

Gustavo Cesar Maia

**ANÁLISE DA EFICIÊNCIA DA POLÍTICA MONETÁRIA
BRASILEIRA PARA DIFERENTES REGIMES UTILIZANDO
MODELOS DE MULTI-ESTÁGIOS COM QUEBRAS
ESTRUTURAIS**

Dissertação submetido ao Programa de
Pós-Graduação da Universidade
Federal de Santa Catarina para a
obtenção do Grau de Mestre em
Economia
Orientador: Prof. Dr. Milton Biage

Florianópolis
2018

Ficha de identificação da obra elaborada pelo autor
através do Programa de Geração Automática da Biblioteca Universitária
da UFSC.

Maia, Gustavo Cesar

Análise da eficiência da política monetária brasileira para diferentes regimes utilizando modelos de multi-estágios com quebras estruturais / Gustavo Cesar Maia ; orientador, Milton Biage, 2018.

252 p.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Santa Catarina, Centro Sócio-Econômico, Programa de Pós-Graduação em Economia, Florianópolis, 2018.

Inclui referências.

1. Economia. 2. Econometria. 3. Política monetária. 4. Quebras estruturais. I. Biage, Milton. II. Universidade Federal de Santa Catarina. Programa de Pós-Graduação em Economia. III. Título.

Gustavo Cesar Maia

**ANÁLISE DA EFICIÊNCIA DA POLÍTICA MONETÁRIA
BRASILEIRA PARA DIFERENTES REGIMES UTILIZANDO
MODELOS DE MULTI-ESTÁGIOS COM QUEBRAS
ESTRUTURAIS**

Esta Dissertação foi julgada adequada para obtenção do Título de Mestre e aprovada em sua forma final pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Santa Catarina

Florianópolis, 26 de Fevereiro de 2018.

Prof. Dr. Jaylson Jair da Silveira
Coordenador do Curso

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Milton Biage
Orientador (UFSC/PPGECO)

Profa. Dra. Ana Paula Menezes Pereira
Membro (UDESC/SC)

Profa. Dra. Eva Yamila da Silva Catela
Membro (UFSC/PPGECO)

Prof. Dr. Jaylson Jair da Silveira
Membro (UFSC/PPGECO)

Prof. Dr. Guilherme de Oliveira
Membro (UFSC/PPGECO)

AGRADECIMENTOS

Primeiramente gostaria de agradecer aos meus familiares por todo o apoio que me foi dado tanto durante o curso quanto durante a minha vida. Meus pais, Alberto Cesar Maia e Edite Josefa da Silva Maia, por todo o apoio emocional e financeiro durante esta etapa tão importante que é o ciclo escolar, assim como pelos exemplos de vida e dedicação, contribuindo para o meu crescimento profissional e pessoal. E meus irmãos, Alberto Cesar Maia Júnior e Felipe Cesar Maia, pelo companheirismo e amizade.

Gostaria de agradecer também ao meu professor e orientador Prof. Dr. Milton Biage, pela ajuda no trabalho, pela paciência, pela disposição para tirar as dúvidas necessárias e por tudo que ele me ensinou durante o período acadêmico durante a matéria feita com ele, assim como no decorrer da dissertação, além da motivação dada a mim para que eu pesquisasse e aprendesse um tema bastante interessante que me fez crescer um pouco na profissão de economista.

Por fim, agradeço aos meus amigos, tanto os amigos da universidade quanto os de fora dela, pois sempre me apoiaram para o término do meu curso e também deixaram o ambiente universitário menos estressante e mais divertido. Um agradecimento mais que especial para a Camilla Stephanye, Daniel Diacov, Gabriela Fiorito Barreto, Guilherme Martins, Larissa Reis Angelo, Ricardo Stelling e Thiago Silva.

"All models are wrong; some models are useful."

George E. P. Box

RESUMO

Este trabalho visa testar a capacidade de atuação do governo brasileiro através da política monetária para diferentes tipos de regimes cambiais, fixo (1994-1998) e flutuante (1999-2017), e diferentes períodos de ciclos econômicos da economia brasileira. O modelo teórico estruturado inicia-se com o modelo simples de demanda por moeda de Cagan, de preços flexíveis, e evolui para os modelos de Flood e Rose (1995) e Junttila e Korhonen (2011), que introduzem tanto preços rígidos quanto flexíveis, assim como as possíveis presenças de não-linearidades. Com base em um conjunto de testes econométricos que garante a robustez de modelos, como testes de raiz unitária na presença de quebras de estruturas, assim como os testes de cointegração de Johansen para verificar presença de tendências de longo prazo entre as variáveis, estruturou-se um conjunto de modelos de Correção de Erros (Vector Error Correction Model, VECM). Estimou-se modelos VECM para sub-amostras particionadas, em conveniência com os testes de quebra de estrutura, e verificou-se as características de endogeneidade de variáveis macroeconômicas (Inflação, Câmbio, Taxas de Juros, Base monetária, e PIB), no curto e longo prazos, com a finalidade de verificar a eficiência da política monetária, através de seus canais de transmissão da política monetária. Os sinais encontrados condizem com os sinais esperados, porém a política monetária se mostrou limitada no sentido de controlar a inflação para algumas sub-amostras, por conta da exogeneidade da taxa de inflação nestas sub-amostras.

Palavras-chave: Política monetária. Cointegração. Quebra de estruturas. Modelos de Multi-Estágios.

ABSTRACT

This paper aims to test the Brazilian government's capability to interfere in the economy through monetary policy for different types of exchange-rate regimes, fixed (1994-1998) and floating (1999-2017), and different periods of economic cycles of the Brazilian economy. The structured theoretical model starts with Cagan's simple model of flexible price demand, and evolves to the Flood and Rose (1995) and Junttila and Korhonen (2011) models that introduce both sticky and flexible prices, as well as the possible presence of nonlinearities. Based on a set of econometric tests that guarantees robustness of models such as unit root tests in the presence of structural breaks, as well as Johansen's cointegration tests to verify the presence of long-term trends among the variables, a set of Vector Error Correction Models (VECM) has been estimated. Models using VECM have been estimated for the partitioned sub-samples, considering the structural breaks tests, and verified the endogeneity of the macroeconomic variables (Inflation, Foreign Exchange, Interest Rates, Monetary Base and GDP), for both short and long terms, with a monetary policy verification efficiency purpose, through its channels of monetary policy transmission. The signals found were in accordance with the expected signals, but monetary policy was limited in the sense of controlling inflation for some sub-samples, due to the exogeneity of the inflation rate in these sub-samples.

Keywords: Monetary policy. Cointegration. Structural breaks. Multi-Stage Models.

LISTA DE FIGURAS

- Figura 1: (a) Evoluções ao longo do período de análise de $\ln(\text{PIBbr})$, $\ln(\text{PIBusa})$, $\ln(\text{M1br})$ e $\ln(\text{M1usa})$, e; (b) Evoluções ao longo do período de análise (Agosto/1994 a Julho/2017) das taxas de juros e de inflação, brasileiras e americanas.....56
- Figura 2: (a) Evoluções das diferenças entre os logaritmos dos PIB e de M1, do Brasil e Estados Unidos, e logaritmico do câmbio, e; (b) Evoluções das diferenças entre os logaritmos dos Juros e das Inflações, do Brasil e Estados Unidos.....58
- Figura 3: (a) Representação do gráfico de estimativa de quebra pelo método Zandrews para a variável diferença(INFLAÇÃO), como exemplo, e; (b) Representação gráfica de estimativa das quebras para todas variáveis, pelo método Zandrews.....69
- Figura 4: Estruturas das estimativas dos pontos de quebra pelos testes CLEMAO2 e CLEMIO2, e ilustração gráfica das identificações desses testes, emitidos pelo software STATA.....72
- Figura 5: União da equações empíricas e estimadas pelos modelos de Correção de Erros VECM I para o sub-modelo m_1 (Agosto/1994 a Dezembro/1998) com o sub-modelo m_2 para o sub-período (01/1999 a 04/2017).....84
- Figura 6: Função Impulso Resposta Ortogonalizada (OIRF), com impulso em $\ln(\text{CAMBIO})$, difINFLACAO , $\text{dif}(\ln\text{PIB})$, difJUROSO , e $\text{dif}(\ln\text{M1})$, com resposta em $\ln(\text{CAMBIO})$107
- Figura 7: Função Impulso Resposta Ortogonalizada (OIRF): (a) impulso em $\ln(\text{CAMBIO})$, difINFLACAO , $\text{dif}(\ln\text{PIB})$, difJUROSO , e $\text{dif}(\ln\text{M1})$, com resposta em $\text{dif}(\ln\text{PIB})$, e; (b) impulso em $\ln(\text{CAMBIO})$, difINFLACAO , $\text{dif}(\ln\text{PIB})$, difJUROSO , e $\text{dif}(\ln\text{M1})$, com resposta em difINFLACAO108

Figura 8: Função Impulso Resposta Ortogonalizada (OIRF): (a) impulso em $\ln(\text{CAMBIO})$, difINFLACAO , $\text{dif}(\ln\text{PIB})$, difJUROS , e $\text{dif}(\ln\text{M1})$, com resposta em difJUROS , e; (b) impulso em $\ln(\text{CAMBIO})$, difINFLACAO , $\text{dif}(\ln\text{PIB})$, difJUROS , e $\text{dif}(\ln\text{M1})$, com resposta em $\text{dif}(\ln\text{M1})$110

Figura 9: Função Impulso Resposta Ortogonalizada (OIRF) para $m_2(t)$ (período após quebra estrutural de Dezembro/1998): (a) impulso em $\ln(\text{CAMBIO})$, difINFLACAO , $\text{dif}(\ln\text{PIB})$, difJUROS , e $\text{dif}(\ln\text{M1})$, com resposta em $\ln(\text{CAMBIO})$, e; (b) impulso em $\ln(\text{CAMBIO})$, difINFLACAO , $\text{dif}(\ln\text{PIB})$, difJUROS , e $\text{dif}(\ln\text{M1})$, com resposta em $\text{dif}(\ln\text{PIB})$113

Figura 10: Função Impulso Resposta Ortogonalizada (OIRF) para $m_2(t)$ (período após quebra estrutural de Dezembro/1998): (a) impulso em $\ln(\text{CAMBIO})$, difINFLACAO , $\text{dif}(\ln\text{PIB})$, difJUROS , e $\text{dif}(\ln\text{M1})$, com resposta em difINFLACAO , e; (b) impulso em $\ln(\text{CAMBIO})$, difINFLACAO , $\text{dif}(\ln\text{PIB})$, difJUROS , e $\text{dif}(\ln\text{M1})$, com resposta em difJUROS115

Figura 11: Função Impulso Resposta Ortogonalizada (OIRF) para $m_2(t)$ (período após quebra estrutural de Dezembro/1998), com impulso em $\ln(\text{CAMBIO})$, difINFLACAO , $\text{dif}(\ln\text{PIB})$, difJUROS , e $\text{dif}(\ln\text{M1})$, com resposta em $\text{dif}(\ln\text{M1})$117

Figura 12: União da equações empíricas e estimadas pelos modelos de Correção de Erros VECM II para os sub-modelos $m_1(t)$ (Agosto/1994 a Dezembro/1998), $m_2(t)$ (01/1999 a 05/2004), $m_3(t)$ (06/2004 a 06/2014) e $m_4(t)$ (07/2014 a 07/2017).....127

Figura 13: Função Impulso Resposta Ortogonalizada (OIRF) para $m_2(t)$ (período após quebra estrutural de Dezembro/1998): (a) impulso em $\ln(\text{CAMBIO})$, difINFLACAO , $\text{dif}(\ln\text{PIB})$, difJUROS , e $\text{dif}(\ln\text{M1})$, com resposta em $\ln(\text{CAMBIO})$, e; (b) impulso em $\ln(\text{CAMBIO})$, difINFLACAO , $\text{dif}(\ln\text{PIB})$, difJUROS , e $\text{dif}(\ln\text{M1})$, com resposta em $\text{dif}(\ln\text{PIB})$145

Figura 14: Função Impulso Resposta Ortogonalizada (OIRF) para $m_2(t)$ (período após quebra estrutural de Dezembro/1998): (a) impulso em $\ln(\text{CAMBIO})$, difINFLACAO , $\text{dif}(\ln\text{PIB})$, difJUROS , e $\text{dif}(\ln\text{M1})$, com resposta em difINFLACAO , e; (b) impulso em $\ln(\text{CAMBIO})$, difINFLACAO , $\text{dif}(\ln\text{PIB})$, difJUROS , e $\text{dif}(\ln\text{M1})$, com resposta em difJUROS146

Figura 15: Função Impulso Resposta Ortogonalizada (OIRF) para $m_2(t)$ (período após quebra estrutural de Dezembro/1998), com impulso em $\ln(\text{CAMBIO})$, difINFLACAO , $\text{dif}(\ln\text{PIB})$, difJUROS , e $\text{dif}(\ln\text{M1})$, com resposta em $\text{dif}(\ln\text{M1})$147

Figura 16: Função Impulso Resposta Ortogonalizada (OIRF) para $m_3(t)$ (período após quebra estrutural de Dezembro/1998): (a) impulso em $\ln(\text{CAMBIO})$, difINFLACAO , $\text{dif}(\ln\text{PIB})$, difJUROS , e $\text{dif}(\ln\text{M1})$, com resposta em $\ln(\text{CAMBIO})$, e; (b) impulso em $\ln(\text{CAMBIO})$, difINFLACAO , $\text{dif}(\ln\text{PIB})$, difJUROS , e $\text{dif}(\ln\text{M1})$, com resposta em $\text{dif}(\ln\text{PIB})$149

Figura 17: Função Impulso Resposta Ortogonalizada (OIRF) para $m_3(t)$ (período após quebra estrutural de Dezembro/1998): (a) impulso em $\ln(\text{CAMBIO})$, difINFLACAO , $\text{dif}(\ln\text{PIB})$, difJUROS , e $\text{dif}(\ln\text{M1})$, com resposta em difINFLACAO , e; (b) impulso em $\ln(\text{CAMBIO})$, difINFLACAO , $\text{dif}(\ln\text{PIB})$, difJUROS , e $\text{dif}(\ln\text{M1})$, com resposta em difJUROS150

Figura 18: Função Impulso Resposta Ortogonalizada (OIRF) para $m_3(t)$ (período após quebra estrutural de Dezembro/1998), com impulso em $\ln(\text{CAMBIO})$, difINFLACAO , $\text{dif}(\ln\text{PIB})$, difJUROS , e $\text{dif}(\ln\text{M1})$, com resposta em $\text{dif}(\ln\text{M1})$152

Figura 19: Função Impulso Resposta Ortogonalizada (OIRF), com impulso em $\ln(\text{CAMBIO})$, difINFLACAO , $\text{dif}(\ln\text{PIB})$, difJUROS , e $\text{dif}(\ln\text{M1})$, com resposta em $\ln(\text{CAMBIO})$153

Figura 20: Função Impulso Resposta Ortogonalizada (OIRF): (a) impulso em $\ln(\text{CAMBIO})$, difINFLACAO , $\text{dif}(\ln\text{PIB})$, difJUROS , e $\text{dif}(\ln\text{M1})$, com resposta em $\text{dif}(\ln\text{PIB})$, e; (b) impulso em $\ln(\text{CAMBIO})$, difINFLACAO , $\text{dif}(\ln\text{PIB})$, difJUROS , e $\text{dif}(\ln\text{M1})$, com resposta em difINFLACAO154

Figura 21: Função Impulso Resposta Ortogonalizada (OIRF): (a) impulso em $\ln(\text{CAMBIO})$, difINFLACAO , $\text{dif}(\ln\text{PIB})$, difJUROS , e $\text{dif}(\ln\text{M1})$, com resposta em difJUROS , e; (b) impulso em $\ln(\text{CAMBIO})$, difINFLACAO , $\text{dif}(\ln\text{PIB})$, difJUROS , e $\text{dif}(\ln\text{M1})$, com resposta em $\text{dif}(\ln\text{M1})$156

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Defasagens ótimas, estatística de teste t, e valores críticos para os testes de raiz unitária com quebras de estrutura Zandrews, com quebras estruturais no intercepto e na tendência.....	68
Tabela 2: Resultados do testes de raiz unitária na presença de quebras estruturais CLEMAO (Additive Outliers) e CLEMIO (Innovative Outliers, mudança gradual) (Clemente et al., 1998).....	70
Tabela 3: Identificação de grupos de variáveis com quebras em pontos próximos, e resumo destas quebras.....	71
Tabela 4 : Equação de Cointegração para $m_1(t)$, do VECM I, antes da quebra, no período de Agosto/1994 a Dezembro/1998.....	85
Tabela 5: Parâmetros de ajuste de longo prazo para $m_1(t)$, do VECM I, $\Pi=\alpha\beta^{\wedge}$	88
Tabela 6: modelo VAR (Vector Autoregressive) para o modelo $m_1(t)$, do VECM I, antes da quebra, período entre agosto de 1994 a janeiro de 1999.....	91
Tabela 7: Equações de Cointegração depois da quebra, no período de Janeiro/1999 a Abril/2017.....	97
Tabela 8: Parâmetros de ajuste de longo prazo, depois da quebra $\Pi=\alpha\beta^{\wedge}$	98
Tabela 9: modelo VAR (Vector Autoregressive) para o modelo VECM I, para os dados após da quebra, período entre Janeiro/1999 a Abril/2017.....	100
Tabela 10: Equações de Cointegração para $m_2(t)$ (Janeiro/1999 a Maio/2004), com tendência determinística e constante.....	128
Tabela 11: Parâmetros de Impacto $\Pi=\alpha\beta^{\wedge}$ para $m_2(t)$ (Janeiro/1999 a Maio/2004).....	130
Tabela 12: Modelo VAR (Vector Autoregressive) para o modelo VECM II, $m_2(t)$, (Janeiro/1999 a Maio/2004).....	131

Tabela 13: Equações de Cointegração para $m_3(t)$ (Junho/1995 a Junho/2014).....	134
Tabela 14: Parâmetros de Impacto $\Pi = \alpha\beta'$ para $m_3(t)$ (Junho/1995 a Junho/2014).....	135
Tabela 15: Modelo VAR (Vector Autoregressive) para o modelo VECM II, $m_3(t)$, (Junho/1995 a Junho/2014).....	136
Tabela 16: Equações de Cointegração para $m_4(t)$ (Julho/2014 a Abril/2017).....	139
Tabela 17: Parâmetros de Impacto $\Pi = \alpha\beta'$ para $m_4(t)$ (Julho/2014 a Abril/2017).....	140
Tabela 18: Modelo VAR (Vector Autoregressive) para o modelo VECM II, $m_4(t)$, (Julho/2014 a Abril/2017).....	141
Tabela 19: Sinais das variáveis significativas de longo prazo para o modelo VECM I.....	159
Tabela 20: Sinais das variáveis significativas de longo prazo para o modelo VECM II.....	159
Tabela 21: Sinais das variáveis significativas de curto prazo para o modelo VECM I.....	160
Tabela 22: Sinais das variáveis significativas de curto prazo para o modelo VECM II.....	161

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

AIC - Critério de Informação de Akaike
Bacen – Banco Central do Brasil
BIC - Critério de Informação Bayesiano
COPOM – Comitê de Políticas Monetárias
CPI – Índice de Preço do Consumidor
HQIC – Critério de Informação Hannan e Quinn
IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IPCA – Índice de Preço ao Consumidor Amplo
IRF – Função Impulso Resposta
LM – Liquidity preference Money
OIRF – Função Impulso Resposta Ortogonalizada
PIB – Produto Interno Bruto
PPP – Paridade de Poder de Compra
RNA – Redes Neurais Artificiais
SELIC – Sistema Especial de Liquidação e de Custódia
UIP – Paridade Descoberta de Juros
USA – Estados Unidos da América
VAR – Vetor Auto-Regressivo
VEC – Vetor de Correção de Erros
VECM – Modelo Vetor de Correção de Erros

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	25
1.1	<i>OBJETIVO GERAL E OBJETIVOS ESPECÍFICOS.....</i>	28
1.2	<i>ESTRUTURA DO ESTUDO.....</i>	29
2	CONTEXTO DA POLÍTICA MACROECONÔMICA E REVISÃO LITERÁRIA	31
2.1	<i>CONTEXTO DA POLÍTICA MACROECONÔMICA.....</i>	31
2.2	<i>REVISÃO DE LITERATURA</i>	33
2.3	<i>REVISÃO DE MODELOS MONETÁRIOS CLÁSSICOS.....</i>	38
3	FORMULAÇÃO DO MODELO E PROCEDIMENTO DE SOLUÇÃO	49
3.1	<i>O MODELO MONETÁRIO MISTO.....</i>	49
3.2	<i>TESTES DE ESTACIONARIEDADE E DE QUEBRA DE ESTRUTURAS.....</i>	59
3.2.1	Base de Dados.....	59
3.2.2	Processo econômico da economia brasileira durante o período de análise 61	
3.2.3	Testes para detectar a presença de raiz unitária nas variáveis 68	
3.2.4	Quebras de estruturas e não linearidades.....	72
4	ESTRUTURA E ANÁLISE DE RESULTADOS DO MODELO VECM I.....	79
4.1	<i>METODOLOGIA.....</i>	80
4.2	<i>ESTRUTURA DO MODELO DE VETOR DE CORREÇÃO DE ERROS⁸²</i>	
4.3	<i>ROBUSTEZ DAS ESTIMATIVAS.....</i>	84
4.4	<i>ESTIMAÇÃO DOS MODELOS VECM I (SUB-MODELOS $m_1(t)$ E $m_2(t)$).....</i>	86
4.5	<i>O MODELO VECM I: ESTRUTURAS DOS RESULTADOS DE m_1</i>	89

4.6	<i>O MODELO VECM I: ESTRUTURAS DOS RESULTADOS DE</i>	
<i>m2</i>	<i>100</i>	
4.7	<i>ANÁLISE DAS FUNÇÕES IMPULSO RESPOSTA (IRFS)</i>	<i>108</i>
4.7.1	Análise das OIRFs obtidas em <i>m1</i> do modelo VECM I	109
4.7.2	Análise das OIRFs obtidas em <i>m2</i> do modelo VECM I	116
5	ESTRUTURA E ANÁLISE DE RESULTADOS DO	
MODELO VECM II	123	
5.1	<i>METODOLOGIA</i>	<i>124</i>
5.2	<i>ESTRUTURA DO MODELO DE VETOR DE CORREÇÃO DE</i>	
<i>ERROS</i>	<i>125</i>	
5.3	<i>ROBUSTEZ DAS ESTIMATIVAS</i>	<i>127</i>
5.4	<i>ESTIMAÇÃO DOS SUB-MODELOS $m_1(t)$, $m_2(t)$, $m_3(t)$ E</i>	
<i>$m_4(t)$, VECM I</i>	<i>129</i>	
5.5	<i>O Modelo VECM II: estruturas dos resultados de <i>m1</i></i>	<i>131</i>
5.6	<i>O MODELO VECM II: ESTRUTURAS DOS RESULTADOS DE</i>	
<i>m2</i>	<i>132</i>	
5.7	<i>O MODELO VECM II: ESTRUTURAS DOS RESULTADOS DE</i>	
<i>m3</i>	<i>137</i>	
5.8	<i>O MODELO VECM II: ESTRUTURAS DOS RESULTADOS DE</i>	
<i>m4</i>	<i>142</i>	
5.9	<i>ANÁLISE DAS FUNÇÕES IMPULSO RESPOSTA (IRFS)</i>	<i>146</i>
5.9.1	Análise das OIRFs, obtidas em <i>m1</i>, do modelo VECM II	147
5.9.2	Análise das OIRFs obtidas em <i>m2</i> do modelo VECM II	148
5.9.3	Análise das OIRFs para os resultados do modelo VECM II,	
<i>m3</i>	152	
5.9.4	Análise das OIRFs para os resultados do modelo VECM II,	
<i>m4</i>	156	
6	CONCLUSÃO	161
	REFERÊNCIAS	171
	ANEXO A – Demonstração do desenvolvimento das equações dos	
	modelos	177

ANEXO B - Tabelas e gráficos de testes de raízes unitária e de quebra de estruturas	191
ANEXO C - Tabelas dos resultados das estimativas do VECM I..	197
ANEXO D - Tabelas dos resultados das estimativas do VECM II	217

1 INTRODUÇÃO

Na década de 1990, bem como em décadas anteriores, o Brasil passou por sérios problemas relacionados à inflação, havendo diversos planos econômicos por parte do Governo com o objetivo de sanar ou minimizar este problema, tais como planos Cruzado I e II, planos Bresser, Collor, entre outros. Dentre os planos impostos, aquele que gerou um resultado mais satisfatório foi o plano Real, em 1994. A partir de então, o Brasil passou a se guiar por uma economia, com regime de câmbio fixo apreciado, com intervenções diárias, além de possuir uma política monetária voltada para conter uma possível volta da inflação.

