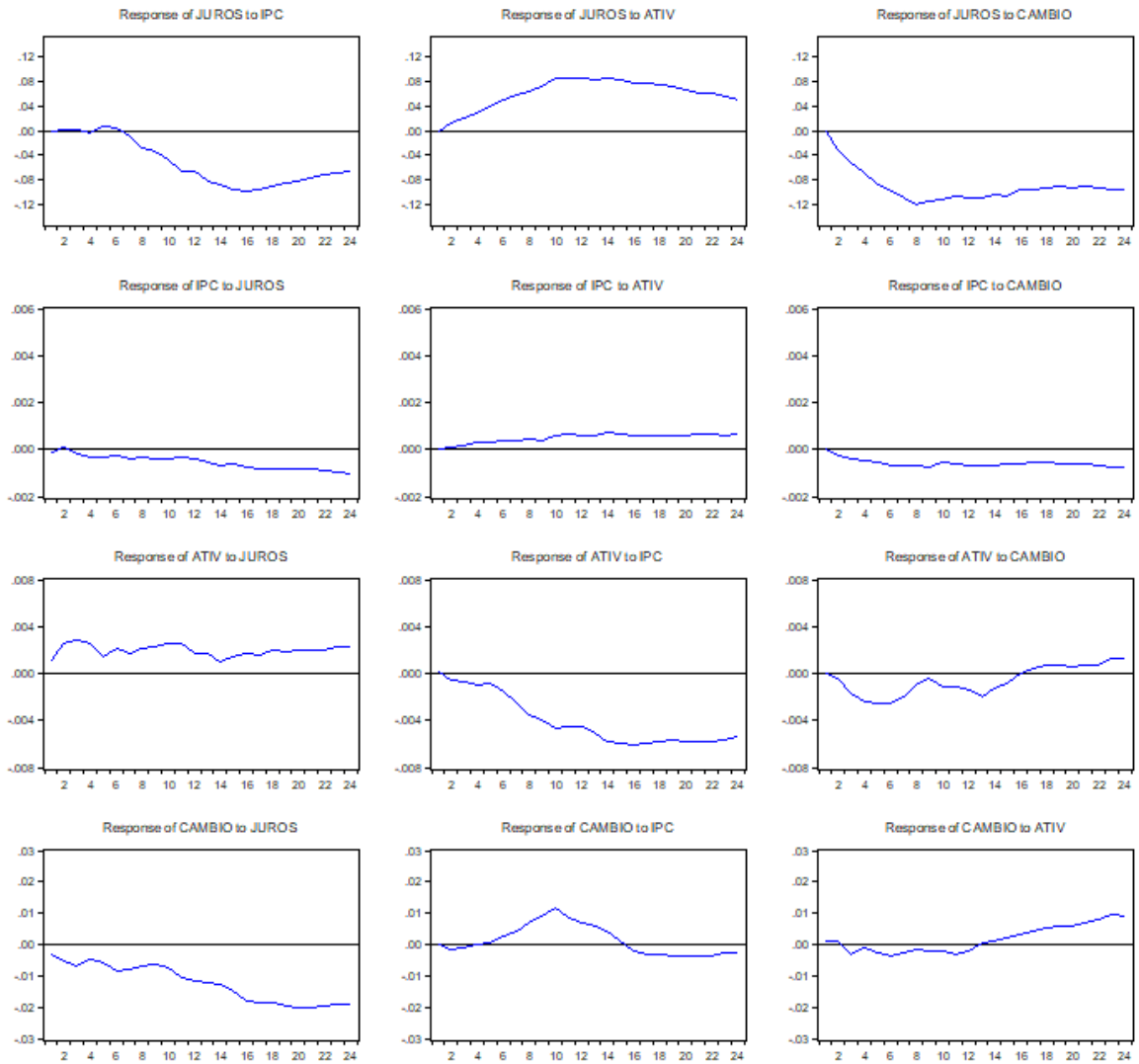
Nova Zelândia

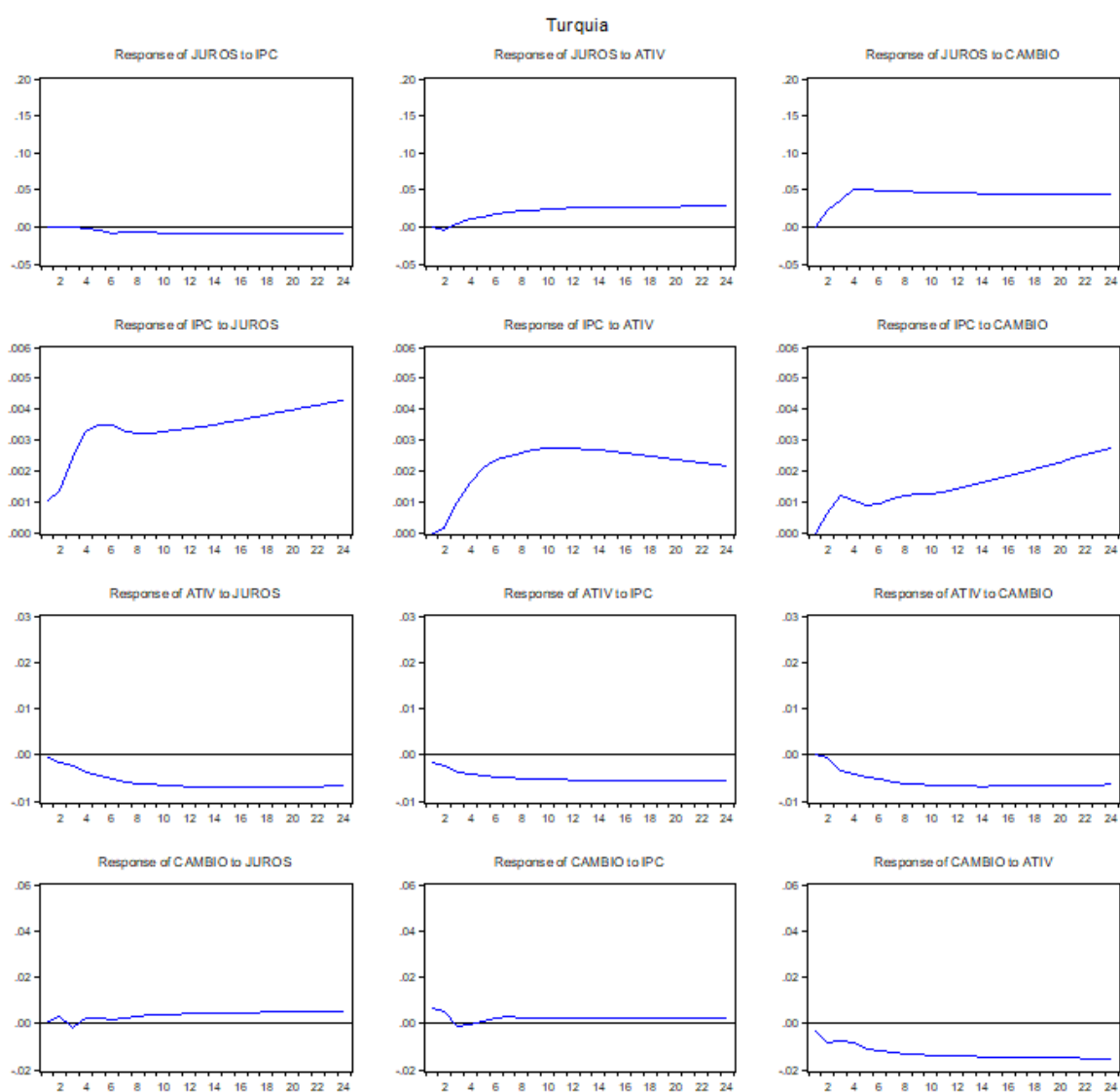


Peru



Reino Unido





Fonte: Adaptado do software Eviews 9.0.