Em 21 de junho de 1999 foi implementado o decreto número 3.088, que estabeleceu e iniciou o regime de metas de inflação no Brasil, através de anúncios prévios para a inflação feitas pelo Conselho Monetário Nacional (CMN), para um determinado período, metas que o Banco Central do Brasil (Bacen) deve perseguir e garantir o sucesso de seus cumprimento, com a utilização de seus instrumentos, tais como taxas de juros e de câmbio. A meta de inflação faz parte de um tripé macroeconômico que inclui o regime de câmbio flutuante e o estabelecimento de superávit fiscal primário. O uso da transparência e comunicação do Bacen em economias emergentes não é fácil, pois as instituições são fracas e experimentaram um período de hiperinflação (Montes et al, 2016).

No Brasil, a reputação das instituições fiscal e monetária é ruim por conta do longo período de elevada inflação, e elevadas taxas de juros (uma das mais altas do mundo). Estes fatores colocam em xeque a credibilidade do Bacen, um problema a ser observado com cautela, pois a construção da confiança é um fator decisivo para se conduzir com sucesso a política monetária, em uma economia conduzida de regime de metas de inflação. O Brasil, como uma economia emergente, apresenta outros fatores que afetam negativamente a credibilidade de políticas monetárias do Bacen que explicam a falta de credibilidade da autoridade monetária, entre os quais, pode-se citar a instabilidade política, a ausência de boas instituições, assim como a relação dívida/PIB do país que induz a presença de taxa de juros bastante elevadas (Arida et al, 2005). O contínuo alcance da estabilidade de preços funciona como mecanismo de construção da confiança dos formadores de preços com relação à política monetária (Silveira e Lima, 2015).

O Bacen utiliza como instrumentos de curto prazo, com o objetivo de atingir a meta de inflação divulgada, a taxa básica de juros (Selic), na qual ele atua como regulador. O Comitê de Políticas

Monetárias (COPOM), em reuniões que normalmente ocorrem a cada 45 dias, decide o valor da taxa básica de juros na economia brasileira, sinalizando a atuação da autoridade monetária para o próximo período. De acordo com Blinder (2008), como os agentes utilizam toda a informação disponível para criarem suas expectativas, transparência e comunicação por parte do Bacen é fundamental ao processo de formação de expectativas. Os autores Montes et al. (2016) afirmam que a transparência do Bacen para com as suas metas de inflação ajuda a diminuir a assimetria de informação na economia, entre os agentes econômicos e a autoridade monetária. Desta forma, haverá menos desacordo entre os agentes tomadores de decisões em relação à expectativa de inflação.

Para Minella e Carvalho (2012), a teoria macroeconômica moderna e a prática do Bacen possuem como ferramenta chave, para que a política monetária seja bem sucedida, as expectativas formadas pelos agentes. O comportamento do setor privado depende da expectativa do curso da política monetária, e também da política corrente, portanto a credibilidade na política monetária se torna relevante (Clarida et al, 1999). Para que o regime de metas de inflação seja bem-sucedido, a credibilidade do Bacen é fundamental, pois para que a inflação fique dentro de um determinado patamar, as expectativas devem refletir que isto ocorrerá (Guillén e Garcia, 2014). Para Silveira e Lima (2013), em um regime monetário de metas de inflação, a expectativa de inflação dos agentes assume o papel de meta intermediária da política monetária.

De acordo com Bernanke e Gertler (1995), análises empíricas dos efeitos da política monetária têm chamado o mecanismo de transmissão monetária de “caixa preta”. As alterações na taxa real de juros, por intermédio da mudança nas expectativas formadas pelos agentes que, por sua vez, são afetadas pela credibilidade da autoridade monetária em relação às metas de inflação, influenciam a produção, o desemprego e a demanda, entre outras variáveis.

Cuiabano e Divino (2010) analisam a relação de longo prazo entre a taxa de câmbio brasileira e outras variáveis chave da política monetária, seguindo o modelo de demanda monetária para a economia aberta de Cagan (1956), descrito em Obstfeld e Rogoff (1996). Nesse estudo, foi aplicada uma análise de cointegração para identificar relações de equilíbrio de curto e longo prazos, e comparar as previsões com a abordagem do “random walk”. A análise de curto prazo sugeriu um efeito diferente do proposto pelo modelo teórico. Devido à velocidade de ajuste, qualquer desvio da relação de longo prazo é ajustado rapidamente. A

análise da cointegração sugeriu que há interdependência econômica na determinação da taxa de câmbio para o caso brasileiro.

Conforme explicado acima, as mudanças ocorridas no país nos últimos anos (troca de regime cambial, e efeitos de crises internacionais que afetaram consideravelmente o processo econômico no país), induz a imaginar possíveis quebras de estrutura na base de dados das variáveis macroeconômicas incorporadas no estudo, pois essas envolveram um período de análise bastante longo (de Agosto/1994 a Abril/2017). Levando em consideração estes aspectos, seguimos Sanquer et al. (2013) que desenvolveram estruturas de modelos, tomando em consideração pontos de transição nas estruturas de dados. Portanto, diante das estruturas da economia brasileira e tomando em consideração a conceitual estrutura de modelo proposta por Sanquer et al. (2013), imaginamos estruturar sub-modelos de Vetor de Correção de Erros (VEC) para descreverem o comportamento da base de dados em análise. Neste procedimento, as transições entre os sub-modelos podem ser feita, se necessário, de forma suave, expresso como uma soma ponderada sobre os sub-modelos analisados. Desta forma, assume-se uma possível não linearidade presente nos dados. Esta função de transição pode ser do tipo suave, Smooth Transition Autoregressive (STAR) ou um modelo de regressão de Markov-Switching (modelo por partes), com estados constantes.

Nesta linha de análise, podemos citar Kouretas e Syllignakis (2011) que examinam as relações dinâmicas entre as taxas de câmbio de dez países da Europa Central e mercados emergentes, em relação ao euro, usando dados de 1990 a 2010. Este estudo envolveu países que adotaram diversos tipos de regimes de taxa de câmbio. A análise econométrica empregada foi a de modelos de correção de erros de Markov-Switching que permitiu capturar mudanças de regime no conjunto completo de parâmetros.

Portanto, este trabalho possui como finalidade a avaliação da política monetária brasileira aplicada aos diferentes tipos de regimes cambiais, o regime de câmbio fixo, período entre 1994 e 1998, e regime de câmbio flutuante, período entre 1999 e 2017; e sujeita a diferentes períodos de ciclos econômicos, induzidos por crises internas e externas. Assim, procuraremos identificar as quebras estruturais na amostra, e a partir de então, analisar o comportamento das sub-amostras para os regimes encontrados, verificando a endogeneidade das variáveis. Enfim, verificar-se-á a eficiência da política monetária brasileira.

1.1 OBJETIVO GERAL E OBJETIVOS ESPECÍFICOS

Tendo como base as questões estabelecidas no parágrafo acima, o objetivo geral deste trabalho é verificar a eficácia da política monetária brasileira na época do estudo, 1994 a 2017, isto é, se o Bacen realmente consegue atuar sobre as variáveis macroeconômicas (taxa de câmbio, taxa de inflação, taxa de juros, produto interno bruto (PIB) e oferta monetária) para um período que engloba diferentes regimes cambiais na história da economia brasileira. Para isto, deve ser analisado como os instrumentos da política monetária influenciam estas variáveis do modelo no curto e no longo prazos. Para atingir este objetivo geral, são definidos alguns objetivos específicos, conforme segue:

- i. Revisão da literatura de modelos clássicos, a fim de estabelecer o modelo monetário para dados brasileiros, para que se possa verificar a inter-relação entre as variáveis macroeconômicas e a política monetária brasileira;
- ii. Verificar a presença de raiz unitária nas séries de tempo, considerando a presença de possíveis quebras estruturais através dos testes CLEMIO, CLEMAO e Zandrews, para que se possa estimar o melhor modelo possível para determinados dados;
- iii. Determinar sub-modelos para que se possa focar na análise em diferentes momentos da economia brasileira. Uma vez que se possui períodos diferentes, com regimes de câmbios diferentes, estabeleceremos análises para cada sub-período, definindo as relações de longo e curto prazo entre as variáveis do modelo, e identificando as relações de causalidades entre as variáveis do modelo, verificando, com esse procedimento, a endogeneidade ou exogeneidade das variáveis identificadas;
- iv. Estimar funções de transição para as quebras estruturais do modelo;
- v. Finalmente, serão verificadas as interações entre as variáveis macroeconômicas estudadas referentes ao Brasil e Estados Unidos, e a relação dessas variáveis com a política monetária no Brasil, durante o período 1994-2017.

Tendo em vista os objetivos específicos destacados nos itens acima, pretende-se obter resultados que destaquem as características da economia brasileira, e, principalmente, a política econômica brasileira, entendendo a forma como o governo age nas variáveis macroeconômicas de estudo, (taxa de câmbio, taxa de inflação, taxa de juros, produto interno bruto (PIB) e oferta monetária) e o que esta interferência por parte do Governo gera de resultado na economia.

1.2 ESTRUTURA DO ESTUDO

Considerando a introdução, capítulo um, o trabalho será dividido em seis capítulos. No capítulo dois é discutido o contexto da política macroeconômica e econômica brasileira. Destacando os regimes cambiais que predominaram no Brasil entre 1994 e 2017, além de uma breve discussão sobre os canais de controle da inflação e crescimento econômico. Além disto, será feita uma revisão literária, principalmente, dos modelos monetários clássicos, como Cagan (1956), Obstfeld e Rogoff (1984), Flood e Rose (1995), Junttila e Korhonen (2011), entre outros, que ajudaram na construção deste trabalho, assim como vários outros trabalhos que discutem o mesmo assunto.

O capítulo três trata da formulação do modelo monetário e do procedimento de solução do mesmo. Testes de estacionaridade e de presença de raiz unitária com quebras de estrutura são feitos sobre as variáveis, com a finalidade de encontrar o melhor modelo para lidar com tais variáveis. Neste capítulo, em particular, a base de dados é detalhada.

No capítulo quatro são estruturados e analisados os resultados do modelo de vetor de correção de erros, VECM I. Este modelo particionou a amostra total em duas sub-amostras, no momento da quebra estrutural encontrada em Dezembro de 1998. São discutidas a metodologia do modelo, a estrutura do modelo VECM I, a robustez dessas estimativas, além da estimação desses resultados e a análise das Funções Impulso Resposta (IRFs) para cada uma das sub-amostras.

No capítulo cinco é feita a mesma análise realizada no capítulo quatro. Porém, o modelo VECM II, é quebrado em quatro partes, denominadas $m_1(t)$, $m_2(t)$, $m_3(t)$ e $m_4(t)$. As sub-amostras, desta vez, estão divididas conforme segue: Julho/1995 a Dezembro/1998, Janeiro/1999 a Maio/2004, Junho/2004 a Junho/2014 e Julho/2014 a Abril/2017, para os sub-modelos $m_1(t)$, $m_2(t)$, $m_3(t)$ e $m_4(t)$, respectivamente.

Finalmente, no capítulo seis são feitas as considerações finais e, em seguida, são apresentadas as referências bibliográficas utilizadas para a realização deste trabalho.

2 CONTEXTO DA POLÍTICA MACROECONÔMICA E REVISÃO LITERÁRIA

2.1 CONTEXTO DA POLÍTICA MACROECONÔMICA

O plano Real, em 1994, foi um plano econômico que visava combater a inflação excessiva, problema este que perdurava no país há décadas. A ideia do plano foi de trabalhar com um câmbio “semifixo” (âncora nominal), variando através de bandas previamente definidas, com intervenções diretas do Banco Central do Brasil (Bacen), assim como a implementação de uma política monetária que resultasse em uma manutenção desta taxa de câmbio bastante apreciada, durante o período entre 1994 e dezembro de 1998. A saída de capitais do país era controlada por uma elevada taxa de juros, que também auxiliava no controle da taxa de inflação. Embora o país tenha conseguido controlar esta taxa de inflação, o crescimento econômico do país, no período entre 1994 e 1998, foi aquém do esperado.

A partir de 1999, o país iniciou um processo de mudança para o regime de câmbio flutuante, assim como a maioria dos países no mundo. Com o abandono do câmbio “fixo” em janeiro de 1999, a economia do Brasil, ao decorrer deste ano, passou por algumas mudanças, dentre elas pode-se citar três elementos, conhecidos como tripé macroeconômico, destacados a seguir: (i) câmbio flutuante, regime em que o preço da moeda em relação ao dólar é governado em conformidade com a lei da oferta e procura. Desta forma, este regime possui maior volatilidade cambial; (ii) metas de inflação, sistema em que o Governo Federal determina a meta de inflação anual da economia brasileira, sendo que o alcance desta meta é devido, principalmente às variações na taxa básica de juros da economia (a taxa Selic), e; (iii) meta fiscal, definida pelo Congresso Nacional, e tem por objetivo controlar os gastos governamentais e, com isto, alcançar o superávit primário.

A crença é de que, com a implementação desse tripé macroeconômico, é possível garantir a estabilidade dos preços, principal objetivo da política monetária. Para isto, é necessário que o Bacen consiga identificar as possíveis pressões inflacionárias, e dirimí-las, estabelecendo uma transparência com o público, fixando metas de inflação consistente com as expectativas dos agentes privados e financeiros, por meio de observação da opinião geral do público. Este último instrumento visa, fundamentalmente, identificar as expectativas que o público tem sobre o futuro da inflação e da economia como um todo. Com esses procedimentos, o Bacen pode tentar evitar “choques” inflacionários, e

prever possíveis mudanças do comportamento da economia. Desta forma, pode-se reduzir o custo social, além de conseguir maiores êxitos em seus objetivos.

O Bacen consegue atuar na economia, através dos canais de transmissão da política monetária, sendo estes a taxa de câmbio, a taxa de juros, o crédito e as expectativas. Entretanto, estas variáveis podem também alterar o efeito da inflação.

O primeiro canal de transmissão da política monetária é a taxa de câmbio. Um aumento na taxa de câmbio (depreciação) torna os bens importados mais caros, uma vez que estes são negociados na moeda estrangeira (dólar americano), além de ter efeitos sobre a produção nacional. Este efeito ocorre em empresas que possuem maquinários importados, que possuem contas no exterior, ou ainda aquelas que importam algum tipo de insumo para a produção de bens no país doméstico. Estes tipos de empresa são bastante comum no mundo globalizado.

O segundo e principal canal de transmissão da política monetária é o canal da taxa de juros. Um aumento na taxa nominal de juros da economia (a taxa Selic) eleva a estrutura a termo de juros e, devido a economia possuir preços rígidos no curto prazo, este efeito torna-se real; isto é, aumenta também a taxa de juros real. Este aumento na taxa de juros real faz com que diminua o consumo de bens duráveis (pois os juros tornam-se maiores), assim como diminui o investimento, em função do aumento do custo de capital nas tomadas de empréstimos, ou devido ao aumento do custo de oportunidade, no caso do capital ser próprio. Estes efeitos de redução da oferta por conta de um menor investimento, no entanto, toma-se um tempo para se realizar. A diminuição do consumo tem efeito mais imediato, fazendo com que a inflação se reduza no curto prazo.

O terceiro canal de transmissão diz respeito ao crédito. Uma diminuição da taxa de juros aumenta o volume de reservas na economia, fazendo com que o Bacen permita que os bancos comerciais aumentem seus empréstimos. Estes novos empréstimos estimulam tanto os investimentos das empresas quanto o consumo, aquecendo a economia.

O quarto canal é relacionado às expectativas. Um aumento na taxa de juros induz uma mudança nas expectativas dos agentes econômicos. Estes, observando a reação do Bacen perante a uma possível inflação futura, antecipam que o mesmo continuará atuando no controle da inflação e, portanto, os agentes adequam suas expectativas em função desta reação da autoridade monetária.

2.2 REVISÃO DE LITERATURA

Muitos estudos foram desenvolvidos a respeito da conexão entre as políticas monetária e fiscal com a formação da taxa de câmbio da economia. Na literatura, a discussão dessas políticas com as variáveis macroeconômicas, as vezes, se manifestam de forma contraditória, tanto na intensidade da causalidade entre as variáveis quanto na forma de abordagem do tema.

Silveira e Lima (2013) analisam a formação de expectativas de inflação com heterogeneidade dos agentes, segregando os indivíduos entre céticos e crédulos quanto à meta de inflação anunciada pela autoridade monetária. Através de um modelo de três equações (curva de Philips, curva IS e regra de juros), pode-se observar um processo evolucionário, composto por seleção e mutação. Este processo evolucionário apresenta apenas um equilíbrio, no qual o produto converge para seu nível natural e as taxas de inflação esperada e observada ficam iguais à meta de inflação estabelecida pela autoridade monetária, e a taxa nominal de juros fica ancorada na taxa de juros real natural e na meta de inflação. Em outro artigo, Silveira e Lima (2015) observam empresas e a crença das mesmas nas metas de inflação por meio de uma dinâmica evolutiva. Os resultados indicam que a credibilidade da autoridade monetária muda conforme o tempo e, no longo prazo, a meta de nível de preços é única na formação de expectativas da inflação pelas empresas. De acordo com os autores, a confiança plena na meta de inflação não é uma condição necessária para que a política monetária obtenha sucesso, mesmo quando a heterogeneidade das firmas quanto às expectativas de preços variam com o tempo, mas sim que esta confiança é resultado do contínuo alcance dos preços por parte da autoridade monetária.

Diferentemente dos modelos dos artigos feitos por Silveira e Lima, o artigo de Kim e Jang (2015) faz uma pesquisa com consumidores para a economia coreana. No artigo utilizou-se uma pesquisa de campo para consumidores e para agentes mais sofisticados (que entendem mais do assunto ou que utilizam mais informação) quanto às suas expectativas de inflação, indicando evidências contrárias à hipótese de expectativas racionais. Por conta da incerteza em relação à inflação e à variabilidade nos preços, os dados mostram que há uma grande divergência na previsão tanto entre os agentes que estão prevendo quanto para os mesmos agentes ao decorrer do tempo. As expectativas de inflação geradas tanto pelos consumidores quanto pelos agentes mais sofisticados de fato afetam a inflação futura, porém com a direção errônea da perspectiva da

racionalidade, portanto, a autoridade monetária deve levar isso em conta para obter maior eficiência na política monetária.

Outra análise das expectativas de inflação é feita por Guillén e Garcia (2014), utilizando a Pesquisa de Expectativas de Mercado (Focus). A heterogeneidade das expectativas dos agentes advém de suas crenças quanto à aversão do Bacen em relação à inflação, tal que os agentes podem ser de três categorias: otimistas, medianos e pessimistas (33,33% para cada categoria). Dentro deste modelo, o artigo encontra que, independentemente da política do Bacen, agentes otimistas, medianos e pessimistas se comportam de forma semelhante, quando observadas suas trajetórias temporais, e que a credibilidade é variante com o tempo. O Índice de Credibilidade, criado pelos autores, indica que houve uma queda na credibilidade em 2003 e 2004, logo após a crise eleitoral, mas após este período a credibilidade tem se mantido alta e constante, por conta das expectativas e metas de inflação estáveis.

Em Bernanke e Gertler (1995), a política monetária afeta o “prêmio de financiamento externo” no mercado de crédito, que é a diferença de custo entre fundos levantados externamente (emitindo capitais próprios ou dívida) e fundos levantados internamente (por retenção de lucros). A partir de um modelo de Vetores Auto Regressivos (VAR), os autores confirmaram os efeitos de mudanças na política monetária, envolvendo interações entre mudança nas taxas de juros, produto, inflação, produção e demanda. Alguns erros da análise tradicional da política monetária são apontados, tais como: (i) embora a análise da política monetária observa um forte impacto nos bens duráveis e consumo, ela não identifica efeitos significativos de custo de capital, (ii) defasagens de variáveis, tais como investimentos não residenciais e inventários, e (iii) a rápida e profunda resposta dos investimentos residenciais como resposta de mudança na política monetária. Portanto, o “prêmio de financiamento externo” atua através do canal de crédito, amplificando os efeitos da política monetária, elemento que deve ser incluído na análise dos mecanismos da política monetária para se obter resultados concretos e mitigar os problemas descritos acima.

A evolução das pesquisas referentes ao problema da macroeconomia são mostradas no trabalho de Clarida et al. (1999). Os autores mostram que existem ganhos quando a autoridade monetária se compromete e cumpre a meta de inflação prometida. Uma maior credibilidade ajuda a reduzir o “trade-off” entre produto e inflação que a autoridade monetária possui, reduzindo, desta forma, o custo que o Bacen terá de perda de produto para reduzir a inflação ou para manter a mesma em um patamar razoavelmente baixo.

Já Montes et al. (2016) analisaram a formação das expectativas de inflação pelo ângulo da influência da sinalização da política monetária. O uso da transparência e da comunicação do Bacen em países emergentes, como o caso brasileiro, não é fácil, pois estes países possuem instituições fracas e também porque viveram um período de hiperinflação. A transparência do Banco Central podem diminuir a heterogeneidade dos agentes, reduzindo assim a assimetria de informação entre o Bacen e o público, resultando em mais informação para o público, pois os agentes utilizam toda a informação disponível. Os autores afirmam que para se atingir a meta de inflação anunciada é importante que o público forme suas expectativas olhando para o futuro (forward-looking).

Tomazzia e Meurer (2009), utilizam o modelo econométrico VAR e funções impulso-resposta, com o intuito de separar o componente exógeno da política monetária para diferentes setores industriais. Foi observado que todos os setores industriais reagiram negativamente à política monetária, porém cada setor tem o seu próprio nível de efeito, sendo o setor de bens de consumo duráveis o setor que apresentou a maior resposta e o de bens não duráveis a menor resposta. Os resultados também confirmaram a efetividade de curto prazo da política monetária sobre o produto e sua neutralidade de longo prazo. Também podemos considerar como relevante o papel das taxas de juros de longo prazo através de alterações na estrutura a termo, evidenciando um mecanismo de transmissão da política monetária. O nível de preços reagiu negativamente de forma permanente a um choque contracionista em todos os modelos.

A ciência da política monetária do antes e depois da crise financeira de 2007 a 2009 e as lições aprendidas com a crise constituem um estudo feito por Mishkin (2011). Antes da crise, a função objetivo da autoridade monetária e o modelo de economia eram baseados nos princípios da nova síntese neoclássica. Os autores defendem que: (i) a macroeconomia é não-linear, violando o princípio da estrutura linear-quadrática, e; (ii) como o desenvolvimento do setor financeiro pode impactar fortemente a atividade econômica, isto viola o modelo do agente representativo, por isso, em momentos de ruptura financeira deve-se abandonar estas premissas.

Estudos empíricos envolvendo a política monetária brasileira não são muitos. Entre estes encontra-se Cuiabano e Divino (2010), que analisam a relação de longo prazo entre a taxa de câmbio brasileira e outras variáveis chave da política monetária, seguindo o modelo de demanda monetária para a economia aberta de Cagan, descrito em Obstfeld e Rogoff (1996), utilizando a hipótese da paridade descoberta de

juros (UIP), aliada à previsão perfeita do agente, e suposição de não existência de arbitragem. Nesse trabalho, a equação da taxa de câmbio resultante constitui um processo estocástico. Os autores supuseram linearidade nos parâmetros, exogeneidade da taxa de juros internacional e preços internacionais para aproximar a taxa de câmbio, como função da base monetária, produto interno, taxas de juros internacionais, níveis de preços interno e externos, e efeitos de inovações estocásticas. Nesse estudo, foram utilizadas dados mensais para a taxa de câmbio, PIB, taxa de juros do Brasil, além das taxas de inflação e juros americanos como proxies das variáveis internacionais, com dados de janeiro de 1995 até junho de 2009. Para a oferta de moeda foi utilizada a base M1. O PIB foi deflacionado usando-se o Índice Nacional de Preços do Consumidor (INPC/IBGE), com base em janeiro de 1995, e transformados todas as variáveis em logaritmos naturais. Além dessas variáveis, foram introduzidas variáveis dummy de impulso em alguns períodos dos anos 1998, 1999, 2001, 2002 e 2003 para capturar choques na taxa de câmbio, e uma dummy para medir a mudança em sua administração de políticas, de fixa para flutuante.

Nesse estudo de Cuiabano e Divino (2010), foi aplicada uma análise de cointegração para identificar relações de equilíbrio de curto e longo prazos, e comparar as previsões com a abordagem do “random walk”. Os resultados indicaram um efeito positivo entre a oferta monetária e PIB, em relação à depreciação da taxa de câmbio. A taxa de juros internacional teve efeito negativo, e quando os preços internacionais subiram, os preços domésticos ficaram mais baratos, aumentando a demanda por produtos locais e a moeda aprecia. A análise de curto prazo sugeriram um efeito diferente do proposto pelo modelo teórico. A ideia de que uma maior oferta de moedas contribuisse para a apreciação da moeda (sinal negativo), mas, a longo prazo, esse efeito passa a depreciar. O crescimento do PIB contribuiu para a depreciação da moeda no longo e curto prazo. Tanto a taxa de juros internacional quanto os preços revelaram ter um efeito de apreciação com seu aumento. Devido à velocidade de ajuste, qualquer desvio da relação de longo prazo é ajustado rapidamente. A análise da cointegração sugeriu que há interdependência econômica na determinação da taxa de câmbio para o caso brasileiro. Observou-se, no entanto, que o crescimento do PIB contribuiu para uma depreciação da taxa de câmbio, assim como a demanda por moeda. Isso pode ser explicado pelo fato de que o crescimento do PIB, a longo prazo, pode sugerir uma expansão monetária ou de consumo, que amplifica o excesso de moeda local, pelo menos dentro do país. Finalmente, quanto à taxa de juros, o sinal foi o oposto daquele sugerido pela teoria quanto à

taxa de juros internacional. Uma observação é que o Brasil tem uma das maiores taxas de juros no mundo, de modo que a variação da taxa de juros de outros países pode não afetar a taxa de juros nacional.

Palma e Portugal (2009) estudaram empiricamente a formação de expectativas inflacionárias no Brasil no regime de metas de inflação, através da modelagem de Redes Neurais Artificiais (RNA). As RNAs são comparadas ao cérebro humano, pois possuem flexibilidade e capacidade de aprendizagem. O poder computacional das RNAs em trabalhar com problemas complexos está na inclusão de camadas de neurônios intermediários entre as entradas e a camada de saída. A variável dependente são as expectativas para o Índice de Preço do Consumidor Amplo (IPCA) acumulado de 12 meses de cada instituição em cada ponto do tempo, formando assim um painel de dados não balanceado, diferentemente dos outros trabalhos, que utilizam dados agregados. Como variáveis explicativas o trabalho possui: defasagens de primeira e segunda ordem das expectativas de inflação, IPCA acumulado em 12 meses, variação do risco-Brasil, Hiato do produto, taxa de juros (Selic) efetiva, meta de inflação, variação cambial, dívida total, variação dos preços das commodities, desvio padrão médio das expectativas, e a média das previsões das instituições Top 5 de longo prazo (Banco Central do Brasil divulga a média das 5 melhores previsões de dados macroeconômicos feitas por instituições privadas).

Os resultados de Palma e Portugal (2009) mostraram que o efeito do hiato do produto se mostrou insignificante em todas as tentativas de estimação. A maior influência sobre as expectativas inflacionárias no período foi a volatilidade cambial, seguida pela variação no preço das commodities, pela variação cambial e pela meta de inflação. A taxa Selic teve também um comportamento interessante. No período da crise de confiança, as expectativas de inflação dos agentes reagiram predominantemente de maneira positiva a variações da taxa de juros. O efeito da variação cambial sobre as expectativas é predominantemente positivo (ou seja, a depreciação do câmbio leva a uma elevação da inflação esperada). A volatilidade cambial exerceu um papel significativo e positivo na formação de expectativas. A variação do preço das commodities foi significativa e seu efeito apresentou comportamento predominantemente positivo no período de crise e pré-crise, e predominantemente negativo no período pós-crise.

2.3 REVISÃO DE MODELOS MONETÁRIOS CLÁSSICOS

A diferença entre os modelos que verificam a relação entre a taxa de câmbio com as demais variáveis macroeconômicas consiste quanto às premissas utilizadas e considerações que cada autor faz em relação a seu modelo. Por exemplo, se o modelo envolve conceitos de rigidez nos preços, ou se os preços se adaptam aos choques na economia, conforme os modelos de Mundell-Fleming-Dornbusch (Mundell et al., 1976) e de Cagan (Cagan, 1956), respectivamente, como também se a relação entre as variáveis do modelo ocorre de forma linear ou não linear. Especificamente, modelos nesta área envolvem análises que interagem comportamentos entre economias de dois países, sendo a economia externa o referencial dessas interações. Há diferenças também quanto às variáveis macroeconômicas utilizadas no estudo, e o modelo escolhido para estabelecer as análises, com a finalidade de observar comportamentos de curto, médio ou longo prazos. Classicamente, os modelos elaborados com a finalidade de analisar as interações entre variáveis macroeconômicas e monetárias envolvem variáveis como o PIB, câmbio, oferta monetária, índice de preços do consumidor e taxas de juros de cada país introduzidos na análise, entre outros dados agregados, conforme, por exemplo, Park e Park (2013), Hunter e Ali (2014), Cuiabano e Divino (2010), e Palma e Portugal (2009).

Apesar deste trabalho tratar o assunto de forma empírica, algumas formulações teóricas, denominadas de modelos monetários clássicos, constituíram a base inicial para o desenvolvimento, praticamente, de todas as pesquisas elaboradas na área em estudo. Dentre eles, estão o modelo de Cagan (Cagan, 1956), e o modelo de preços rígidos de Mundell-Fleming-Dornbusch (Mundell et al., 1976). Portanto, na sequência da subseção será apresentada uma revisão detalhada destes dois modelos mencionados acima, e outros, que se mostraram relevantes para a evolução da análise de políticas monetárias e macroeconômicas.

O modelo de Phillip Cagan (Cagan, 1956) foi desenvolvido com o intuito de estudar hiperinflações¹ de diferentes países, em especial aqueles que foram afetados pós primeira e segunda guerras mundiais. Neste modelo são consideradas moeda e taxa de câmbio sob preços totalmente flexíveis², ou seja, o equilíbrio nos mercados (*market*

¹ O autor define hiperinflação como períodos no qual o nível de preços na economia aumenta em pelo menos 50% ao mês, totalizando mais de 12.000% ao ano de inflação.

² Em mercados com hiperinflação, rigidez nos preços se mostra irrelevante.

clearing)³ de bens, fatores e produto ocorrem instantaneamente a cada momento no tempo.

O modelo de Cagan, em tempo discreto, inicia-se com a seguinte equação:

$$m_t^d - p_t = -\eta E_t \{p_{t+1} - p_t\}, \quad (2.1)$$

onde $m = \ln(M)$, sendo M a oferta monetária no país, $p = \ln(P)$, sendo P o nível de preços, definido como o preço de uma cesta de bens específica em termos de moeda, e η é a semielasticidade da demanda por moeda com respeito à expectativa de inflação.

A partir da Equação (2.1), acima, observa-se que a demanda real por moeda depende inteiramente da expectativa da inflação futura, quanto maior a expectativa de inflação menor será a demanda por moeda corrente, pois aumenta o custo de oportunidade de segurar dinheiro em mãos. A análise feita por Cagan assume expectativas racionais.

Ainda com respeito à Equação (2.1), acima, pode-se dizer que esta é uma forma simplificada da curva LM de Keynes e Hicks (Hicks, 1937). Na curva LM original, a demanda por moedas depende positivamente do PIB e negativamente da taxa de juros nominal⁴. Nota-se que se houver previsão perfeita, a taxa de juros real se relaciona com a taxa de juros nominal e com a inflação, através da equação de paridade de Fisher abaixo:

$$1 + i_{t+1} = (1 + r_{t+1}) \frac{P_{t+1}}{P_t}, \quad (2.2)$$

onde i é a taxa de juros nominal, r é a taxa de juros real, e o subscrito t indica o tempo.

A equação de Fisher acima deve valer para que não haja possibilidade de arbitragem no mercado. Esta equação implica que, no equilíbrio, a taxa de juros real é uma função da taxa de juros nominal e da inflação, o que explica a simplificação de Cagan ao colocar a demanda por moeda como função somente da inflação esperada.

Conforme desenvolvido nas Equações (A.1) a (A.11), do Anexo A.1.1, chega-se na Equação (2.3), abaixo:

³ Quando a oferta é equiparada à demanda, de modo que não haja oferta ou demanda restante.

⁴ A taxa de juros nominal é a taxa nominal líquida de retorno de empréstimos de moeda, ou seja, a quantidade de dinheiro ganha quando se empresta uma unidade monetária por um período de tempo. Ao poupar o dinheiro e emprestar (comprando um título), pode-se ganhar a taxa nominal de juros no período.

$$e_t = \frac{1}{1+\eta} \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{\eta}{1+\eta}\right)^{s-t} E_t \{m_s - \phi y_s + \eta i_{t+1}^* - p_s^*\}. \quad (2.3)$$

Considerando que, conceitualmente, um aumento na oferta de moeda nacional aumenta o nível de preços nacional, forçando a taxa de câmbio a aumentar (depreciar) através do mecanismo da PPP. Também, no modelo (2.3) observa-se que outras mudanças, como a renda real doméstica, a taxa de juros estrangeira ou os níveis de preços estrangeiros também afetam a taxa de câmbio, apreciando-a ou depreciando-a, dependendo do sinal de cada variável presente na Equação (2.3), acima.

Reenfatizando, a concepção de preços totalmente flexíveis elaborado por Cagan, que considera a premissa da demanda real por moeda depender inteiramente da expectativa da inflação futura, faz com que a sua aplicação restrinja às análises de economias em situações de hiperinflações. Em função dessas características, qualquer modelo intrinsecamente elaborado sob a concepção de plena flexibilização de preços torna-se inviável para estabelecer análises em economias sob situações de normalidade. Em função desta característica, o modelo (2.3) demonstra ser um modelo atípico e limitado para modelar situações reais de economias que enfrentam certo nível de rigidez de preços (Obstfeld e Rogoff, 1996, p. 513), mesmo tendo este modelo incorporado a premissa da PPP, e envolvido em sua relação os efeitos da renda real doméstica, da taxa de juros estrangeira e os níveis de preços estrangeiros sobre o câmbio. Assim, pode ser enfatizado que o modelo da Equação (2.3) demonstra ser inviável, essencialmente, na modelação de efeitos de curto prazo, no entanto, a sua concepção estrutural foi relevante para o desenvolvimento de vários outros modelos mais realistas.

Um outro modelo clássico na economia monetária é o de Mundell-Fleming-Dornbusch (Mundell et al., 1976), o qual é uma extensão do modelo de economia aberta de Mundell-Fleming (Mundell, 1962 e Fleming, 1963). Este modelo difere daquele discutido anteriormente, elaborado por Cagan, quanto à premissa relacionada à rigidez nos preços. Enquanto que no modelo de Cagan os preços são considerados totalmente flexíveis, neste será incorporada certa rigidez, ou seja, os preços necessitam de um certo tempo para se ajustarem às mudanças.

Portanto, o modelo de Mundell-Fleming-Dornbusch (Mundell et al., 1976) parte de algumas premissas que estão presentes no modelo de Frenkel (1976) e Mussa (1976), conforme Equação (2.3), como a consideração de uma economia pequena com mercado de capital aberto, somente residentes domésticos possuem moeda doméstica, e previsão

perfeita para a taxa de câmbio. Este modelo de Mundell-Fleming-Dornbusch incorpora, adicionalmente, também a taxa de juros internacional, i^* , considerada como constante. Assim, a relação da Paridade Descoberta de Juros, torna

$$\dot{i}_{t+1} = i^* + e_{t+1} - e_t, \quad (2.4)$$

onde $i_{t+1} = \ln(1 + \dot{i}_{t+1})$, $i^* = \ln(1 + i^*)$, e $e_{t+1} = \ln(1 + \varepsilon_{t+1})$.

Portanto, o equilíbrio monetário doméstico é caracterizado, de forma similar ao modelo Frenkel (1976) e Mussa (1976), pela seguinte relação agregada:

$$m_t - p_t = -\eta \dot{i}_{t+1} + \phi y_t, \quad (2.5)$$

onde $m = \ln M$, $p = \ln P$, e $y = \ln Y$, sendo M a oferta de moeda nominal, P o nível de preços corrente, e Y o produto doméstico.

A principal diferença entre os modelos de Mundell-Fleming-Dornbusch e os de Frenkel (1976) e Mussa (1976) é que, no primeiro, considera-se que a hipótese da PPP não precisa valer, pois, no último, assume nível de preço flexível. Portanto, considerando que p^* é o logaritmo do nível de preços estrangeiro, medidos na moeda estrangeira, assim, o modelo Mundell-Fleming-Dornbusch assume que o logaritmo da taxa de câmbio real, $\ln\left(\frac{\varepsilon P^*}{P}\right) = e + p^* - p$, pode variar. Esta relação mostra que um aumento em εP^* relativo a P representa uma depreciação da moeda doméstica.

A demanda mundial agregada para o produto do país doméstico, y^d , é uma função da taxa “natural” do produto, e da taxa real de câmbio doméstica ($e + p^* - p - \bar{q}$)⁵, portanto, temos que

$$y_t^d = \bar{y} + \delta(e_t + p^* - p_t - \bar{q}), \quad (2.6)$$

onde $\bar{q} = \ln\left(\frac{\varepsilon P^*}{P}\right)$, \bar{y} a taxa “natural” de produto doméstico, e δ uma constante positiva.

No caso em que não há equilíbrio nos mercados, e também que os preços respondem a choques lentamente, como no caso acima, temos o caso no qual os preços passam a ser “escolhidos” baseados na crença da demanda e nível de preços para que haja o devido equilíbrio nos mercados.

⁵ Situação, na qual pode prevalecer o desequilíbrio da PPP, conforme a relação $\ln\left(\frac{\varepsilon P^*}{P}\right) = e + p^* - p$, onde $\bar{q} = \ln\left(\frac{\varepsilon P^*}{P}\right)$.

O governo, neste caso, consegue afetar tanto produto quanto preços através de políticas públicas que não sejam anunciadas previamente, isto é, no caso brasileiro de metas de inflação, o governo pode anunciar uma meta e fugir desta meta, caso seja conveniente para o mesmo, para reduzir o nível de desemprego ou para alguma outra finalidade que possa trazer algum benefício político, porém isto acarreta em um problema de credibilidade. O mercado privado, por sua vez, age de forma racional, e determina preços e salários baseados em sua expectativa de inflação. Na ausência de credibilidade, caso o governo não cumpra com a meta de inflação, os preços e salários determinados pelo setor privado levarão isso em conta, acarretando em um aumento desproporcional nestas variáveis, podendo levar a uma hiperinflação.

Obstfeld e Rogoff (1984) estudam o comportamento da taxa de câmbio em modelos com equilíbrio de longo prazo que se move incorporando mecanismos alternativos de ajustamento nos preços. O artigo compara a regra de ajuste nos preços de Mussa (1981) com a de Barro e Grossman (1976) em economias fechadas. De acordo com os autores Obstfeld e Rogoff (1984), a dinâmica de um modelo de taxa de câmbio de preços rígidos com expectativas racionais pode ser decomposta em dois componentes, um que é causado pelo ajuste do sistema ao desequilíbrio corrente, e o outro é causado pelo movimento do equilíbrio que seria obtido se todos os preços fossem totalmente flexíveis.

Portanto, considerando esses aspectos, Obstfeld e Rogoff (1984) elabora um modelo de taxa de câmbio, estabelecendo uma extensão aos modelos de Dornbusch (1976), descrito anteriormente, e Mussa (1977,1982), que levam em consideração características de uma economia de um país pequeno.

Portanto, as seguintes equações são estabelecidas:

$$m^d - \alpha p - (1 - \alpha)e = -\lambda i + \psi y, \quad (2.7)$$

$$i = i^* + \hat{e}, \quad (2.8)$$

$$y^d = \phi(e - p + u) - \sigma[i - \alpha p - (1 - \alpha)\hat{e}] + \gamma y, \quad (2.9)$$

$$m^d = m, \quad (2.10)$$

$$y^d = y, \quad (2.11)$$

onde $p = \ln(P)$, sendo P o nível dos preços dos bens domésticos, $e = \ln(\varepsilon)$, sendo ε a taxa de câmbio, $m = \ln(M)$, sendo M a oferta monetária nominal, $y = \ln(Y)$, sendo Y a produção doméstica de bens, i é a taxa de

juros nominal doméstica, α é a parcela de bens internos no índice de preços do consumidor doméstico, e u é um choque da demanda estrangeira por produtos domésticos. Como anteriormente, variáveis com asteriscos representam as mesmas variáveis para o país estrangeiro. O ponto acima da variável, como por exemplo, \dot{e} e \dot{p} , significa taxa de mudança das respectivas variáveis. α é considerado fixo, e y e i^* são assumidos fixos e seus logaritmos naturais foram normalizados ao zero.

A Equação (2.7) foi obtida decompondo os efeitos do nível de preço em duas parcelas, uma devido ao consumo de bens doméstico, e outra devido ao consumo de bens estrangeiros. A Equação (2.8) representa a paridade de juros descoberta. A Equação (2.9) representa a demanda agregada, que postula que demanda para o produto doméstico depende dos termos de troca, da taxa de juros reais e da renda. As equações (2.10) e (2.11) requerem uma limpeza nos mercados monetário e de bens, respectivamente. Os valores de equilíbrio com preço flexível da taxa de câmbio e do preço do produto interno são denotados por \tilde{e} e \tilde{p} .

Conforme desenvolvido nas Equações (A.18) a (A.27), do Anexo A.1.3, quando comparados um modelo com outro, de Barro-Grossman com o de Mussa, os resultados sugerem que ambos ajustes nos preços geram modelos de taxa de câmbio estruturalmente equivalentes, quando prevalece a seguinte condição:

$$1 - \pi\alpha\sigma > 0, \quad (2.12)$$

onde π , α , e σ são constantes contidas nas Equações de (2.7) a (2.11).

Quando a condição (2.12) mostra-se insatisfeita, o ajuste de preços de Barro-Grossman (1976) torna-se instável, enquanto que o ajuste nos preços feito por Mussa (1977, 1982) mantém-se sempre estável, pois, para este ajuste, esta condição jamais é insatisfeita.

Embora ambos ajustamentos nos preços resultem em um modelo de taxa de câmbio que são estruturalmente equivalentes, caso haja alguma mudança no regime político que possa alterar os parâmetros das formulações propostas pelos autores, a escolha pela regra de Mussa (1977, 1982) pode ser a melhor opção, pois para esta regra o caminho do equilíbrio é sempre estável.

Flood e Rose (1995) estudaram como a volatilidade de variáveis macroeconômicas, como moeda e produto, não sofrem muita alteração quando se altera o regime da taxa de câmbio de um determinado país, ou seja, quando se altera entre regime de câmbio fixo e flutuante.

Para o modelo monetário de preços flexíveis, o modelo monetário base começa com a seguinte condição de equilíbrio

$$m_t - p_t = \beta y_t - \alpha i_t + \epsilon_t, \quad (2.13)$$

onde: $m_t = \ln M_t$, sendo que M_t denota a oferta de moeda no tempo t , $p = \ln P$, sendo que P indica o nível de preços, $y = \ln Y$, sendo Y a renda real, $i = \ln(1 + i)$, com i representando a taxa de juros nominal, ϵ_t denota um choque estocástico à demanda por moeda, e α e β são parâmetros estruturais.

Com a formulação dada acima, assume-se que existe uma relação análoga para um país estrangeiro, e que as elasticidades doméstica e estrangeira sejam iguais. Portanto, subtraindo (2.12) da relação similar correspondente ao país estrangeiro, e resolvendo para os termos de preço, temos:

$$(p - p^*)_t = (m - m^*)_t - \beta(y - y^*)_t + \alpha(i - i^*)_t + v_t, \quad (2.14)$$

onde $v_t = \epsilon_t - \epsilon_t^*$ é uma perturbação estocástica.

Conforme desenvolvido nas Equações (A.28) a (A.38), do Anexo A.1.4, temos a Equação (2.15) abaixo:

$$\begin{aligned} ATF_{t+1}^S = ATF_t^F - \frac{\phi}{\theta} r_t - \theta^{-1} g_t - \frac{\phi}{\theta^2} E_t(r_{t+1} - r_t) - \\ \theta^{-1} E_t[(e_{t+1} - e_t) + (p_{t+1}^* - p_t^*)] + \theta^{-1}(p_{t+1} - p_t) - \theta^{-2} E_t(g_{t+1} - \\ g_t). \end{aligned} \quad (2.15)$$

A partir das equações acima, Flood e Rose (1995) fizeram inferências sobre os dados considerando o regimes de câmbio fixo e flutuante, tomando os USA como economia doméstica e países como Reino Unido, Canadá, França, Alemanha, Itália, Suécia, Holanda e Japão. Eles utilizam dados mensais, dentre eles estão a taxa de juros doméstica (representando o custo de oportunidade de segurar moeda), índice de produção industrial como medida de produto (PIB), oferta de moeda (M1), e índice de preço do consumidor. Como resultados os autores concluíram que não há uma relação direta entre volatilidade da taxa de câmbio e a volatilidade de diferentes variáveis macroeconômicas, tais como taxa de juros, preços relativos, moeda, entre outras, o que demonstra a incapacidade do modelo de Flood e Rose (1995), em captar as interações rígidas e flexíveis, características intrínsecas, respectivamente, aos modelos de regimes de câmbio fixo e flutuante.

Junttila e Korhonen (2011) analisam a existência de relações não-lineares entre os fundamentos macroeconômicos e a taxa de câmbio para alguns países industrializados (EUA, Canada, França, Alemanha, Itália e Reino Unido) usando um modelo de correção de erros com parâmetros variantes no tempo para o período pós acordo de Breton Woods. O

modelo elaborado combina algumas características do modelo monetário com rigidez nos preços, com os de preços flexíveis, ou seja, um modelo monetário misto, onde a diferença de inflação é a variável chave para determinar os valores dos parâmetros no modelo. A não-linearidade presente na formulação do modelo é tratada no processo de solução, na forma de regressão de transição suave (STR) sobre a taxa de câmbio, separando os efeitos de longo prazo dos de curto prazo, via um vetor de correção dos erros de uma equação, identificando uma equação de cointegração envolvendo as variáveis base monetária e produto interno bruto, ambas na forma logarítmica. Os autores identificam que a variável inflação, na forma logarítmica, se caracteriza como a geradora da estrutura de não-linearidade, e utilizada na identificação, e estabelecem as correções de saltos, via função logística.

O modelo estruturado por Junttila e Korhonen (2011) é exatamente o modelo elaborado por Flood e Rose (1995), cujo resultado encontra-se transcrito abaixo:

$$p_{t+1} - p_t = \theta(e + p^* - p)_t + \phi r_t + g_t + E_t(p_{t+1}^* - p_t^*) + E_t(e_{t+1} - e_t) + \theta^{-1}E_t(g_{t+1} - g_t) + \frac{\phi}{\theta}E_t(r_{t+1} - r_t), \quad (2.16)$$

onde θ é a velocidade de ajustamento, g é um choque no equilíbrio do mercado de bens, $r_t = i_t - E_t(p_{t+1} - p_t)$ é a taxa real de juros “ex ante”, e p_t é o preço do produto que limparia o mercado de bens para dados níveis atuais das variáveis endógenas do sistema de preços rígidos (Obstfeld e Rogoff, 1984).

Conforme desenvolvido nas Equações (A.39) a (A.48), do Anexo A.1.5, tem-se que

$$e_t = \alpha_0 + (m_t - m_t^*) - \beta(y_t - y_t^*) + \alpha(i_t - i_t^*) - \frac{1}{\theta(G;\pi-\pi^*)}E_t(i_t - i_t^*) + \frac{1}{\theta(G;\pi-\pi^*)}E_t[\psi((y_t - y_t^*) + \gamma E_t(m_t - m_t^*))]. \quad (2.17)$$

A partir da equação acima, conforme Junttila e Korhonen (2011), pode-se perceber que as variáveis fundamentais do modelo monetário possui tanto efeitos lineares quanto não-lineares da taxa de câmbio, e que o componente não-linear depende da diferença de inflação entre o país doméstico e o estrangeiro. Além disso, observa-se que a Equação (2.17) inclui preços flexíveis e rígidos, pois os fundamentos do modelo é caracterizado por uma combinação dessas duas variações.

Ainda, de acordo com Junttila e Korhonen (2011), os testes de raiz unitária de Engel e West (2005) não conseguiram rejeitar a hipótese

nula de raiz unitária em qualquer um dos fundamentos relativos tradicionais inclusos na Equação (2.17), ou seja, $m_t - m_t^*$ e $y_t - y_t^*$, mas as taxas de juros e inflação relativas, $i_t - i_t^*$ e $\pi_t - \pi_t^*$ demonstraram ser estacionárias.

Em síntese, o modelo de Junttila e Korhonen (2011), dado por (2.17), tendo em consideração os testes de raiz unitárias estabelecidos, consideraram que os valores dos parâmetros do modelo variam quando a diferença de inflação muda. Nesse sentido, eles assumem que o efeito de uma paridade de poder de compra relativa progressiva se caracteriza como o mecanismo não linear de ajustamento de longo prazo da taxa de câmbio, tendo como base de mudança a diferença de inflação entre as economias doméstica e estrangeira. Assim, a diferença de inflação entre os países analisados afeta o papel dos termos de correção de erros, e a paridade de juros sobre as mudanças da taxa de câmbio; ou seja, diferenças na inflação afetam mudanças na taxa de câmbio progressivamente.

Tendo como base essas argumentações, na solução do modelo de Junttila e Korhonen (2011), são usados a técnica de solução autoregressiva ARMAX, com STR (*parametric smooth transition autoregressive*) para representar a função de transição G . Os autores argumentam que existe uma relação de cointegração de longo prazo que relaciona os fundamentos monetários tradicionais à taxa de câmbio. Esta relação atua como um atrator nas representações de correção de erros, caracterizando a dinâmica de longo prazo dos dados de taxa de câmbio. Porém, a dinâmica de correção de erros é não-linear na variável de transição, sendo a diferença de inflação que determina a força de atração para o equilíbrio de longo prazo. Quanto maior for o valor absoluto da variável de transição, mais rápido a taxa de câmbio irá para seu nível fundamental.

Portanto, por meio da Equação (2.15), os autores estabelecem a especificação empírica do modelo, escrita como segue:

$$\Delta e_t = a_0 + \sum_{h=1}^p b_h \Delta e_{t-h} + \sum_{j=0}^q c_j \Delta f_t + \lambda_1 z_{t-1} + \sum_{k=0}^r \mu_k (i - i^*)_{t-k} + [a_0^{NL} + \lambda_1^{NL} z_{t-1} + \sum_{k^{NL}=0}^s \mu_k^{NL} (i - i^*)_{t-k^{NL}}] G(s_t; \gamma, d) + \epsilon_t, \quad (2.18)$$

onde o conjunto dos fundamentos tradicionais do modelo monetário é dado por $f_t = (m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)$, e ϵ_t é um termo de erro independente e identicamente distribuído. Os parâmetros λ_1 e λ_1^{NL} são os parâmetros de correção de erros e eles governam o ajustamento do equilíbrio de longo prazo. A não-linearidade no modelo vem da noção que a constante a_0 , o parâmetro de correção de erros λ_1 , e o parâmetro de

diferença da taxa de juros μ_k são afetados pela variável de transição s_t , que é a diferença de inflação $\pi_t - \pi_t^*$, no qual π_t^* refere-se à inflação dos EUA. Portanto a variável de transição é dada por $s_{t-l} = \pi_{t-l} - \pi_{t-l}^*$, onde l é o parâmetro de defasagem. O modelo é aplicado para analisar os efeitos de não-linearidades devido a variável de transição s_{t-l} , aplicado para os dados da Alemanha, Reino Unido, Canada, França e Itália.

Outros modelos, com características diferentes dos apresentados até aqui, foram desenvolvidos para estruturar as relações entre variáveis monetárias e macroeconômicas, como, entre outros, os modelos desenvolvidos por Colucci e Valori (2013), Park e Park (2013) e Hunter e Ali (2014). No entanto, restringiremos a revisão sobre modelos que integram as interações entre variáveis macroeconômicas, com os apresentados até aqui, pois estes demonstram de forma clara toda teoria de política monetária que utilizaremos na esquematização do modelo a ser estruturado nesse estudo, na próxima seção.

Nos capítulos seguintes, será estruturado um modelo que visa verificar o comportamento das interações das variáveis monetárias, e produto, para uma economia doméstica e outra externa, a considerar, brasileira e americana. Essa relação entre essas variáveis se dará em dois períodos bem distintos da economia brasileira. Em resumo, o primeiro período, de 1994 a final de 1998, caracteriza-se pelo regime de câmbio fixo, com a manutenção de uma taxa de câmbio apreciada, intervenções diárias por parte do Bacen, para fins de controlar o efeito da inflação, problema brasileiro nos anos anteriores a implantação do plano Real, em 1994. O segundo período começa no início de 1999 e se estende a 2017. Este, por sua vez, caracteriza-se pelo tripé macroeconômico brasileiro, no qual é um conjunto dos seguintes elementos: (i) câmbio flutuante; (ii) metas de inflação, e; (iii) meta fiscal.

A partir das relações entre as variáveis nos dois regimes cambiais descritos acima, verifica-se a eficácia das políticas monetárias brasileiras, para o controle da inflação do país, através, principalmente, do controle da taxa de câmbio para o primeiro período (1994 a 1998), e do controle da taxa de juros para o segundo período (1999 a 2017).

3 FORMULAÇÃO DO MODELO E PROCEDIMENTO DE SOLUÇÃO

3.1 O MODELO MONETÁRIO MISTO

Na revisão da literatura de estudos empíricos em políticas monetárias, são encontradas algumas diferenças quanto aos modelos aplicados para estabelecer estimativas sobre a taxa de câmbio. Essas diferenças aparecem em função das premissas utilizadas no modelo, devido à flexibilidade dada aos preços, às suposições estabelecidas, e às expectativas da taxa de câmbio dos agentes.

Para um modelo monetário de taxa de câmbio com preços totalmente flexíveis, como por exemplo o modelo de Frenkel (1976), no qual a abordagem combina a teoria quantitativa da moeda com Paridade de Poder de Compra (PPP) contínua⁶, considera-se que a oferta de moeda e a renda real são determinados de forma exógena, além de que as elasticidades de renda e taxa de juros para a demanda de moeda são idênticas em ambos os países. Então, as seguintes equações são válidas:

$$m_t - p_t = \alpha y_t - \beta i_t, \quad (3.1)$$

$$m_t^* - p_t^* = \alpha y_t^* - \beta i_t^*, \quad (3.2)$$

$$e_t = p_t - p_t^*, \quad (3.3)$$

onde e_t representa o câmbio, medido pelo preço da moeda doméstica para se comprar uma unidade da moeda estrangeira, no caso, o dólar americano; m_t e m_t^* , y_t e y_t^* , e i_t e i_t^* são, respectivamente, os valores domésticos e estrangeiros da oferta de moeda, da renda real e das taxas de juros nominais. O subscrito t das variáveis indica o tempo, e α e β são parâmetros positivos. Todas as variáveis estão em nível de logaritmo, com exceção da taxa de juros⁷.

⁶ A Paridade do Poder de Compra mede o quanto a moeda do país A pode comprar em nível internacional (do país B), ou seja, leva em conta tanto os preços de bens e serviços do país estrangeiro quanto o câmbio, pois estes preços do país B são medidos pela moeda do país A. Pela PPP ser contínua, significa que a arbitragem dos preços de bens e serviços ocorre de tal forma que a lei do preço único se estabeleça, portanto há somente um preço em ambos os países quando se compara os valores na mesma moeda.

⁷ Como o valor da taxa de juros é utilizado em porcentagem, existe a possibilidade dela ser negativa, por isso não se pode usar em logaritmo. Se for pra usar em

As equações (3.1) e (3.2) são as condições de equilíbrio monetário para os países doméstico e estrangeiro, respectivamente, enquanto que (3.3) é a hipótese da PPP. Resolvendo as equações (3.1) e (3.2) acima para a p_t e p_t^* , aplicando a diferença entre elas, e substituindo no resultado (3.3), temos

$$e_t = (m_t - m_t^*) - \alpha(y_t - y_t^*) + \beta(i_t - i_t^*). \quad (3.4)$$

O modelo dado pela Relação (3.4), estabelecido em Junttila e Korhonen (2011), Obstfeld e Rogoff (1984), e Flood e Rose (1995), trata de um modelo de preços totalmente flexíveis, que nos mostra que a mudança relativa das variáveis macroeconômicas y_t e i_t , entre o país doméstico e o estrangeiro, afetam o câmbio. *Ceteris paribus*, um aumento relativo na oferta doméstica de moeda, assim como uma diminuição relativa na renda doméstica real, ou ainda um aumento relativo na taxa de juros nominal doméstica, acarretará em uma depreciação cambial para que a PPP seja restaurada⁸.

Embora esta abordagem de preços totalmente flexíveis seja bastante interessante na teoria, alguns estudos mostram que, na prática, os preços levam um tempo para se ajustarem, ou seja, há certa rigidez neles, portanto podem haver desvios da PPP. Desta forma, para incluir esta rigidez nos preços no modelo de taxa de câmbio utiliza-se curva de Phillips de expectativa de inflação aumentada (Equação (A.14), do Anexo A), adicionada de um termo de perturbação estocásticas, ao invés da PPP contínua (Eq. (3.3)), conforme feito em Junttila e Korhonen (2011). Como se trata de um modelo com rigidez nos preços, não há necessidade do “Market Clearing”⁹. Neste caso, o ajuste nos preços é feito baseado na diferença do produto corrente com o produto natural de longo prazo, pois se assume que, conforme Keynes (1936), o nível de produto na economia é determinado pela demanda, portanto $y_t = y_t^d$, e na expectativa da diferença dos preços futuros com os correntes. Portanto, transcreve-se a Equação da curva de Philips (A.14), adicionada de um termo de perturbação estocásticas g_t , que segue:

logaritmo, deve-se transformar a taxa de juros em número índice com base 100, por exemplo.

⁸ Se há um aumento relativo nos níveis de preços do país doméstico quando comparado aos níveis de preços internacionais, deve haver uma desvalorização do câmbio para restaurar a PPP, isto é, para que a PPP sempre se mantenha válida.

⁹ Quando a oferta é equiparada à demanda, não haverá oferta ou demanda excedente.

$$p_{t+1} - p_t = \psi(y_t - \bar{y}) + g_t + E_t(\tilde{p}_{t+1} - \tilde{p}_t), \quad (3.5)$$

onde $(\tilde{p}_{t+1} - \tilde{p}_t)$ quantifica o ajuste necessário nos preços, para manter $y = \bar{y}$, caso o mercado de produto estivesse em equilíbrio, g_t é um termo de perturbação estocástica sobre a inflação.

Na Equação (3.5), o primeiro termo do lado direito leva em conta a inflação causada pelo excesso de demanda no período t , enquanto que o segundo termo representa o ajuste do nível de preços necessário para equilibrar o crescimento da inflação esperada, ou produtividade.

Conforme discutido anteriormente, considera-se aqui que no equilíbrio, o produto do país doméstico iguala à demanda mundial agregada para o produto do país doméstico, y^d . Nesse caso, assume-se a relação (2.6), considerando que a depreciação da moeda doméstica é representada pela taxa de juros real esperada “ex ante”. Esse procedimento é dado pela Equação (A.32), do Anexo A, transcrita a seguir:

$$y_t - \bar{y} = \delta(e + p_t^* - p)_t + \varphi r_t, \quad (3.6)$$

onde a taxa de juros real esperada “ex ante” é definida por $r_t = i_t - E_t(p_{t+1} - p_t)$.

Portanto, conforme a Equação (3.6), o desequilíbrio do produto é dada em função do câmbio nominal, do diferencial do nível de preço interno e nível de preço externo, e taxa de juros real.

Considerando as Equações (3.5) e (3.6), e seguindo o procedimento apresentado em Flood e Rose (1995), conforme detalhado no capítulo 2, cujos detalhes dessas operações são apresentados no Anexo A, obtém-se a Equação (3.7), que se segue:

$$p_{t+1} - p_t = \theta(e_t + p_t^* - p_t) + \phi r_t + g_t + E_t(\tilde{p}_{t+1} - \tilde{p}_t). \quad (3.7)$$

Na Equação (3.7), θ é a velocidade de ajustamento do nível de preço doméstico, g_t é um choque exógeno no equilíbrio do mercado de bens¹⁰, $r_t = i_t - E_t(p_{t+1} - p_t)$ é a taxa real de juros “ex ante”¹¹, e \tilde{p} é o preço do produto que limparia o mercado de bens para dados níveis atuais das variáveis endógenas do sistema de preços rígidos, conforme caracterizado por Obstfeld e Rogoff (1984).

¹⁰ Conjunto de todos os produtos produzidos na economia para o consumo ou para ser acrescentado no processo produtivo. O equilíbrio se dá quando tudo que é produzido na economia se iguala ao que é consumido.

¹¹ É uma expressão em latim que significa algo baseado em prognóstico e em suposição, sendo fundamentalmente subjetivo e estimativo.

Deve ser observado que, conforme justificado no capítulo 2, e reenfatizado no Anexo A, na condição de equilíbrio, $y_t = \bar{y}$ (onde \bar{y} é o nível de produto natural de longo prazo), o valor esperado $E_t(\tilde{p}_{t+1} - \tilde{p}_t) = E_t(p_{t+1} - p_t) = 0$. Neste caso, a eliminação da rigidez do nível de preço na Eq. (3.7) ocorre quando a seguinte relação prevalece:

$$\theta(e_t + p_t^* - \hat{p}_t) + \phi r_t + g_t = 0. \quad (3.8)$$

Considerar a Equação (3.8), acima, significa afirmar que não há rigidez do nível de preços nesta economia, pois desta forma resta somente a igualdade $E_t(p_{t+1} - p_t) = E_t(\tilde{p}_{t+1} - \tilde{p}_t)$, da Equação (3.7). A partir desta igualdade, observa-se que toda mudança nos preços é perfeitamente antecipada, ou seja, não há choques, então não há distorções nos preços e, portanto, esta rigidez é eliminada.

A Equação (3.8) pode ser aplicada para os períodos t e $(t + 1)$ que, a partir das relações obtidas, conforme desenvolvimento apresentado no Anexo A.2, resulta na Equação (A.58), transcrita abaixo:

$$p_{t+1} - p_t = \theta(e_t + p_t^* - p_t) + \phi r_t + g_t + E_t(p_{t+1}^* - p_t^*) + E_t(e_{t+1} - e_t) + \theta^{-1}E_t(g_{t+1} - g_t) + \frac{\phi}{\theta}E_t(r_{t+1} - r_t). \quad (3.9)$$

É importante ressaltar que existe diferença de significado entre p_t e \tilde{p}_t , tal que p_t representa o preço do produto que prevaleceria em um equilíbrio geral Walrasiano hipotético com preços totalmente flexíveis, e \tilde{p}_t é o preço do produto para o mercado de bens, para o níveis atuais das variáveis endógenas do sistema de preços rígidos.

A Equação (3.9) pode ser resolvida, isolando a taxa de câmbio, e_t , conforme desenvolvimento no Anexo A.2, Equação (A.59), transcrita abaixo:

$$e_t = -(p_t^* - p_t) - \theta^{-1}E_t[(e_{t+1} - e_t) + p_{t+1}^* - p_t^*] + \theta^{-1}(p_{t+1} - p_t) - \theta^{-1}g_t - \theta^{-2}E_t(g_{t+1} - g_t) - \frac{\phi}{\theta}r_t - \frac{\phi}{\theta^2}E_t(r_{t+1} - r_t). \quad (3.10)$$

A partir da Equação (3.10), Flood e Rose (1995) fizeram inferência sobre dados empíricos bilaterais, utilizando modelos ARMAX, considerando economias com regimes de câmbio fixo e flutuante, tomando os USA como economia doméstica e alguns países desenvolvidos como economias externas. Como resultados, os autores concluíram que não há uma relação direta entre volatilidade da taxa de

câmbio e a volatilidade de diferentes variáveis macroeconômicas, tais como taxa de juros, preços relativos, moeda, entre outras.

Considerando esta incapacidade do modelo de Flood e Rose (1995), em captar as interações rígidas e flexíveis, características intrínsecas, respectivamente, aos modelos de regimes de câmbio fixo e flutuante, Junttila e Korhonen (2011) elaboraram um modelo que combina algumas características do modelo monetário com rigidez nos preços, com os de preços flexíveis, ou seja, um modelo monetário misto. O modelo estruturado por Junttila e Korhonen (2011) inicia-se, exatamente com o modelo elaborado por Flood e Rose (1995), o modelo de preços monetário da taxa de câmbio flexível, tendo como base a equação da Paridade do Poder de Compra (PPP).

Portanto, considerando a Equação (2.14), transcrita abaixo,

$$(p - p^*)_t = (m - m^*)_t - \beta(y - y^*)_t + \alpha(i - i^*)_t + g_t, (3.11)$$

e, substituindo (3.11) em (3.10), e desprezando o termo residual (já contido na Equação (3.11)), temos a Equação (3.12), transcrita abaixo:

$$e_t = (m_t - m_t^*) - \beta(y_t - y_t^*) + \alpha(i_t - i_t^*) - \theta^{-1}E_t[(e_{t+1} - e_t) + (p_{t+1}^* - p_t^*)] + \theta^{-1}(p_{t+1} - p_t) - \theta^{-1}g_t - \theta^{-2}E_t(g_{t+1} - g_t) - \frac{\phi}{\theta}r_t - \frac{\phi}{\theta^2}E_t(r_{t+1} - r_t). (3.12)$$

A Equação (3.7), acima, mostra como se dá o ajustamento nos preços do país doméstico, e, para tanto, leva-se em conta possíveis choques no mercado de bens, a taxa de câmbio e a diferença entre os preços dos países estrangeiro e doméstico, assim como a mudança nos preços que é antecipada, representada pelo operador de expectativa. Já a Equação (3.12) mostra a determinação da taxa de câmbio, considerando-se que toda a mudança nos preços seja antecipada, portanto incorpora-se somente efeitos de preços flexíveis para a determinação da mesma.

Conforme Junttila e Korhonen (2011), assumiremos as seguintes condições de equilíbrio permanente: (i) $-\theta^{-1}g_t - \theta^{-2}E_t(g_{t+1} - g_t) = 0$, levando em consideração que choques em mercado de bens são nulos no estado de equilíbrio; (ii) $-\frac{\phi}{\theta^2}E_t(r_{t+1} - r_t) = 0$, tendo em consideração que a mudança na taxa de juros real ex-ante é zero; (iii) $-\frac{\phi}{\theta}r_t = \alpha_0$, considerando que a taxa de juros real ex-ante é constante; (iv) $E_t(e_{t+1} - e_t) = i_t - i_t^*$, pois a taxa de juros descoberta mantém a paridade, conforme Equação (3.9), e; (v) $\pi_{t+1} = (p_{t+1} - p_t)$, e $\pi_{t+1}^* = (p_{t+1}^* - p_t^*)$. Com essas considerações, a Equação (3.12) torna-se

$$e_t = \alpha_0 + (m_t - m_t^*) - \beta(y_t - y_t^*) + \alpha(i_t - i_t^*) - \theta^{-1}E_t(i_t - i_t^*) + \theta^{-1}E_t(\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*). \quad (3.13)$$

Na sequência, aplicaremos o modelo de Taylor (1979) de preços rígidos, que se caracteriza pelos seguintes elementos: (i) o ajustamento nos preços das firmas domésticas depende da inflação relativa, ou seja, da diferença entre as inflações doméstica e estrangeira (E.U.A.), e; (ii) as decisões de preços e contratos salariais das firmas não acontecem no mesmo período, portanto quando há mudanças na inflação há distorções nos preços, e esta distorção é persistente, e depende da intensidade do “forward-looking” dos agentes (isto é, se os agentes ficarem apegados aos salários determinados no passado, a persistência será grande, caso contrário, a persistência será menos intensa). Consequentemente, essas distorções podem espalhar para a demais variáveis que interagem no modelo (3.13), tornando-as sujeitas, com maior ou menor intensidade, a estes efeitos distorcivos. Devido a pressuposição desse comportamento, diferentemente de Junttila e Korhonen (2011), assumiremos que a relação entre mudanças nos preços e ajustamentos nos preços pode ser não-linear, contudo, este comportamento será caracterizado por estrutura de suavização, como, por exemplo, funções splines (Sanquer et al. (2013)). Assim, o parâmetro de ajustamento nos preços θ será escrito como uma função não linear, denominada por $G(\cdot)$, a qual assumirá relações diferentes para cada ponto identificado como passível de não linearidade. Neste caso, designaremos $\theta = G(\cdot)$, ou $\theta^{-1} = G(\cdot)$, pois a função $G(\cdot)$ assumirá relações diferentes, em cada ponto de possível não linearidade.

Portanto, esta relação substituí θ na Equação (3.13), como segue:

$$e_t = \alpha_0 + (m_t - m_t^*) - \beta(y_t - y_t^*) + \alpha(i_t - i_t^*) - G(\cdot)E_t(i_t - i_t^*) + G(\cdot)E_t(\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*). \quad (3.14)$$

Na Equação (3.14), sem perda de generalidade, adicionaremos e diminuiremos o termo $G(\cdot)(\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*)$, obtendo-se:

$$e_t = \alpha_0 + (m_t - m_t^*) - \beta(y_t - y_t^*) + \alpha(i_t - i_t^*) + G(\cdot)(\pi_t - \pi_t^*) - G(\cdot)E_t(i_t - i_t^*) + G(\cdot)\Delta(\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*). \quad (3.15)$$

Partindo da Equação (3.15), foi possível verificar, por meio de vários testes de raiz unitária, conforme será apresentado posteriormente, que não é possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária para as variáveis primitivas (no nível) da Relação (3.15) (ou seja, para $(m_t - m_t^*)$ e $(y_t - y_t^*)$, $(i_t - i_t^*)$, $(\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*)$, e e_t . Por esta razão, qualquer solução viável para a Equação (3.15), deve ser estruturada, com base em

algun modelo de correção de erro, o qual deverá ser determinado por uma relação de longo prazo, envolvendo as expectâncias de equilíbrio de cada uma das variáveis envolvidas no modelo, ou seja, as expectâncias para as variáveis $(\mathbf{m}_t - \mathbf{m}_t^*)$ e $(\mathbf{y}_t - \mathbf{y}_t^*)$, $(i_t - i_t^*)$, $(\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*)$, e \mathbf{e}_t . Neste caso, devemos aplicar o operador Expectância em (3.14)¹², donde obteremos:

$$EC_t = E_t(e_t) - [\alpha_0 + E_t(m_t - m_t^*) - \beta E_t(y_t - y_t^*) - (G^*(.) - \alpha)E_t(i_t - i_t^*) - G(.)E_t(\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*)], \quad (3.16)$$

onde EC_t é o termo de correção de erro.

A Equação (3.16) será escrita com novas designações de coeficientes, com sinais de operação colocados positivos (no entanto, os coeficientes assumiram nas suas estimativas o seu verdadeiro sinal de impacto para o equilíbrio de longo prazo), como segue:

$$EC_t = \beta_0 + \beta_1 E_t(e_t) + \beta_2 E_t(m_t - m_t^*) + \beta_3 E_t(y_t - y_t^*) + \beta_4 E_t(i_t - i_t^*) + \beta_5 E_t(\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*). \quad (3.17)$$

Os coeficientes na Equação (3.17), são ajustados, a partir da estimativa da equação de cointegração (ou das equações de cointegração). Estas equações representarão os efeitos de equilíbrio de longo prazo, e se espera que os coeficientes estimados assumirão o verdadeiro sinal de impacto em cada variável do modelo, conforme Equação (3.16), no processo de evolução do equilíbrio.

Portanto, quando uma variável é perturbada em seu nível de equilíbrio na Equação (3.17), as demais variáveis moverão para reestabelecer o equilíbrio de longo prazo. Os sinais de ações e reações das variáveis da Equação (3.17) deverão assumir direções, como caracterizado na Equação (3.16). Portanto, tomando como base um impacto positivo em EC_t (por exemplo, em função de impacto positivo em $E_t(y_t - y_t^*)$) pode-se observar que: (i) β_0 , qualquer valor de \mathbb{R} , pois se trata de efeito autônomo na evolução do equilíbrio de longo prazo; (ii) $\beta_1 \geq 0$, pois nível de equilíbrio de $E_t(e_t)$ será afetado positivamente, para compensar o efeito de $EC_t > EC_{t-1}$; (iii) $\beta_2 \leq 0$, pois o nível de equilíbrio de $E_t(m_t - m_t^*)$ será afetado negativamente, para compensar o

¹² Deve ser ressaltado que na obtenção da Equação (3.16) foi assumido que a expectância de uma constante é uma constante, a expectância da expectância é a expectância, a a expectância $E_t \Delta(\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*) = 0$, tendo em vista que trata de uma variável integrada de primeira ordem, e, finalmente, define-se $G^*(.) = \alpha - G(.)$.

efeito de $EC_t > EC_{t-1}$; (iv) $\beta_3 \geq 0$, pois o nível de equilíbrio de $E_t(y_t - y_t^*)$ será afetado positivamente, para compensar o efeito de $EC_t > EC_{t-1}$; (v) $\beta_4 \leq 0$, pois o nível de equilíbrio de $E_t(i_t - i_t^*)$ será afetado negativamente, para compensar o efeito de $EC_t > EC_{t-1}$, e, finalmente; (v) $\beta_5 \leq 0$, pois o nível de equilíbrio de $E_t(\pi_t - \pi_t^*)$ será afetado negativamente, para compensar o efeito de $EC_t > EC_{t-1}$.

Agora, adicionando (3.15) e (3.16) e introduzindo um termo de erro estocástico, temos que:

$$\Delta e_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta(m_t - m_t^*) + \alpha_2 \Delta(y_t - y_t^*) + \alpha_3 \Delta(i_t - i_t^*) + \alpha_4 G(\cdot) \Delta(\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*) + \alpha_5 EC_t + \epsilon_t. \quad (3.18)$$

Deve ser observado que na Equação (3.18), os sinais das operações foram colocados todos positivos, pois no modelo de regressão, os coeficientes assumirão o verdadeiro sinal de impacto em cada variável do modelo, e o mesmo deverá ocorrer com a função não linear $G(\cdot)$, a ser assumida para cada ponto identificado como de transição não linear. Mas, de acordo com a Equação (3.15), os coeficientes de (3.18) podem assumir os seguintes sinais: (i) α_0 , qualquer valor de \mathbb{R} , pois se trata de efeito autônomo; (ii) $\alpha_1 \geq 0$, pois, um aumento do excesso de base monetária doméstica relativa à base monetária externa causa uma depreciação da taxa cambial; (iii) $\alpha_2 \leq 0$, pois, um aumento do excesso de produto doméstico relativo ao produto externo causa uma apreciação da taxa cambial; (iv) $\alpha_3 \leq 0$ qualquer. No curto prazo, possivelmente, um aumento do excesso de taxas de juros nominal doméstica relativa à taxa de juros externa pode causar uma depreciação da taxa cambial, devido à incerteza na economia, ou devido à necessidade de captação de receitas para equilibrar às despesas da economia doméstica. Contudo, no longo prazo, possivelmente, devido ao aumento da taxa de juros estabelecer o controle inflacionário, reduzindo o seu nível, e; (v) $\alpha_4 \geq 0$, pois, um aumento do excesso de inflação doméstica relativa à inflação externa causa uma depreciação da taxa cambial. No entanto, essas direções de impactos, essencialmente, no curto prazo, dependem essencialmente da especificidade da estrutura da economia, podendo assumir direções de impactos diferentes destes induzidos pela Equação (3.15).

O modelo dado pelas Equações (3.17) e (3.18) é considerado como um modelo de regimes múltiplos. Conforme Sanquer et al. (2013), consideraremos $\tau_1 < \tau_2 < \dots < \tau_{K-1}$ como localizações de pontos de transição na configuração da estrutura do modelo, definindo janelas temporais de observações contínuas, com K sendo o número de

segmentos. Por uma questão de simplicidade, $[\tau_0, \tau_K]$ é definida como o conjunto de janelas de observações temporais.

Portanto, considere $(m_k)_{k=1, \dots, K}$ como um conjunto de sub-modelos que descrevem o comportamento da base de dados, em cada janela de observações, os quais são descritos por modelos de VEC (Vector Error Correction), conforme as Equações (3.17) e (3.18), acima, os quais serão especificados posteriormente. Com esses submodelos, pode-se construir um modelo de transição suave, expresso como uma soma ponderada sobre os sub-modelos, de modo que:

$$m(t) = \sum_{k=1}^K p_k(t) m_k(t). \quad (3.19)$$

Na Equação (3.19), $p_k(t)$ é o peso associado ao k -ésimo sub-modelo no momento atual. As funções de peso p_k são construídas, usando um conjunto de $K - 1$ funções de transição $\{\pi_{\eta_k}\}_{k=1, 2, \dots, K-1}$ que estão associadas a um ponto de transição τ_k , e a um vetor para parametrização η_k , de modo que:

$$p_k(t) = \pi_{\eta_{k-1}}(t - \tau_{k-1}) - \pi_{\eta_k}(t - \tau_k), \quad (3.20)$$

para $\forall k \mid k = 1, 2, \dots, K$, com a convenção $\pi_{\eta_0}(t) = \pi_{\eta_K}(t)$.

Assumiremos que a relação entre mudanças nos preços e ajustamentos nos preços pode ser não-linear, por isso é assumido que o parâmetro de ajustamento nos preços θ é definido por uma função transição G (esta função G pode ser uma função logística ou exponencial, ou mesmo uma função de Heaviside, como caracterizado em Terasvirta e Anderson (1992) e Sanquer et al. (2013)).

Diferentemente de Junttila e Korhonen (2011), não incluiremos a diferença de inflação como uma variável geradora de não linearidade, impactante sobre a função G , mas como uma função não linear de transição no comportamento das variáveis inclusas no modelo (3.15) acima. Neste caso, cada ponto de transição na estrutura das séries de tempo das variáveis, inclusas em (3.15), será caracterizado por uma função de transição não linear específica, como um resultado dos impactos não lineares em θ , o parâmetro de ajustamento nos preços.

Existem muitas funções que podem descrever o processo de transição dado pela função G . Conforme Sanquer et al. (2013), basicamente qualquer função paramétrica decorrente de uma função de crescimento (ou decrescimento) entre 0 a 1 pode ser utilizada como função de transição. O caso mais simples é a função de Heaviside, definida como segue:

$$\pi_{\eta_k}(t) = H(t), \text{ para } \forall k \mid k = 1, 2, \dots, K, \quad (3.21)$$

com $H(t)$ sendo a função de passo Heaviside. Neste caso,

$$p_k(t) = \begin{cases} 1, & \text{se } \tau_{k-1} < t < \tau_k \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}. \quad (3.22)$$

Portanto, utilizando a função de transição (3.22), o modelo de regressão de transição suave (3.19) reduz-se a um modelo de regressão de Markov-Switching (modelo por partes), com estados constantes. Neste caso, na ausência de um parâmetro associado à função de transição, η_k , é um conjunto vazio. Uma outra função de transição é a função de transição sigmoideal padrão (função logística). Nesse caso, o conjunto de parâmetros η_k se reduz a um parâmetro de escala simples, $\eta_k = \lambda_k$, levando à seguinte função de transição:

$$\pi_{\eta_k}(t) = \frac{L}{\left(1 + e^{-\frac{t-t_k}{\lambda_k}}\right)}. \quad (3.23)$$

Na função logística acima, L é o valor máximo da curva, se, por exemplo, a curva deve transitar no intervalo $[0, 1]$, $L = 1$, t_k é o valor de t no ponto τ_k , e $\gamma = \frac{1}{\lambda_k}$ é a declividade da curva no ponto de transição.

De forma similar à função logística, também se pode definir a função de transição exponencial, cujos parâmetros são os mesmos da função logística, e o intervalo de transição é o mesmo da função logística. Esta função é a seguinte:

$$\pi_{\eta_k}(t) = L \left[1 + \left(1 + e^{-\frac{(t-t_k)^2}{\lambda_k}} \right) \right]. \quad (3.24)$$

As funções de transição logística e exponencial estabelecem transições suaves. Observe que quando $\gamma = \frac{1}{\lambda_k} \rightarrow \infty$ ($\lambda_k \rightarrow 0$) em (3.22), $\pi_{\eta_k}(t)$ se torna uma função Heaviside, quando $\gamma \rightarrow 0$ ($\lambda_k \rightarrow \infty$), (3.19) se torna um modelo linear; isto é, sem qualquer descontinuidade (ou transição não linear) entre os modelos. Conforme Chan e Tong (1986) e Terasvirta (1990), a modelagem de transição logística (Equação (3.22)) descreve uma situação de transição, em que as fases de contração e expansão das variáveis monetárias podem ter dinâmicas bastante diferentes, mas com um processo suave de transição (mudança de dinâmica) de um sub-modelo para outro. Também essa função logística

de transição possui a capacidade de gerar transições suaves em processos de transição assimétrica entre os sub-modelos. Se a função de transição utilizada for a função exponencial, temos um modelo em que os parâmetros em (3.23) mudam simetricamente em torno de t_k . No modelo exponencial, se $\gamma \rightarrow \infty$ ($\lambda_k \rightarrow 0$), o modelo (3.19) se torna linear, mas note que isso também acontece se $\gamma \rightarrow 0$ ($\lambda_k \rightarrow \infty$), porque no limite um regime tem probabilidade um e no outra probabilidade zero. A função de transição exponencial implica que a contração e a expansão possuem estruturas dinâmicas bastante semelhantes. De uma forma geral, um modelo com o uso de uma função de transição exponencial deve ser utilizado, em situações, em que as variáveis monetária transitam de uma situação de expansão para um comportamento normal, ou da mesma forma, quando ocorre uma evolução de uma situação de contração para uma situação de comportamento normal.

3.2 TESTES DE ESTACIONARIEDADE E DE QUEBRA DE ESTRUTURAS

3.2.1 Base de Dados

Como base de dados foram utilizados dados mensais brasileiros e americanos, relativos às seguintes variáveis macroeconômicas: produto interno bruto (PIB) nominal, oferta monetária M1¹³, taxa de inflação¹⁴, taxa de juros¹⁵ e taxa de câmbio comercial. O período de estudo inicia-se em agosto de 1994, com término em Abril de 2017, contemplando, assim, um total de 277 observações.

Os dados mensais referentes às variáveis M1 e taxas de juros, para ambos os países, foram adquiridas a partir do IPEADATA, assim como a série histórica da taxa de câmbio comercial. A taxa de juros americana encontra-se ao ano, publicada mensalmente, referente aos doze meses antecedentes, e, portanto, foi transformada para taxa de juros mensal, a partir da fórmula de juros compostos¹⁶. Para as variáveis referentes à oferta monetária M1, tanto brasileira quanto americana, e taxa

¹³ M1 representa o papel moeda em poder do público, mais os depósitos à vista nos bancos comerciais.

¹⁴ No caso brasileiro, o IPCA (Índice de Preço ao Consumidor Amplo), e no caso dos USA, o CPI (o Consumption Price Index).

¹⁵ No caso brasileiro, a taxa de juros SELIC, e no caso dos USA, a taxa de juros dos títulos do tesouro americano.

¹⁶ $JUROS_{mensal} = (1 + JUROS_{anual})^{1/12} - 1$.

de câmbio, foram consideradas as médias de cada mês do período analisado.

O PIB nominal oficial brasileiro é obtido apenas trimestralmente. Porém, o Banco Central do Brasil (Bacen) realiza a estimativa para estes dados mensalmente e o disponibiliza também no site do IPEADATA. A forma como o Bacen estima o PIB mensal não é tão clara e tampouco divulgada, porém, em muitos trabalhos, incluindo este, esta estimativa é utilizada como base de dados. O PIB americano, da mesma forma que o brasileiro, é quantificado a cada trimestre, e divulgado no Federal Reserve Economic Data (FED), banco de dados americano ligado à divisão de pesquisa do Federal Reserve Bank de St. Louis. Neste caso, para obter os dados mês a mês, foi realizada a interpolação dos dados trimestrais na forma *spline cúbica*.

Por último, considera-se as taxa de inflação para ambos os países. Para os Estados Unidos (USA), utilizou-se a inflação média pelo Consumer Price Index (CPI), índice de preços que mede mudanças no nível de preço de bens de consumo e serviços comprados pelos consumidores. Para o caso do Brasil, utilizou-se como medida de inflação, o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), medido e divulgado mensalmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A taxa de inflação americana, CPI, foi obtida através do Federal Reserve Bank de St. Louis, enquanto que a brasileira, IPCA, foi obtida no IPEADATA.

As variáveis PIB e M1 são expressas em unidades monetárias, já as taxas de inflação e as taxas de juros, em porcentagem, e as taxas de câmbio, valores relativos entre o valor do Real e o valor do Dólar dos USA. As variáveis PIB e M1 brasileiras, medidas em Real, em valores nominais, foram convertidas para dólar americano, a partir da taxa de câmbio vigente em cada período e, então, transformadas em logaritmo natural, e estas variáveis PIB e M1 para os USA, logicamente, são expressas em dólar dos USA, em valor nominal, também transformadas para a base logaritmo natural. Posteriormente, estimamos a diferença entre estas variáveis $\ln(PIB)$ e $\ln(M1)$ para a economia doméstica (brasileira) e as correspondentes da economia externa (dos USA), referindo-as como *diferença($\ln PIB$)* e *diferença($\ln M1$)*. A taxa de câmbio foi também transformada para a base logaritmo natural, representada por $\ln(CAMBIO)$. Para as variáveis encontradas na forma de porcentagem¹⁷, a taxa de inflação e a taxa de juros, simplesmente

¹⁷ Como o valor dessas variáveis encontram-se em porcentagem, existe a possibilidade delas serem negativas, por isso não se pode usar em logaritmo. Se

estabeleceu-se as diferenças entre os valores das taxas brasileiras e às correspondentes taxas dos USA. Estas foram chamadas de *diferença(INFLAÇÃO)* e *diferença(JUROS)*¹⁸.

3.2.2 Processo econômico da economia brasileira durante o período de análise

O modelo VEC proposto na Subseção 3.1 (Equações (3.17) e (3.18)) será aplicada aos dados macroeconômicos brasileiros, considerados no modelo como os da economia doméstica, e aos dados macroeconômicos dos USA, considerados como os da economia externa. O procedimento de transformação dos dados aplicados na subseção acima visa atender a teoria monetária exposta no Subseção 3.1 que classicamente, nos modelos empíricos presentes na literatura, as variáveis macroeconômicas são tratadas na forma logarítmica, com exceção das variáveis taxa de juros e taxa de inflação que podem assumir valores negativos.

Portanto, considerando dados mensais da economia brasileira e dos USA, para o período de Agosto de 1994 a Abril de 2017, inicialmente, analisaremos para ambos países, o comportamento das variáveis, $\ln(M1)$, $\ln(PIB)$, as taxa de juros e de inflação, que se encontram medidas em porcentagem, conforme especificado acima. Posteriormente, implementaremos uma análise do comportamento e $\ln(CAMBIO)$, conjuntamente com todas as variáveis expressas em diferenças, respectivamente, entre os valores brasileiros e os correspondentes americanos: diferenças dos logaritmos dos PIB, diferenças das taxas de inflação, diferenças das taxas de juros, e diferenças dos logaritmos de $M1$ ¹⁹. Estas diferenças são relativas às duas economias, brasileira e dos USA.

A Figura (1.a), abaixo, mostra as evoluções do $\ln(PIBbr)$, do $\ln(PIBusa)$, da $\ln(M1br)$, e da $\ln(M1usa)$, ao longo do período de análise (Agosto/1994 a Abril/2017). Nesta figura, verifica-se claramente que o $\ln(PIBbr)$ aparenta uma forte correlação, em termos das estruturas de

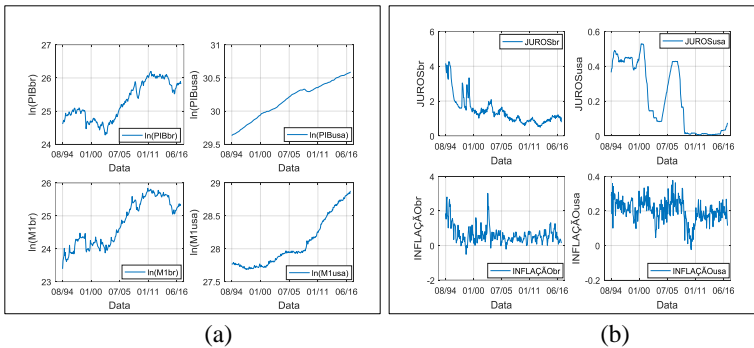
for pra usar em logaritmo, devem ser transformadas em número índice com base 100, por exemplo.

¹⁸ Para PIB e M1: $diferença(\ln X) = \ln\left(\frac{x_{br}}{CAMBIO}\right) - \ln(x_{usa})$; para INFLAÇÃO e JUROS: $diferença(Y) = Y_{br} - Y_{usa}$.

¹⁹ Para as diferenças de PIB, de M1 e de M2 foi feito $\ln(x_{BR}) - \ln(x_{EUA})$, sendo x_{BR} e x_{EUA} as variáveis para o Brasil e Estados Unidos, respectivamente. Para as diferenças de inflação e de taxa de juros simplesmente fez-se a diferença entre os valores brasileiro e americano, em porcentagem.

evoluções, com o $\ln(M1br)$, como deve esperado, pois é com base no crescimento do $PIBbr$ da economia que se dá o ajustamento do crescimento de $M1br$. Esse mesmo processo de correlação das estruturas de evoluções acontece entre $\ln(PIBusa)$ com o $\ln(M1usa)$, mas com um grau menor no processo de dependência entre estas duas variáveis.

Figura 1: (a) Evoluções ao longo do período de análise de $\ln(PIBbr)$, $\ln(PIBusa)$, $\ln(M1br)$ e $\ln(M1usa)$, e; (b) Evoluções ao longo do período (Agosto/1994 a Abril/2017) das taxas de juros e de inflação, brasileiras e americanas.



Fonte: IPEADATA; Elaboração própria.

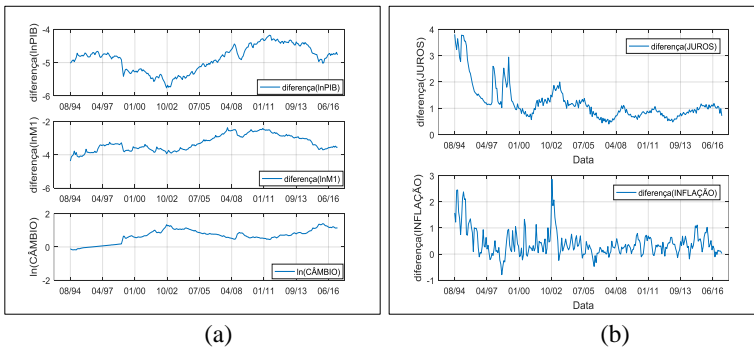
A Figura (1.b), acima, mostra as evoluções ao longo do período de análise (Agosto/1994 a Abril/2017), para as taxas de juros e de inflação, brasileiras e americanas. Nesta figura, observa-se que as variáveis taxas de juros interna (SELIC) e inflação (IPCA) da economia brasileira apresentam um grau de correlação linear relativamente acentuado ($\approx 0,96$), ao longo do período de análise (Agosto/1994 a Abril/2017), o que pode ser esperado, pois tanto no regime de taxa de câmbio fixo, como no regime de taxa de câmbio flutuante (após setembro de 1999), a taxa de juros de curto prazo sempre foi utilizada como instrumento de controle do processo inflacionário da economia brasileira. No entanto, um pouco diferente, pode-se observar que as estruturas de evoluções da taxa de juros de curto prazo e inflação dos USA apresentam ao longo do período de análise um grau de correlação linear menos significativo ($\approx 0,60$) que no caso da economia brasileira. Essas diferenças de comportamento entre as relações de taxa de juros e inflação nas duas economias estão associadas aos mecanismos de controle inflacionário. Na economia dos USA, o processo inflacionário dá-se preferencialmente, pelo controle da liquidez de moeda inserida na economia, via emissões e

recompras de títulos do tesouro americano, e no Brasil, como já especificado, essencialmente, via taxas de juros de curto prazo.

Na Figura (2.a) observa-se as evoluções das diferenças entre as variáveis da economia brasileira e dos USA, para os logaritmos dos respectivos PIBs e M1s, e o logaritmo do câmbio. Nesta figura, verifica-se claramente que a diferença logarítmica dos PIBs entre as economias doméstica e externa aparenta uma forte correlação, em termos das estruturas de evoluções, com relação à diferença logarítmica entre as bases monetária M1s, das respectivas economias, como é de se esperar, em função da análise apresentado quando da Figura (1.a). Observa-se ainda na Figura (2.a) que, no período de 1994 até 1999, a evolução das taxas de câmbio, medida em nível de logaritmo, evolui de forma correlacionada positivamente, com a diferença logarítmica entre as bases monetária M1, e correlacionado inversamente com a diferença logarítmica entre os PIBs. Deve ressaltar que no Brasil, no período de 1994-1999, prevalecia um regime de taxa de câmbio fixa, com pequenas desvalorizações progressivas, com base nos níveis inflacionários (e, indiretamente, com base nos níveis de M1). A partir de 1999, o Brasil passou a adotar o regime de câmbio flutuante, donde se observa uma estabilização cambial, com uma leve apreciação, principalmente, em função do crescimento da economia brasileira, caracterizado pela diminuição da diferença entre o PIB brasileiro e o PIB dos USA, mesmo diante de um crescimento significativo da diferença logarítmica entre as bases monetária M1, entre a economia doméstica (Brasil) e a economia externa (USA).

A Figura (2.b), abaixo, mostra as evoluções das diferenças dos logaritmos das variáveis taxas de juros interna, *diferença(JUROS)*, e inflação, *diferença(INFLAÇÃO)*, referentes, à economia brasileira e dos USA, ao longo do período de análise (Agosto/1994 a Abril/2017). Nesta figura, observa-se um forte grau de correlação linear entre as variáveis *diferença(JUROS)* e *diferença(INFLAÇÃO)*. Este comportamento demonstra uma predominância das variáveis monetárias brasileiras sobre as correspondentes variáveis monetárias dos USA, pois na economia brasileira, a taxa de juros de curto prazo sempre foi utilizado como instrumento de controle do processo inflacionário da economia brasileira, e os níveis inflacionários brasileiros, assim como as taxas de juros interna de curto prazo, são bem mais intensos que os níveis destas variáveis na economia dos USA, portanto, dominando este processo na relação de diferença das respectivas variáveis.

Figura 2: (a) Evoluções das diferenças entre os logaritmos dos PIB e de M1, do Brasil e Estados Unidos, e logaritmo do câmbio, e; (b) Evoluções das diferenças entre os logaritmos dos Juros e das Inflações, do Brasil e Estados Unidos.



Fonte: IPEADATA; Elaboração própria.

A partir da análise apresentada nesta subseção, com base nas Figuras (1) e (2), acima, observou-se que as estruturas das variáveis macroeconômicas da economia brasileira, relativas às da economia dos USA, apresentam padrões de estruturas de evoluções com certos graus de dependência, com características de comportamentos não estacionárias, e com possível componentes de cointegração de longo prazo. Portanto, tendo em vista estas características, apresentar-se-á na próxima subseção os testes de raízes unitária, com a finalidade de identificar os graus de integração das séries a ser inclusas na solução do modelo dado pelas Equações (4.18) e (4.19); ou seja, $diferença(JUROS)$, $diferença(INFLAÇÃO)$, $diferença(lnPIB)$, $diferença(INFLAÇÃO)$, $diferença(lnM1)$, e $ln(CÂMBIO)$.

Ainda, nas Figuras (2.a) e (2.b), praticamente, em todos os gráficos, pode-se observar alguns pontos de transição no processo de evolução das estruturas, das diferenças entre as correspondentes variáveis macroeconômicas, do Brasil e dos USA, envolvidas no estudo. Mais visivelmente, observa-se as quebras de estrutura no processo de evolução das variáveis $diferença(lnPIB)$, $diferença(lnM1)$, e $ln(CÂMBIO)$, e menos acentuado nas variáveis $diferença(JUROS)$ e $diferença(INFLAÇÃO)$. De uma forma geral, apesar das variáveis encontrarem-se na forma logarítmica, o que amortece consideravelmente as oscilações e mudanças de níveis, pode-se observar quebras de estruturas em Dezembro/1998, Outubro/2002, Abril/2008, Setembro/2013 e Junho/2016.

No período entre julho de 1994 a janeiro de 1999, período que antecede a primeira quebra, o regime cambial brasileiro foi caracterizado pelo uso de uma âncora nominal (uma taxa de câmbio que variava dentro de uma banda previamente definida) para fins de estabilização, e a adoção de uma política monetária que resultou em uma grande sobrevalorização cambial, e o conseqüente déficit comercial financiado por entrada de capitais. Esse período é também caracterizado pelo contágio de crises externas (crise mexicana (1994), crise asiática (de 1997/1998) e crise russa (1998))²⁰. Sob o contexto de uma taxa de câmbio semifixa, o Banco Central do Brasil (BCB) reagia ao movimento de saída de capitais, elevando fortemente a taxa de juros (com conseqüentes impactos na redução da inflação) e ao mesmo tempo oferecendo aos agentes “*hedge*” contra a desvalorização da taxa de câmbio via emissão de títulos públicos indexados ao câmbio.

Entre 1999 a 2003, o Brasil passou por efeitos de crises internas e externas que afetaram a economia brasileira. Nesse período o Brasil passava por profundas mudanças econômicas: (i) maxidesvalorização do Real frente ao dólar, em Janeiro/1999; (ii) mudança de regimes cambiais também em Janeiro/1999, para taxa de câmbio flutuante, com o estabelecimento de políticas de metas de inflação e superávit primário, isto em Setembro/1999; (iii) crise da Argentina em 2002, e; (iv) finalmente, a crise de desconfiança e incerteza para investimentos, com a possibilidade da eleição de um governo de esquerda, no segundo semestre de 2002.

Ainda em 1994, com a finalidade de controlar a inflação, foi implementado o plano de combate à inflação que prevaleceu até 1998. Entretanto, a implementação dessas políticas econômicas deflacionistas (juros elevados, baixo investimento estatal), associadas a um câmbio semi-fixo sobrevalorizado geraram, ao longo dos anos, um grave acúmulo de problemas econômicos estruturais. Diante desse quadro, o governo

²⁰ A crise asiática em 1997/1998 contribuiu para uma queda no preço das *commodities* e iniciou uma acentuada deterioração dos termos de troca, resultando em um súbito declínio no superávit comercial de economias emergentes. Brasil não passou inafetado por esta crise, mas foi a Rússia quem mais sofreu com esta crise, com conseqüências que tornaram uma forte crise, denominada crise da Rússia, em 1998. Essa crise acentou os efeitos da crise asiática sobre as demais economias emergentes, em função da redução da oferta de crédito internacional e intensificação da queda no preço das *commodities* (agrícolas, minerais e energéticas). Para maiores detalhes sobre a crise asiática, ver, por exemplo, Radelet *et al.* (1998); sobre a crise russa e o contágio para outros países, ver, por exemplo, Baig e Goldfajn (2000).

brasileiro introduziu em Janeiro/1999 uma maxidesvalorização cambial e, ao mesmo tempo, abandonou o regime de Bandas Cambiais, passando a operar em regime de câmbio flutuante. Essa nova estrutura da política monetária brasileira amenizou o quadro econômico brasileiro sem, contudo, mudar radicalmente o comportamento econômico, principalmente, porque novas crises surgiram no período entre 1999 a 2003, como a crise argentina²¹ em 2002, e a crise de desconfiança e incerteza para investimentos, com a possibilidade da eleição de um governo de esquerda, no segundo semestre de 2002.

A crise da argentina gerou efeitos de volatilidade cambial, com forte intensidade nos países da América Latina. O Brasil, especificamente, sofreu um grande impacto de volatilidade com essa crise, pois a Argentina é um dos seus principais parceiros comerciais. Ainda, no final de 2002, muitos investidores temiam as medidas a serem tomadas por um candidato de esquerda, que veio ascender ao poder. Nesse contexto, muitos economistas e comentaristas políticos levantaram um ambiente de incerteza para a economia brasileira, o que afetou negativamente o ambiente econômico que só terminou quando o governo eleito emitiu uma Carta aos Brasileiros, assumindo o compromisso de que não tomaria medidas que representassem grandes mudanças na política econômica brasileira.

No período de 2004-2007, após período de turbulências na economia brasileira, relacionadas aos acontecimentos econômicos e/ou políticos, o país entrou em um período de ascendência econômica. Contudo, a partir de 2004, favorecido pelo contexto benigno da economia internacional, a combinação entre política de acumulação de reservas cambiais, redução da dívida externa pública e superávits comerciais, fatores que reduziram a vulnerabilidade da economia brasileira, e permitiram enfrentar a crise do *subprime*²², em melhores condições do

²¹ Crise econômica que se iniciou na década de 1990 e atingiu o seu ápice no início da década de 2000, afetando a situação financeira argentina. Macroeconomicamente falando, o período crítico começou com a queda do PIB real em 1999 e terminou em 2002 com o retorno do crescimento do PIB. Em 1º de dezembro de 2001 ocorreu o ápice da crise. O desemprego superava os 15% e subia implacavelmente; a desconfiança de parte do mercado financeiro internacional cresceu, diante de uma grande dívida externa. Além disso, houve uma desvalorização do peso, o qual deixou de ter paridade com o dólar americano e caiu para 1/4 do seu valor. Ocorreu também uma crise bancária, a qual afetou brutalmente os poupadores e os depositantes (Calvo e Talvi, 2005).

²² A crise do *subprime* foi uma crise financeira, iniciada em 2007, a partir da quebra de instituições de crédito dos Estados Unidos. Essas instituições

que em outras crises externas. Nesse contexto, segundo Silva e Vernengo (2009), o Brasil demonstra, de forma enganosa, o “medo de flutuar”, ao estabelecer políticas que conduzem a uma grande diferença positiva entre taxas de juros internas e externas. Esses autores argumentam que a partir do regime de metas de inflação introduzido no Brasil em 1999, o Banco Central do Brasil introduziu uma política monetária muito conservadora em termos práticos, pois o seu único objetivo tem sido o de manter a taxa de inflação baixa e próxima da meta. Essa política monetária caracteriza, ao invés de um comportamento de “medo de flutuar”, um comportamento de “medo de inflação”, o que melhor explica o significativo diferencial entre as taxas de juros interna e externa, no curto prazo.

O processo político-econômico no Brasil, de 2007-2013, oscilou de forma significativa, tendo em vista que o país, em alguns momentos, precisou lançar mão de divisas em meio à crise do *subprime* de 2007/2009, e posteriormente, na crise instalada na União Europeia a partir de 2011, para o estabelecimento da taxa cambial brasileira, impedindo fortes depreciações ao longo do período. No entanto, a acumulação exponencial de reservas internacionais que, em 2008, o montante ultrapassou o estoque da dívida externa (Peres e Araújo, 2011), facilitou a tarefa de controle cambial, pois foi lançado mão dessas reservas para o seu controle. Também, nesse período, as autoridades governamentais americanas adotaram formas não convencionais de política monetária para garantir a liquidez das operações bancárias, recuperar o funcionamento do sistema financeiro e tirar a economia da recessão (Bernanke, 2012). A política de compra de ativos financeiros, denominada de *Quantitative Easing* foi utilizada pelo FED para tentar estimular a economia americana. Esta política aumentou a base monetária da economia, o que obrigou os investidores à realocarem os seus portfólios. Segundo Fratzscher et al. (2013) e Morgan (2011), devido à apreciação das moedas, bolha no preço dos ativos e desequilíbrios financeiros nos países emergentes, grande parte da liquidez introduzida nos USA, devido à política do *Quantitative Easing*, vazou, na forma de

concediam empréstimos hipotecários de alto risco (*subprime loan* ou *subprime mortgage*), o que acabou por levar vários bancos para uma situação de insolvência, repercutindo fortemente sobre as bolsas de valores de todo o mundo. A crise foi revelada ao público em fevereiro de 2007, como uma crise financeira grave (para muitos economistas, a mais grave desde 1929), com possibilidades de se transformar em crise sistêmica, entendida como uma interrupção da cadeia de pagamentos da economia global, que tenderia a atingir generalizadamente todos os setores econômicos (Bresser-Pereira, 2009).

saídas de capital privado, para as economias emergentes, em busca de maiores rentabilidade. Neste contexto, a economia brasileira, com uma taxa de juros elevada, recebeu grande contribuição com os influxos de capitais americanos, via QE desviadas para o Brasil, o que ajudou no controle de sua taxa de câmbio. No entanto, essa política Quantitative Easing terminou em 2013.

Após 2013, com o fim da liquidez financeira mundial, o crescimento econômico se exauriu, e a economia brasileira entrou num processo inflacionário, o que exigiu o aumento das taxas de juros, instrumento seguidamente utilizado para o controle da inflação no Brasil. Todo esse processo se intensificou com a sólida crise política que se instalou no Brasil, após 2014. Portanto, o que observa nesse período foi uma diminuição do crescimento, crescimento acentuado das taxas de juros, e a presença de níveis acentuados de inflação.

3.2.3 Testes para detectar a presença de raiz unitária nas variáveis

As Equações (3.17) e (3.18) estão estruturadas como um VEC, a partir das quais pretende-se identificar as relações dinâmicas de curto e longo prazo, através de modelos de multi-equações.

Portanto, o primeiro passo para a solução do problema é verificar a presença de raiz unitária em todas as variáveis envolvidas no modelo, com a finalidade de identificar se as séries econômicas são estacionárias, e quais são as ordens de integração de cada variável do modelo. Para isso, devemos realizar os testes econométricos de raiz unitária. Caso estas séries não sejam estacionárias, isto é, forem integradas de alguma ordem diferente de zero, deve-se diferenciá-las até que as mesmas tornem-se estacionárias e, desta forma, a ordem de integração de cada variável será identificada. No entanto, se algumas das variáveis a serem integradas no modelo demonstrarem ser integradas de primeira ordem, é possível que estas sejam cointegradas, envolvendo componentes (ou uma componente) de evolução de longo prazo, associadas a algum termo de correção de erro, com comportamento de um ruído branco.

Os testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF), e “Dickey-Fuller Generalized Least Squares” (DF-GLS) foram realizados com o objetivo de testar a presença de raiz unitária nas séries econômicas para, desta forma, definir se as séries são estacionárias, e identificar a ordem de integração das mesmas.

A literatura afim tem questionado a capacidade do teste de Dickey e Fuller (1989) em identificar de forma robusta a estacionaridade de séries de tempo, argumentando que este possui problemas quanto ao

poder do teste. Este problema advém da consideração do erro como um ruído branco²³, o que nem sempre é verdade, pois o mesmo pode ser um processo estacionário qualquer. O teste Dickey-Fuller aumentado (ADF), por sua vez, consegue corrigir este problema, pois incorpora termos adicionais nas defasagens da variável a ser analisada, corrigindo, desta forma, problemas de autocorrelação dos resíduos do teste Dickey-Fuller. No teste ADF, estima-se o modelo com as variáveis auto-regressivas com defasagens suficientes para que o teste de resíduos não rejeite a hipótese de que os resíduos tratam-se de um ruído branco.

O teste ADF, assim como o teste Dickey-Fuller, possui como hipótese nula H_0 a presença de raiz unitária, enquanto que a hipótese alternativa H_1 é de que não exista raiz unitária, ou seja, a série é considerada estacionária caso se rejeite a hipótese nula H_0 . Ainda, deve ser lembrado que o número de defasagens é um problema a ser resolvido. Se houver poucas defasagens, os resíduos podem não se comportar como um ruído branco, ao passo que muitas defasagens reduzem o número de graus de liberdade e, portanto, afetam o poder do teste no sentido da rejeição da hipótese nula, ou seja, um menor poder do teste leva a uma maior rejeição da hipótese nula de presença de raiz unitária, de forma errônea. Logo, o número de defasagens p deve ser o menor possível, de modo que os resíduos estimados sejam um ruído branco, isto é, estejam isentos de autocorrelação. Para isso, deve-se escolher o valor de defasagem que resulta no menor valor do critério de informação (AIC, BIC, HQIC)²⁴, e verificar se os resíduos possuem autocorrelação serial.

Nos testes ADF realizados no estudo, considerou-se dois modelos, sendo o primeiro um modelo autoregressivo sem drift (sem intercepto), e o segundo sendo um modelo autoregressivo com drift (com intercepto). Para este modelos, comparou-se a hipótese nula de raiz unitária, com a hipótese alternativa de estacionaridade. Os testes foram realizados, considerando-se defasagens autoregressivas, de “zero” até 10

²³ Processo no qual possui média zero, variância constante e não é correlacionado com o tempo.

²⁴ Os valores dos critérios de informação diferem quanto às suas equações em relação ao número de parâmetros estimados e ao tamanho da amostra, o que tende a mudar o número de defasagens ótimo escolhido por cada um. $AIC = -2 \left(\frac{LL}{T} \right) + \frac{2t_p}{T}$, $BIC = -2 \left(\frac{LL}{T} \right) + \frac{\ln(T)}{T} t_p$ e $HQIC = -2 \left(\frac{LL}{T} \right) + \frac{2\ln\{\ln(T)\}}{T} t_p$, onde T é o tamanho da amostra, t_p é o número de parâmetros estimados e LL é a função log-verossimilhança.

defasagens. O modelo com a defasagem “zero” é um modelo não estacionário, de passeio aleatório.

Foram estimados os teste de raízes unitária para ambos os modelos, ADF com drift (intercepto) e ADF sem drift (intercepto), contudo, os resultados não serão apresentados, tendo em vista o grande número de tabelas²⁵. A conclusão que se chegou, com nível de significância de 5%, tendo como critério, se prevalecer a hipótese nula H_0 , a série será não estacionária (existe uma raiz unitária), caso contrário, se rejeitar H_0 , a série será estacionária (não existe uma raiz unitária). Portanto, conforme os resultados estimados, observou-se que, com ou sem o intercepto, que para todas as defasagens analisadas, as variáveis $\ln(\text{CAMBIO})$, $\text{diferença}(\ln M1)$, e $\text{diferença}(\ln \text{PIB})$, apresentam raiz unitária, pois não se rejeitou a hipótese nula H_0 , portanto estas séries foram consideradas como não estacionárias, e sendo integradas de primeira ordem. Para a variável $\text{diferença}(\text{INFLAÇÃO})$, rejeitou-se H_0 para ambos os modelos, com *drift* e sem *drift*, portanto, esta variável foi considerada estacionária. Os testes para a variável $\text{diferença}(\text{JUROS})$, no modelo com intercepto não se rejeitou H_0 , mas para o modelo sem o intercepto, ao incluir 5, 6, 9 e 10 defasagens, esta variável mostrou-se ser estacionária. Para todas as defasagens ótimas, escolhidas pelos critérios de informação, os modelos regressão estimados nos testes ADF não mostraram evidências de autocorrelação serial, de acordo com a estatística de Durbin-Watson.

Uma vez que o número de defasagens afeta as propriedades de poder de teste, e o número correto de defasagens que devem ser incluídos em um modelo, nos focalizaremos em testar a suposição de estacionaridade, aplicando o teste DF-GLS, desenvolvido por Elliott-Rothenberg-Stock (ERS, 1996). Este é um teste de raiz unitária eficiente para investigar a possibilidade de que as séries temporais sejam integradas. Este teste é semelhante ao teste t de Dickey-Fuller aumentado, mas com o melhor desempenho global, em termos do poder do teste, e quando os teste são aplicados para uma amostra pequena, ou quando uma média é desconhecida, ou a amostra apresenta uma tendência (Elliott-Rothenberg-Stock, 1996, p.813).

Com a rotina DF-GLS, testa-se a estacionaridade, para detectar a ordem de integração das séries temporais, e selecionar o número de defasagem apropriado que implica nas estabilidades das séries de tempo. Na rotina, conforme implementada no software STATA, a ordem de

²⁵ Estes testes de raiz unitária para as variáveis em primeiras diferenças foram omitidas, mas o autor se dispõe a providenciá-las, caso seja requisitado.

defasagem ideal é escolhida de acordo com o teste sequencial de Ng-Perron (1995), o critério de informação Bayesian Schwarz (BIC) e o critério de informação Akaike modificado, MAIC (Ng-Perron, 2001). Da mesma maneira que os testes ADF, o teste DF-GLS possui como hipótese nula H_0 a presença de raiz unitária na série, em oposição à hipótese alternativa de que a série é estacionária.

Nas Tabelas (B.1) a (B.10), do anexo B, são apresentados os resultados do teste DF-GLS, para as variáveis do modelo. Ao realizar os testes, considerou-se dois modelos, um com tendência determinística, e o outro sem. Os níveis de significância calculados foram de 1, 5 e 10%. A defasagem ótima foi escolhida de acordo com o teste t sequencial de Ng-Perron (1995), o critério de informação Bayesiano Schwarz (BIC), e o critério de informação Akaike modificado (MAIC) (Ng-Perron, 2001). Com o modelo sem tendência, somente a variável *diferença(INFLAÇÃO)* mostrou um comportamento estacionário, ao nível de significância de 1%, e 5%. No entanto, com o modelo com tendência determinística, as variáveis *diferença(INFLAÇÃO)* e *ln(CÂMBIO)* mostraram um comportamento estacionário, ao nível de significância de 1%, e 5%. Portanto, não se rejeita a hipótese nula de presença de raiz unitária, para as variáveis do modelo ao nível de significância 5%; ou seja, *diferença(lnPIB)*, *diferença(lnM1)*, e *ln(CÂMBIO)*. Assim, conclui-se que estas últimas variáveis analisadas do modelo são consideradas não estacionárias, e com possibilidades de ser cointegradas de ordem 1, $I(1)$, portanto, possivelmente, possuindo componentes de cointegração de longo prazo.

Com a finalidade de verificar se as variáveis integrantes do modelo possuem componentes de cointegração de longo prazo, precisa-se demonstrar que estas são integradas de ordem $I(1)$. Para tanto, assumimos que os resultados dos testes DF-GLS são mais robustos, e como todas as variáveis em nível possuem raiz unitária, então, é necessário diferenciá-las até que elas se tornem estacionárias. Tomando as primeiras diferenças das séries e realizando novamente os testes descritos acima (ADF e DF-GLS), desta vez para as variáveis em primeiras diferenças, a hipótese de presença de raiz unitária (não estacionaridade) foi rejeitada para todas as defasagens ótimas dos critérios de informação analisados, com um nível de significância de 5%. Isto é, todos os resultados indicaram que as variáveis tornaram-se estacionárias nas primeiras diferenças. Portanto conclui-se que as variáveis do modelo (*diferença(lnPIB)*, *diferença(lnM1)*, e *ln(CÂMBIO)*, *diferença(JUROS)* e *diferença(INFLAÇÃO)*), são integradas de

ordem 1, ou $I(1)$. Devido à grande quantidade de tabelas de resultados, estes testes de raiz unitária para as variáveis em primeiras diferenças foram omitidas, mas o autor se dispõe a providenciá-las, caso seja requisitado.

Conforme os testes de raiz unitária, conclui-se que as variáveis inclusas no modelo são todas integradas $I(1)$. Consequentemente, devemos testar o modelo para verificar a presença de equações de cointegração entre estas. No entanto, primeiro se deve considerar que os testes ADF e DF-GLS de raiz unitária aplicados na análise testam a estacionariedade das séries, levando em conta a presença de correlações lineares. Mas, ao observar as Figuras (1) e (2), acima, é possível constatar que as evoluções das séries de tempo das variáveis do modelo apresentam quebras estruturais, o que pressupõe a possibilidade de existência de efeitos não lineares associados com estas visíveis quebras em destaques. É natural que as variáveis fundamentais do modelo monetário dado pelas Equações (3.17) e (3.18) possuem tanto efeitos lineares quanto não-lineares, tendo em vista o complexo processo de interações entre elas, tanto na economia doméstica, como na economia externa. Por estes motivos, antes de estruturar o modelo em estudo, aplicaremos na subseção que se segue, alguns testes de quebra de estruturas, e caso seja identificado a presença de quebras nas trajetórias de evolução das séries, conjecturaremos que estas estejam associadas à presença de efeitos não-lineares interagindo entre as variáveis do modelo.

3.2.4 Quebras de estruturas e não linearidades

Portanto, como se observa na análise da evolução da política econômica brasileira apresentada na Subseção 3.2.1, acima, existem evidências de que as mudanças destacadas no processo político/econômico da economia brasileira encontram-se associados às possíveis rupturas devido a efeitos de interações não lineares interagindo no processo. Ainda é necessário considerar que os testes de raiz unitária lineares, como o ADF e o DF-GLS, podem produzir resultados errados quando as séries temporais exibem quebras estruturais, dando evidências falsas de não-estacionariedade. Mas, muitos testes de raiz unitária têm sido desenvolvidos com a finalidade de testar instabilidade estrutural, entre os quais destacaremos o teste Zandrews (Zivot e Andrews, 1992) e os testes clemao2 e clemio2, propostos por Clemente, Montanes e Reyes (1998), que permitem testar a hipótese da raiz unitária levando em consideração a possibilidade de quebras estruturais nos dados das séries em estudo.

O teste Zandrews²⁶ permite uma ruptura estrutural única no intercepto e/ou na tendência da série, determinada por uma busca na base de dados, de possíveis pontos de interrupção, identificando os níveis de descontinuidade na primeira diferença da série de dados. Posteriormente, o procedimento conduz um teste de raiz unitária condicional na série, semelhante ao teste Dickey-Fuller aumentado, incluindo as quebras ideais estimadas. No entanto, esse teste também pode ser aplicado em uma parte da série temporal e descobrir os outros pontos de interrupção, mapeando assim todo o comportamento das séries temporais. Semelhante ao método implementado no DF-GLS, o teste zandrews fornece três métodos diferentes para a seleção de comprimento de defasagem ideal: o teste sequencial de Ng-Perron (1995), o critério Bayesian de informação de Schwarz (BIC) e o Critério de informação Akaike (AIC).

Os resultados do teste de Zandrews são relatados na Tabela 1, abaixo, examinando quebras estruturais no nível, tanto no intercepto quanto na tendência das séries temporais. Nesta tabela são apresentadas a estatística t com a respectiva indicação do nível de significância (indicado por asteriscos, com legenda em notas abaixo da tabela), a data das quebras de estruturas significativas, no intercepção e na tendência, e as defasagens ótimas. A partir dos resultados obtidos para a série de tempos no nível, não rejeitamos a hipótese nula de não raiz unitária (não-estacionária) para as variáveis *diferença(lnM1)*, *diferença(lnPIB)*, e *ln(CÂMBIO)*. Por outro lado, com significância de 1% pode-se aceitar a condição de estacionaridade, diante de quebras significativas, para as variáveis *diferença(INFLAÇÃO)* e *ln(CÂMBIO)*. Os resultados apresentados na Tabela 1 foram mantidos somente para aquelas quebras identificadas em um mesmo ponto, pela teste Zandrews, que se mostraram consistente para todas as séries de dados das variáveis especificadas no modelo. Este teste de Zandrews identificou pontos de quebras significativas, ao nível de 10%, em uma ou outra série, mas não em todas, na mesma posição.

²⁶ O algoritmo de Zandrews, com quebras no intercepto e na tendência, é dado por $y_t = \hat{\mu} + \hat{\theta}DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}t + \hat{\gamma}DT_t(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t$, com $DU_t(\lambda) = 1$, se $t > T\lambda$, e 0, caso contrário; $DT_t(\lambda) = t - T\lambda$ se $t > T\lambda$, e 0 caso contrário. Quando a defasagem ótima é zero, o modelo reduz a $y_t = \hat{\mu} + \hat{\theta}DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}t + \hat{\gamma}DT_t(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}y_{t-1}$ (isto é, uma tendência determinística sobrepõe às componentes irregulares e cíclicas). A localização da fração de quebra (ou ponto de quebra) $\lambda = T_b/T$ (onde T_b é o ponto de quebra procurado e T o comprimento da amostra).

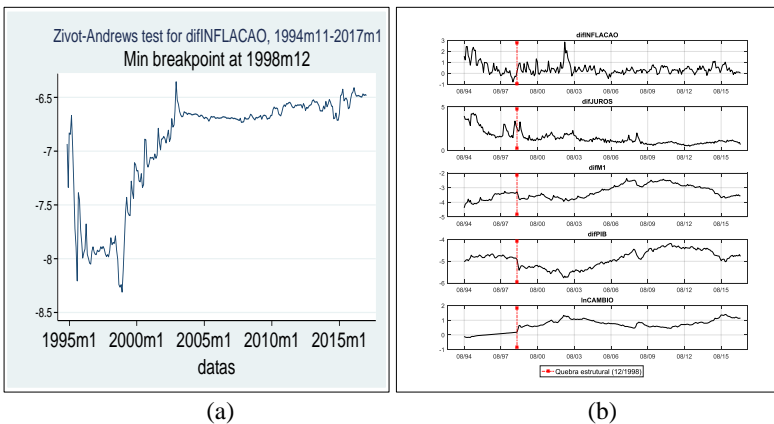
Com estes resultados apresentados na Tabela (1), abaixo, deduzimos que o teste de raiz unitária Zandrews confirma que as séries de tempos analisadas para as variáveis *diferença(lnM1)*, *diferença(lnPIB)*, e *ln(CÂMBIO)* são não-estacionárias, e seguem um processo integrado de primeira I(1).

Tabela 1: Defasagens ótimas, estatística de teste *t*, e valores críticos para os testes de raiz unitária com quebras de estrutura Zandrews, com quebras estruturais no intercepto e na tendência.

	Seleção de defasagens via AIC	Estatística <i>t</i> mínima	Ponto de Quebra Identificado	Valores críticos		
				1%	5%	10%
<i>dif(INFLAÇÃO)</i>	0	-8.310***	1998m12	-5.57	-5.08	-4.82
<i>dif(JUROS)</i>	3	-6.088 ***	1998m12	-5.57	-5.08	-4.82
<i>dif(lnM1)</i>	0	-3.662	1998m12	-5.57	-5.08	-4.82
<i>dif(lnPIB)</i>	2	-2.594	1998m12	-5.57	-5.08	-4.82
<i>ln(CÂMBIO)</i>	3	-3.123	1998m12	-5.57	-5.08	-4.82

Nível de Significância: *→ 10%; **→ 5%, e; ***→ 1%.

Figura 3: (a) Representação do gráfico de estimativa de quebra pelo método Zandrews para a variável *diferença(INFLAÇÃO)*, como exemplo, e; (b) Representação gráfica de estimativa das quebras para todas variáveis, pelo método Zandrews.



Fonte: Elaboração própria.

A Figura (3.a), acima, apresenta, como forma ilustrativa, o gráfico de identificação da quebra, na primeira diferença da variável *diferença(INFLAÇÃO)*, e na Figura (3.b), mostrando os pontos de transição em todas variáveis, donde se pode observar claramente, as transições no comportamento em todas variáveis macroeconômicas.

Portanto, tendo em conta os resultados de quebra de estrutura apresentados na Tabela (1), considera-se a possibilidade de se estruturar um modelo VEC, com multi-equações, composto por dois submodelos: um antes da quebra (Dezembro/1998) e outro após a quebra, conforme equações de (3.19) a (3.24). A estrutura das equações de cointegração deverá envolver as variáveis *diferença(lnM1)*, *diferença(lnPIB)*, e *ln(CÂMBIO)*. Este modelo será denominado de modelo VECM I, cuja estrutura e resultados desse modelo serão apresentado no Capítulo 4, abaixo.

Ainda, aplicaremos nesse estudo os testes de raiz unitária de Montanes e Reyes (1998)²⁷. Estes autores propuseram dois testes de raiz unitária, sendo um envolvendo na análise a identificação de "*additive outlier*", o modelo CLEMAO, que captura uma mudança repentina na série e o "*innovation outlier*", o modelo CLEMIO, que captura uma mudança gradual na média da série. Por conveniência, nós aplicamos a formulação do teste de raiz unitária que captura até duas rupturas estruturais. Esses testes também podem ser aplicados em uma parte da série temporal, e descobrir outros pontos de quebras de transição, mapeando assim todo o comportamento das séries temporais.

Os resultados dos testes CLEMAO2 e CLEMIO2 são apresentados na Tabela (2), examinando, simultaneamente, duas quebras estruturais, em nível, para ambas as metodologias: *additive outlier* e *innovation outlier*. Nesta tabela são apresentadas a estatística t , t crítica, em 5% de significância, e os pontos de quebra ótimos selecionados, cujas estatísticas t de teste de significância encontram-se referenciadas nas

²⁷ O CLEMAO e CLEMIO envolvem a estimativa de $y_t = \mu + \delta_1 DU_{1t} + \delta_2 DU_{2t} + \tilde{y}_t$, onde $DU_{mt} = 1$ para $t > Tb_m$ e 0, caso contrário, para $m = 1, 2$. Tb_1 e Tb_2 são os pontos de quebras, a ser localizado por uma malha de procura. Os resíduos desta regressão, \tilde{y}_t , são, então, a variável dependente na equação a ser estimada, regredida sobre os seus valores defasados, sobre um número de diferenças defasadas, e sobre um conjunto de variáveis dummies, necessárias para fazer com que a distribuição da estatística teste seja rastreável. Ou seja: $\tilde{y}_t = \sum_{i=1}^k \omega_{1i} DU_{b1,t-i} + \sum_{i=1}^k \omega_{2i} DU_{b2,t-i} + \alpha \tilde{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_i \tilde{y}_{t-i} + e_t$, onde $DT_{bm,t} = 1$, for $Tb_m + 1$ e 0, caso contrário, para $m = 1, 2$.

colunas $du1$ e $du2$, da Tabela (2). As estatísticas t de teste de significância de estacionaridade encontram-se referenciadas na coluna $(\rho - 1)$.

Tabela 2: Resultados dos testes de raiz unitária na presença de quebras estruturais CLEMAO (Additive Outliers) e CLEMIO (Innovative Outliers, mudança gradual) (Clemente et al., 1998).

Séries de tempo de Agosto/1994-Abril/2017 – Teste de Raiz Unitária no nível				
Variable	Clemao - Additive Outliers			
	Min t			Ótima Quebra
	du1	du2	$(\rho - 1)$	
$dif(INFLAÇÃO)$	10.681	0.305	-8.355	1995m10; 2002m9
$dif(JUROS)$	-15.695	-10.263	-1.849	1995m10; 1999m1
$dif(lnM1)$	30.714	-16.126	-4.630	2006m1; 2014m10
$dif(lnPIB)$	-14.869	28.046	-4.231	1999m3; 2006m12
$ln(CÂMBIO)$	24.126	8.856	-2.870	1999m4; 2015m10
Clemio - Innovative Outliers				
Variable	Min t			Ótima Quebra
	du1	du2	$(\rho - 1)$	
	$dif(INFLAÇÃO)$	-5.339	-0.384	-9.609
$dif(JUROS)$	-4.974	-3.943	-7.643	1995m7; 1999m2
$dif(lnM1)$	3.787	-4.587	-4.587	2004m5; 2014m8
$dif(lnPIB)$	-3.102	3.877	-4.081	1998m9; 2004m12
$ln(CÂMBIO)$	2.929	2.732	-3.810	1998m11; 2014m6

A partir dos resultados obtidos pelo teste CLEMAO2, para a série de tempos no nível, a hipótese nula de uma raiz unitária não é rejeitada para as variáveis $diferença(JUROS)$, $diferença(lnM1)$, $diferença(lnPIB)$, e $ln(CÂMBIO)$, ao nível de significância de 5%, como se observa na coluna $(\rho - 1)$. Também, de acordo com o teste CLEMAO2, praticamente, todas quebras identificadas para estas variáveis demonstram ser significativas ao nível de 5%. No entanto, também de acordo como o teste CLEMAO2, a variável $diferença(INFLAÇÃO)$ demonstra ser estacionária, mesmo na presença de quebra de estrutura, como se observa na Tabela (2), nas colunas $du1$ e $du2$ (observa-se que a quebra 2002m9, estimada para a variável $diferença(INFLAÇÃO)$ não é significativo).

Entretanto, a partir dos resultados obtidos pelo teste CLEMIO2, para a série de tempos no nível, a hipótese nula de uma raiz unitária não é rejeitada somente para as variáveis $diferença(lnM1)$,

diferença(lnPIB), e *ln(CÂMBIO)*, ao nível de significância de 5%, como se observa na coluna $(\rho - 1)$. Também, de acordo com o teste CLEMIO2, praticamente, todas quebras identificadas para estas variáveis demonstram não ser significativas ao nível de 5%. No entanto, também de acordo como o teste CLEMIO2, as variáveis *diferença(INFLAÇÃO)* e *diferença(JUROS)* demonstram ser estacionárias, mesmo na presença de quebra de estrutura, como se observa na Tabela (2), nas colunas *du1* e *du2* (observa-se que a quebra 1995m6, estimado para a variável *diferença(INFLAÇÃO)* é significativa).

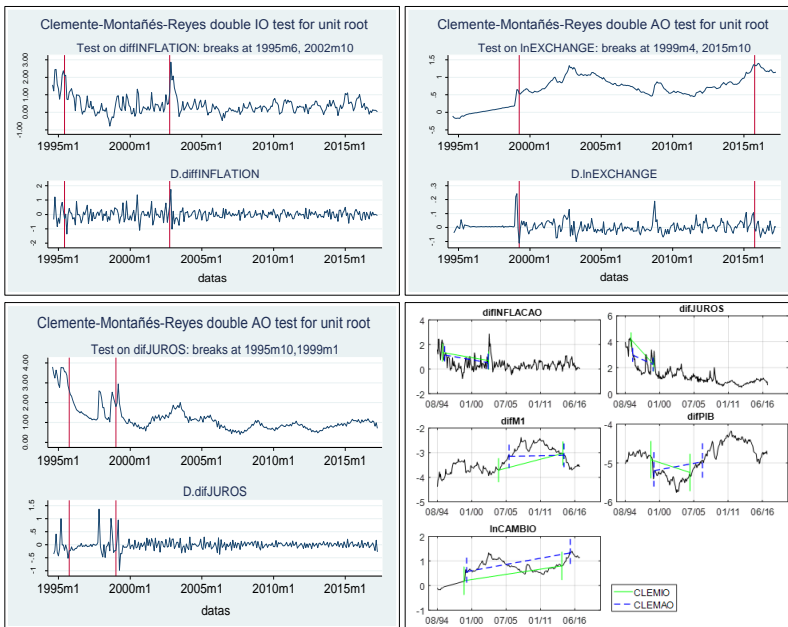
Tabela 3: Identificação de grupos de variáveis com quebras em pontos próximos, e resumo destas quebras.

Grupo 1 de variáveis com quebras em pontos próximos			Resumo de Quebras
<i>diferença(JUROS)</i>	1995m10; 1999m1	1995m7; 1999m2	1995m7-1998m12; 2004m6; 2014m6
<i>diferença(lnPIB)</i>	1999m3; 2006m12	1998m9; 2004m12	
<i>ln(CÂMBIO)</i>	1999m4; 2015m10	1998m11; 2014m6	
Grupo 2 de variáveis com quebras em pontos próximos			
<i>diferença(INFLAÇÃO)</i>	1995m10; 2002m9	1995m6; 2002m10	1995m6-2002m10; 2004m5; 2014m6
<i>diferença(lnM1)</i>	2006m1; 2014m10	2004m5; 2014m8	

De uma forma geral, pode-se observar na Figura (4), abaixo, nas duas figuras na parte superior, e na figura à esquerda, na parte inferior, por meio dos gráficos de diferenças que os testes CLEMIO e CLEMAO identificam rupturas nas estruturas, identificando os níveis de flutuações na evolução da primeira diferença, diferentemente, do procedimento de identificação de quebra de estrutura no teste Zandrews, que identifica o ponto com a maior descontinuidade na curva da primeira diferença da variável.

Nos gráficos da figura à direita na parte inferior da Figura (4) são apresentados um resumo dos pontos de quebras identificados pelos testes CLEMAO2 e CLEMIO2. Observa-se nesses gráficos que podemos selecionar, de uma forma aproximada, dois conjuntos de variáveis que apresentam os pontos de quebras em momentos de tempo aproximados: um primeiro grupo, envolvendo as variáveis *diferença(JUROS)*, *diferença(lnPIB)*, e *ln(CÂMBIO)*, e um segundo grupo envolvendo as variáveis *diferença(INFLAÇÃO)* e *diferença(lnM1)*. Os pontos de quebras destes dois grupos são resumidos na Tabela (3), abaixo.

Figura 4: Estruturas das estimativas dos pontos de quebra pelos testes CLEMAO2 e CLEMIO2, e ilustrações gráficas das identificações desses testes, emitidos pelo software STATA.



Fonte: Elaboração própria.

Considerando os resumos dos grupos com quebras de estruturas próximas, podemos considerar a possibilidade de estruturar um modelo VEC, com submodelos, entre as quebras 1995m6, 1998m12, 2004m5, e 2014m6. Para esta situação, poderemos estruturar quatro sub-modelos, tomando como amplitude de séries de tempo para o período 1995m6 a 2017m7. Também, observamos que de uma forma geral, como destacado anteriormente, as variáveis *diferença(JUROs)*, *diferença(lnM1)*, *diferença(lnPIB)*, e *ln(CÂMBIO)* foram identificadas como cointegradas de ordem 1, portanto, possivelmente, podendo gerar equações de cointegração, com tendências de longo prazo. Assim, nessa pesquisa será esquematizado um segundo modelo VEC, com multi-equações, composto por quatro submodelos, conforme equações de (3.19) a (3.24). Este modelo será denominado de modelo VECM II, cuja estrutura e resultados desse modelo serão apresentado no Capítulo 5, abaixo.

4 ESTRUTURA E ANÁLISE DE RESULTADOS DO MODELO VECM I

Conforme destacado no capítulo 3, serão considerados dois modelos distintos na análise empírica do estudo. Nesta Seção preocuparemos com o primeiro modelo, denominado VECM I, que envolve um modelo VEC (Vector Error Correction) aplicado às Equações (3.17) e (3.18), cujos testes de raiz unitária de quebra de estrutura Zandrews apresentados na Subseção (3.2.4), utilizando a base de dados de Agosto/1998 a Abril/2017, demonstrou a presença de quebra de estrutura concentrada, em Dezembro/1998, em todas as variáveis incluídas no modelo, a saber, *diferença(JUROS)*, *diferença(lnPIB)*, *ln(CÂMBIO)*, *diferença(INFLAÇÃO)* e *diferença(lnM1)*. Em particular, não rejeitamos a hipótese nula de raiz unitária (não-estacionária) para as variáveis *diferença(lnM1)*, *diferença(lnPIB)*, e *ln(CÂMBIO)*. Estas variáveis se caracterizam como integradas de primeira ordem, o que conseqüentemente induz a presença de equações de cointegração. No entanto, as variáveis *diferença(INFLAÇÃO)* e *diferença(JUROS)*, mesmo contendo quebras de estruturas, rejeitam a hipótese nula, podendo ser consideradas como estacionárias.

Portanto, considerando a quebra sintética em Dezembro/1998, conforme evidenciado na Tabela (1), e Figura (3.b), na Subseção 3.2.4, o modelo VECM I será estruturado, considerando dois sub-modelos. Um primeiro submodelo envolverá as amostras de Agosto/1994 (início da amostra total) a Dezembro/1998, momento da quebra estrutural encontrada. O segundo sub-modelo envolverá o período definido pelo momento imediatamente posterior à quebra, até a última observação do estudo (isto é, de Janeiro/1999 a Abril/2017). Estes dois sub-períodos possuem, respectivamente, 53 e 223 observações.

Os dois sub-modelos a serem estimados, serão estruturados usando a técnica VECM, modelo de multi-equações com correção de erro, e a integração entre as soluções dos sub-modelos será estabelecida conforme Equações (3.19) e (3.20). Para a quebra estrutural, serão avaliadas as descontinuidades dos modelos estimados, de modo que a transição das soluções seja feita por uma das equações de transição que melhor adapte ao processo, a ser escolhida entre as Equações (3.22) a (3.24). Caso haja uma discrepância grande entre as estimações, isto é, um “salto” acompanhado de oscilações no processo de transição entre os modelos estimados, nas regiões que antecede e após o momento da quebra estrutural, será utilizado o modelo Smooth Transition Autoregressive

(STAR) para estimar esta transição. Neste caso, se a transição for negativa, será utilizada a equação logística (Equação (3.23)), e se positiva, utilizar-se-á a equação exponencial (Equação (3.24)). No entanto, se a transição entre os submodelos estimados for caracterizado por um “salto” brusco, o processo de transição poderá ser feito pela função de transição Heaviside (Equação (3.21))²⁸, que atende a passagem, em forma de degrau, de um sub-modelo ao outro.

4.1 METODOLOGIA

O modelo Vetor de Correção de Erros (VECM) é adequado para análise de séries temporais não estacionárias que possuem componentes de cointegração que se caracterizam como relações de equilíbrio de longo prazo. Apesar do modelo identificar presença de tendências de longo prazo, o modelo também permite estudar as dinâmicas de ajuste de curto prazo presente nos dados. Os autores Lütkepohl e Krätzig (2004) descrevem a fórmula do modelo geral VECM como:

$$\Gamma_0 \Delta y_t = \mu + \alpha [\beta' \eta'] \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ D_{t-1}^{co} \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q H_j x_{t-j} + D_t + \epsilon_t, \quad (4.1)$$

onde $\Gamma_0 = I_k$ (I_k é a matriz identidade de ordem k). y_t é um vetor $k \times 1$ de variáveis endógenas, x_t é um vetor $m \times 1$ de variáveis exógenas, Γ_i (com $i = 1, 2, \dots, p$) é uma matriz $k \times k$ de coeficientes, H_j (com $j = 1, 2, \dots, q$) é outra matriz de coeficientes, $m \times m$. D_{t-1}^{co} engloba os termos determinísticos presentes nas relações de cointegração, e D_t refere-se às demais variáveis determinísticas do modelo, como constantes, tendência linear, variáveis dummy sazonais, assim como outras variáveis dummy especificadas. O vetor de erros, ϵ_t , é um vetor $k \times 1$ com média zero.

Para a solução do modelos dado pela Equação (4.1), é necessário determinar, se existem equações de cointegração, e quais são as equações de cointegração. Os vetores de parâmetros $\alpha \times \beta'$ identificam a relação de longo prazo do modelo. O vetor de parâmetros α representa a velocidade de ajuste dos parâmetros, e o vetor de parâmetros β estabelece

²⁸ A função Heaviside (ou função degrau) é uma função descontínua. Sendo a descontinuidade no ponto $x = a$, seu valor é zero para quando o seu argumento é negativo ($x < a$) e valor unitário quando o argumento for positivo ($x > a$). Para argumento nulo ($x = a$), faz-se a média dos limites laterais da função (pela esquerda e pela direita).

as relações de cointegração do modelo. A matriz η' é uma matriz $r \times n$, no qual r é o rank da matriz de coeficientes, e n a dimensão dos termos determinísticos nas relações de cointegração, D_{t-1}^{co} . Deve ser enfatizado que nos dois sub-modelos estruturados nesta subseção, não serão utilizadas nenhuma variável dummy, tanto na equação de cointegração, como nas equações do modelo VAR, de curto prazo.

Como descrito na Subseção 3.1, o modelo VECM a ser estruturado no estudo é composto por sub-modelos, conforme descrito pelas equação (3.19), transcrita a seguir:

$$m(t) = \sum_{k=1}^K p_k(t)m_k(t), \quad (4.2)$$

onde $(m_k)_{k=1,\dots,K}$ é um conjunto com K sub-modelos e $p_k(t)$ é o peso associado ao sub-modelo k no instante t . Nesta estrutura, as funções peso, p_k , são construídas usando um conjunto com $K - 1$ funções de transição. Desta forma, $m(t)$, na Equação (4.2) acima, torna o modelo integrado para toda a base de dados, representando a soma ponderada de todos os sub-modelos. No caso desse estudo, $K = 2$, pois haverá somente por dois submodelos.

As funções de transição, p_k (Equação (3.20)), são construídas usando o conjunto de funções transição $\{\pi_{\eta_k}\}_{k=1,\dots,K-1}$, associados à cada mudança no ponto τ_k , e parametrizado pelo vetor η_k , tal que:

$$p_k(t) = \pi_{\eta_{k-1}}(t - \tau_{k-1}) - \pi_{\eta_k}(t - \tau_k), \quad (4.3)$$

para $\forall k = 1, \dots, K$, e a função de transição $\pi_{\eta_k}(t)$ pode ser representada por qualquer função paramétrica crescendo de 0 a 1, tais como função degrau Heaviside (Equação (3.22)) ou Smooth Transition Regression, STAR (Equações (3.23) ou (3.24)), dependendo tanto dos dados como do escopo considerado, conforme destacado no início deste capítulo.

Conforme já explicado na subseção acima, a amostra foi dividida em duas sub-amostras, $m_1(t)$ e $m_2(t)$, com $K = 2$, e apenas uma quebra quebra estrutural, portanto, havendo apenas uma função de transição. A estrutura de cada submodelo $(m_k)_{k=1,2}$ baseia-se na Equação (4.1). Assim, tem-se um primeiro modelo de correção de erros, VEC, para o sub-modelo $m_1(t)$, envolvendo os dados da amostra antes da quebra estrutural, englobando uma sub-amostra com 53 observações, de Agosto/1994 a Dezembro/1998; e um segundo modelo de correção de erros VEC, para o submodelo após a quebra estrutural, $m_2(t)$, com 223 observações, que vai de Janeiro/1999 até a última observação, Abril/2017.

4.2 ESTRUTURA DO MODELO DE VETOR DE CORREÇÃO DE ERROS

O primeiro passo para estabelecer as estruturas dos modelos $m_1(t)$ e $m_2(t)$ é determinar a estacionaridade dos modelos. Para tanto, aplicaremos nesta etapa o teste de raiz unitária DF-GLS, que apresenta maior robustez na ausência de quebra, nas séries de dados das variáveis dos modelos: $m_1(t)$ antes da quebra e $m_2(t)$ após a quebra. Os resultados destes testes encontram-se apresentados no Anexo C, nas Tabelas (C.1) a (C.5) para o modelo $m_1(t)$, e nas tabelas (C.6) a (C.10), para o modelo $m_2(t)$. Estes testes de raiz unitária foram aplicados, na versão sem tendência determinística, e na versão com tendência determinística.

Para o modelo $m_1(t)$, na versão sem tendência determinística constata-se através dos resultados que todas variáveis do modelo, as variáveis *diferença(JUROS)*, *diferença(lnPIB)*, *ln(CÂMBIO)*, *diferença(INFLAÇÃO)* e *diferença(lnM1)*, se caracterizaram com não estacionárias, e integradas $I(1)$. Portanto, sendo cointegradas, o que permite estruturar um modelo VEC, envolvendo todas as variáveis nas equações de cointegração. No entanto, para o modelo $m_1(t)$, na versão com tendência determinística, constata-se através dos resultados que as variáveis *diferença(JUROS)*, *diferença(lnPIB)*, e *diferença(lnM1)*, se caracterizaram com não estacionárias, e integradas $I(1)$, mas as variáveis *diferença(INFLAÇÃO)* e *ln(CÂMBIO)* demonstraram ser estacionárias. Após testes com as estimativas das equações de cointegração, com tendência determinística e sem tendência, introduzimos todas variáveis nas estimativas das equações de cointegração, conforme sugerido nos testes DF-GLS na versão sem tendência determinística, pois estas estimativas demonstraram ser mais consistentes.

Para o modelo $m_2(t)$, as estimativas dos testes de raiz unitária na versão sem tendência determinística mostram que as variáveis *diferença(JUROS)*, *diferença(lnPIB)*, *diferença(INFLAÇÃO)*, e *diferença(lnM1)*, se caracterizaram com não estacionárias, e integradas $I(1)$. Portanto, sendo cointegradas, o que permite estruturar um modelo VEC para o modelo $m_2(t)$, envolvendo estas variáveis nas equações de cointegração, pois, a variável *ln(CÂMBIO)* demonstrou ser estacionária.

Para determinar o número de defasagens de cada modelo, $m_1(t)$, e $m_2(t)$, foi utilizado o comando VARSOC, do software STATA. Este comando serve para selecionar o número ótimo de defasagens, p , das

variáveis endógenas no modelo. Para esta finalidade, o software minimiza os critérios de informação AIC, SBIC, e HQIC, além da função Log Likelihood (LL), sequential Likelihood Ratio (LR) e Akaike Final Prediction Error (FPE).

Para o modelo $m_1(t)$, os testes AIC, SBIC e HQIC indicaram quatorze lags, FPE indicou sete lags, o teste LR indicou treze defasagens, e o teste LL não indicou a defasagem ótima. Foram testados modelos com sete, treze e quatorze lags, e o desempenho do modelo com sete lags mostrou-se superior, pois permitiu um grau de liberdade maior para o modelo, tendo em vista que a amostra para esse modelo foi de 53 observações; portanto, este foi o modelo $m_1(t)$ utilizado. Os testes para o modelo $m_2(t)$, indicaram cinco defasagens para o critério SBIC, dez defasagens para o critério HQIC, e quinze defasagens para os testes LR, FPE e para o critério de informação AIC, enquanto que o teste Log Likelihood (LL), novamente não indicou a defasagem ótima. Para este modelo, $m_2(t)$, foram testados modelos com cinco, dez e quinze lags, porém o modelo com cinco lags desempenhou melhor que os demais. Desta forma, o modelo $m_2(t)$, incluiu cinco defasagens. Estes testes de número adequado de defasagens não foram apresentados no estudo, tendo em vista o grande número de informação.

As estimativas do número r de equações de cointegração, tanto para o modelo $m_1(t)$ e $m_2(t)$, foram utilizadas as estatísticas testes do traço e do máximo autovalor, e com os seguintes critérios de informação: AIC, SBIC e HQIC. Para o modelo $m_1(t)$, a estatística do traço, ao nível de significância de 1%, indica que há uma equação de cointegração, enquanto que ao nível significância de 5%, indica duas. No entanto, o teste do traço selecionou uma equação de cointegração, a o nível de significância de 5%. O critério de informação SBIC escolheu r igual a um, e a minimização do critério de informação HQIC escolheu r igual a dois, enquanto o critério AIC não selecionou nenhum número de equação. Para o modelo $m_2(t)$, os testes indicaram o mesmo número de equações de cointegração, dependendo do nível de significância considerado. Para 5% de significância, as estatísticas testes do traço e do máximo autovalor indicaram duas equações de cointegração, enquanto que para 1% de significância, indicaram apenas uma. Os critérios de informação mostraram-se iguais aos critérios do modelo $m_1(t)$, o critério SBIC indica r igual a um, e HQIC r igual a dois. Assim, a partir destas informações, foram considerados para a análise dos modelos m_1 e m_2 , os modelos com uma e com duas equações de cointegração. Também, como para os testes de número de defasagens adequadas, estes testes de estimativas das

equações de integração não foram apresentados no estudo, tendo em vista o grande número de informação.

A partir destas informações, foram considerados para a análise do sub-modelo $m_1(t)$, sete defasagens, e testada a performance com uma e duas equações de cointegração. Ambos os modelos apresentaram características similares quanto aos ajustes dos parâmetros (sinais) tanto de curto quanto de longo prazos. Porém, o modelo com uma equação de cointegração apresentou-se desempenho superior, quando comparado tanto os níveis de significância global, por meio da estatística de cada equação de cointegração do modelo, quanto o R^2 de cada equação do modelo m_1 , para as estimativas de curto e de longo prazo. A mesma comparação foi realizada entre modelos com uma e com duas equações de cointegração para o modelo m_2 , com cinco defasagens, e os resultados também indicam que considerar uma equação de cointegração é a melhor opção, por ter desempenhado melhor. Portanto, apesar de haver estimado ambos os modelos, nesse estudo foram apresentados os resultados correspondente aos modelos de Correção de Erros considerando apenas uma equação de cointegração, tanto para a sub-amostra antes da quebra estrutural, m_1 , quanto para a subamostra após a quebra estrutural, m_2 .

4.3 ROBUSTEZ DAS ESTIMATIVAS

Para garantir a robustez e consistência do modelo VEC estimado, os erros do modelo VAR, devem ser serialmente não correlacionados e possuir variância finita, ou seja, devem ser ruídos branco, no sentido fraco²⁹. Já a função de verossimilhança³⁰, para ser consistente³¹ e

²⁹ Uma série de tempo é caracterizada por ter um processo de ruído branco fraco se for uma seqüência serialmente não correlacionada e com variância finita (Diebold, Frank 2007).

³⁰ Erros *i. i. d* com média zero e variância finita permite derivar a função de verossimilhança. Se os erros não vierem de uma distribuição normal, mas são distribuídos de forma independente e identicamente, com média zero e variância finita, as estimativas dos parâmetros ainda são consistentes, mas não são eficientes (Stata série temporal 13, p. 730).

³¹ Uma seqüência consistente de estimadores é uma seqüência de estimadores que convergem em probabilidade. Em outras palavras, se aumentar o tamanho da amostra aumenta a probabilidade do estimador estar próximo do parâmetro de população (consistência fraca). A seqüência é fortemente consistente, se certamente convergir para o valor verdadeiro (Lehmann, E. L.; Casella, G.,1998).

eficiente³², exige ruído branco na forma forte³³, isto é, devem ter erros independentes e identicamente distribuídos (*i. i. d.*). Para tanto, deve-se adicionar às características do ruído branco na forma fraca, a condição de normalidade dos resíduos. Com relação às equações de cointegração, o termo de correção de erro deve ser integrado de ordem zero (séries temporais estacionárias) (Enders, 1995 p. 365).

Com esta finalidade, foram calculados os testes pelo periodograma de Barlett e de Portmanteau, que possuem como hipótese nula erros como ruído branco fracos. Além destes testes, foi realizado o teste de normalidade Jarque-Bera que, testa no modelo VEC a hipótese nula de resíduos normalmente distribuídos. Estes resultados estimados para o modelo m_1 e m_2 podem ser observados nas Tabela (C.11) e (C.12), respectivamente, do Anexo C. Os resultados indicam que, a um nível de significância de 5%, os resíduos do modelo VAR, tanto para o modelo m_1 como para m_2 , se comportam como ruído branco e são normalmente distribuídos. No entanto, o termo de correção de erros da equação de cointegração, tanto para o modelo para o modelo m_1 como para m_2 demonstraram, ao nível de significância de 5%, são não correlacionados e não normalmente distribuídos, contudo, como destacado acima, as exigências para os termos de correção de erro gerados pelas equações de cointegração são de que esses erros sejam estacionários, propriedade comprovada pelo teste de DF-GLS, nas Tabelas C.15 e C.16, no Anexo C, ao nível de significância de 5%.

Outro ponto a ser verificado é a estabilidade dinâmica do modelo. Para tanto, deve-se verificar os comportamentos dos autovalores do modelo VEC com k variáveis endógenas e r equações de cointegração. Nesse caso, o modelo apresentará estabilidade dinâmica, se possuir somente $k - r$ autovalores com módulos unitários, e os módulos de todos os demais autovalores restantes devem ser menores que um, caso contrário, o modelo não será estável (Hamilton, 1994). Observa-se que ambos os submodelos em estudo, m_1 e m_2 , possuem apenas uma equação de cointegração cada e cinco variáveis, portanto, $k = 5$ e $r = 1$. Neste

³² Estimador eficiente é um estimador de variância mínima, não-enviesado. Portanto, um estimador eficiente não-enviesado, além de ter a menor variância entre os estimadores não-enviesados, satisfaz o limite de Cramér-Rao, que é um limite inferior absoluto na variância para as estatísticas de uma variável (Lehmann, E. L.; Casella, G., 1998).

³³ Para ser um processo de ruído branco forte, é necessário que este seja *i. i. d.*, o que implica não ser correlacionado e normalmente distribuído, com média zero e variância finita (Diebold, Frank 2007).

caso, deve-se encontrar apenas 4 autovalores com módulos unitários para cada submodelo, e o restante deve ser, em módulo, inferior a um. Os resultados referentes ao modelo m_1 podem ser observados na Tabela (C.13), do Anexo C, enquanto que os resultados referentes ao modelo m_2 encontram-se na Tabela (C.14), do Anexo C. A partir destas tabelas, pode-se comprovar a existência de apenas 4 autovalores unitários para cada submodelo, sendo os demais inferiores a um, em módulo. Desta maneira, comprova-se que os modelos estimados apresentaram se estáveis, característica necessária para que um modelo VEC possa ser utilizado para previsão de comportamento econômico.

Com esses resultados, foram assegurados todos os pressupostos que permitem o sucesso de aplicações empíricas com os modelos estimados. Deste modo, pode-se afirmar que o modelo empírico, construído neste estudo é capaz de contabilizar, de forma satisfatória, todas as informações sistemáticas e devidas às inovações estocásticas.

4.4 ESTIMAÇÃO DOS MODELOS VECM I (SUB-MODELOS $m_1(t)$ E $m_2(t)$)

A partir da estrutura do modelo VECM I, $m(t)$, composto pelos sub-modelos $m_1(t)$ e $m_2(t)$, respectivamente, para os dados das séries empíricas de Agosto/1994 e Dezembro/1998 e de Janeiro/1999 a Abril/2017. Esse modelo $m(t)$ é integrado de acordo com as Equações (4.1) e (4.2), transcritas a seguir:

$$m(t) = \sum_{k=1}^K p_k(t)m_k(t) = \sum_{k=1}^2 p_k(t)m_k(t) = p_1(t)m_1(t) + p_2(t)m_2(t). \quad (4.4)$$

Com $K=2$, e o peso p_k , com $k = 1$ e 2 , associado ao k -ésimo sub-modelo no momento atual, definido por:

$$p_k(t) = \pi_{\eta_{k-1}}(t - \tau_{k-1}) - \pi_{\eta_k}(t - \tau_k) \rightarrow$$

$$p_1(t) = \pi_{\eta_0}(t - \tau_0) - \pi_{\eta_1}(t - \tau_1) \quad \text{e} \quad p_2(t) = \pi_{\eta_1}(t - \tau_1) - \pi_{\eta_2}(t - \tau_2), \quad (4.5 \text{ e } 4.6)$$

com a convenção $\pi_{\eta_0}(t) = \pi_{\eta_2}(t)$.

Conforme Sanquer et al. (2013), consideraremos $\tau_1 < \tau_2 < \dots < \tau_{K-1}$ como localizações de pontos de transição na configuração da estrutura do modelo, definindo janelas temporais de observações contínuas, com K sendo o número de segmentos. No caso desse estudo, o conjunto de janelas de observações temporais são $\tau_0 < \tau_1 < \tau_2$, sendo

τ_0 o ponto inicial da amostra, τ_1 o ponto de transição entre os sub-modelos $m_1(t)$ e $m_2(t)$, e τ_2 o final da amostra.

Portanto, substituindo (4.5) e (4.6) em (4.4), temos que:

$$m(t) = [\pi_{\eta_0}(t - \tau_0) - \pi_{\eta_1}(t - \tau_1)]m_1(t) + [\pi_{\eta_1}(t - \tau_1) - \pi_{\eta_2}(t - \tau_2)]m_2(t) \quad (4.7)$$

A função de transição $\pi_{\eta_k}(t)$, com $k = 1, 2, \dots, K$, caracteriza as características do modelo de regressão de transição, e a forma de redução a um modelo de regressão de Markov-Switching (modelo por partes), com estados constantes. Dependendo das características do processo de transição, pode ser adotado algum modelo de transição de salto brusco, como a função de Heaviside, definida em (3.22), transições suaves, com as definidas pela função logística (3.23), ou a função exponencial, definida em (3.24). Conforme Chan e Tong (1986) e Terasvirta (1990), a modelagem de transição suave, por meio da função logística descreve uma situação de transição, em que as fases de contração e expansão das variáveis monetárias podem ter dinâmicas bastante diferentes, mas com um processo suave de transição (mudança de dinâmica) de um sub-modelo para outro, com capacidade de gerar transições suave em processos de transição assimétricas entre os sub-modelos. Se a função de transição utilizada for a função exponencial, esta implica que a contração e a expansão possuem estruturas dinâmicas bastante semelhantes. De uma forma geral, um modelo com o uso de uma função de transição exponencial deve ser utilizado, em situações, em que as variáveis monetárias transitam de uma situação de expansão para um comportamento normal, ou da mesma forma, quando ocorre uma evolução de uma situação de contração para uma situação de comportamento normal.

Portanto, observando as formas de transição entre os modelos $m_1(t)$ e $m_2(t)$ (respectivamente, para as sub-amostras de Agosto/1994 e Dezembro/1998 e de Janeiro/1999 a Abril/2017), na Figura (3.b) acima, verifica-se que o processo de transição ocorre em forma de salto brusco. Neste caso, é conveniente adotar funções de transição na forma da função $\pi_{\eta_k}(t)=H(t)$ função de Heaviside dada pela Equação (4.22), situação de ausência de um parâmetro associado à função de transição, portanto, η_k , é um conjunto vazio, então, podemos escrever que:

$$p_k(t) = \begin{cases} 1, & \text{se } \tau_{k-1} < t < \tau_k \rightarrow \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}$$

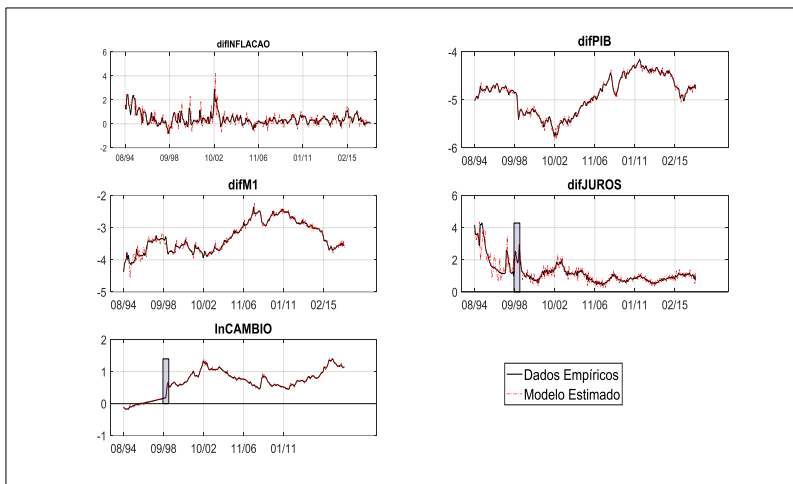
$$p_1(t) = \begin{cases} 1, & \text{se } \tau_0 < t < \tau_1 \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases} \quad \text{e} \quad p_2(t) = \begin{cases} 1, & \text{se } \tau_1 < t < \tau_2 \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (4.8 \text{ e } 4.9)$$

Aplicando (5.8) e (5.9) em (4.4), obtém-se:

$$m(t) = p_1(t)m_1(t) + p_2(t)m_2(t). \quad (4.10)$$

Figura 5: União da equações empíricas e estimadas pelos modelos de Correção de Erros VECM I para o sub-modelo m_1 (Agosto/1994 a Dezembro/1998) com o sub-modelo m_2 para o sub-período (01/1999 a 04/2017).

Fonte: Elaboração própria.



Fonte: Elaboração própria.

A Figura (5), acima, apresenta os gráficos ilustrativos do modelo (4.10). Observa-se nesta figura que, de uma forma geral, todas variáveis endógenas do modelo foram estimadas satisfatoriamente, evoluindo em conformidade com as séries de dados empíricos das variáveis, tanto para os dados do sub-modelo $m_1(t)$, como para os dados do sub-modelo $m_2(t)$. No entanto, deve ser destacado que o sub-modelo $m_1(t)$ estima níveis de oscilações um pouco mais acentuado que os dos dados empíricos para $dif(\ln M1)$ e $dif(JUROS)$, variáveis sujeitas a forte processo de instabilidade durante o período de Agosto/1994 e Dezembro/1998, como destacado na Subseção 3.2.2, devido às crises econômicas internacionais. A partir da Figura (5) fica evidente que o processo de transição entre os modelos $m_1(t)$ e $m_2(t)$ dá-se em forma de transição brusca, sendo

adequadamente representada por funções de Heaviside (função degrau). Portanto pode-se afirmar que os sub-modelos m_1 e m_2 foram adequadamente estruturados, portanto, pode-se utilizá-los para estabelecer análises do processo macronômico da economia brasileira, durante o período de Agosto/1994 a Abril/2017.

4.5 O MODELO VECM I: ESTRUTURAS DOS RESULTADOS DE m_1

Conforme enfatizado anteriormente, o modelo, denominado de VECM I foi aplicado à sub-amostra de Agosto/1994 a Dezembro/1998, cujos resultados encontram-se apresentados nas Tabelas de (4) a (6). Observe que nos testes de números de equações de cointegração estimados, apresentados anteriormente, alguns critérios indicaram uma equação de cointegração, ao nível de significância de 1% e 5%, e outros indicaram duas equações de cointegração, também ao nível de significância de 1% e 5%. No entanto, apesar de ter estimado o modelo VECM I, com uma e duas equações de cointegração, apresentaremos somente os resultados do modelo com uma equação, tendo em vista que este se apresentou ligeiramente mais robusto, quanto à significância global (teste de Wald, dado pela estatística χ^2). A Tabela 4, abaixo, mostra os resultados da equação de cointegração, com a significância locais (dos coeficientes) e significância global, por meio da estatística χ^2 .

Tabela 4 : Equação de Cointegração para $m_1(t)$, do VECM I, período de Agosto/1994 a Dezembro/1998.

Equações de Cointegração							
Equação de Co-int.	Parms	χ^2			$p > \chi^2$		
ce1	4	176.9454			0.0000		
Equação de Co-int.	Variável	Coef.	Erro Padrão	t	$p > t $	Intervalo de Confiança 95%	
ce1	lnCAMBIO	3.57792	0.361652	9.89	0.000	2.86909	4.28675
	difPIB	1					
	difINFLACAO	0.474254	0.057786	8.21	0.000	0.36099	0.587513
	difJUROS	-0.104378	0.01335	-7.82	0.000	-0.130546	-0.078211
	difMI	-0.229574	0.034678	-6.62	0.000	-0.297543	-0.161605
	constante	3.68755	0.138027	26.72	0.000	3.41702	3.95808

A Tabela 4, acima, mostra que, em geral, as estatísticas apresentadas para a equação de cointegração indicaram que esta foi adequadamente modelada. Claramente, pode ser observado, na parte superior da Tabela 4, que o teste padrão de significância global da equação de cointegração (o teste de Wald χ^2) que não podemos rejeitar a hipótese nula de nenhuma causalidade global devido às variáveis de explicação do modelo, mesmo assumindo um nível de significância de 1%. Portanto, o resultado de significância global do modelo demonstra um forte suporte para a existência de uma equação de cointegração. Observa-se ainda que todos os coeficientes da equação de cointegração foram localmente significativos, com um nível de significância inferior a 1%. A identificação dos parâmetros de cointegração foi possível, ao normalizar (igual a um) o coeficiente da variável *diferença(lnPIB)*.

Os resultados da equação de cointegração apresentados na Tabela (4) permitem nos interpretar as relações de equilíbrio de longo prazo, entre as variáveis inclusas na estimativa dessa equação de cointegração. Os parâmetros estimados na Tabela (4) indicaram a existência de uma relação de equilíbrio entre a média da *diferença(lnPIB)* e as médias das outras variáveis incluídas na equação de cointegração. Conforme destacado na Subseção (3.1), com base na Equação (3.17), quando uma variável é perturbada em seu nível de equilíbrio as demais variáveis moverão para reestabelecer o equilíbrio de longo prazo. Os sinais de ações e reações das variáveis da Equação (3.17) deverão assumir direções, como caracterizado na Equação (3.16). Portanto, tomando como base um impacto positivo em EC_t (por exemplo, em função de impacto positivo em $E_t(y_t - y_t^*)$), pode-se observar que: (i) β_0 , qualquer valor finito de \mathbb{R} , pois se trata de efeito autônomo na evolução do equilíbrio de longo prazo; (ii) $\beta_1 \geq 0$, pois nível de equilíbrio de $E_t(e_t)$ será afetado positivamente; (iii) $\beta_2 \leq 0$, pois o nível de equilíbrio de $E_t(m_t - m_t^*)$ será afetado negativamente; (iv) $\beta_3 \geq 0$, pois o nível de equilíbrio de $E_t(y_t - y_t^*)$ será afetado positivamente; (v) $\beta_4 \leq 0$, pois o nível de equilíbrio de $E_t(i_t - i_t^*)$ será afetado negativamente e, finalmente; (v) $\beta_5 \leq 0$, pois o nível de equilíbrio de $E_t(\pi_t - \pi_t^*)$ será afetado negativamente. Assim, se observa que os coeficientes β_s estimados na Tabela (4) encontram-se na direção esperada.

Portanto, como regra geral, quando o equilíbrio de longo prazo na equação *ce1* sofre um desvio positivo, por exemplo, liderado por inovações exógenas na variável *diferença(lnPIB)*, os coeficientes positivos β das variáveis *diferença(INFLAÇÃO)* e *ln(CÂMBIO)* induzem que essas variáveis devem alterar seus níveis de equilíbrio, de

acordo com o sinal dos parâmetros de ajuste, dados pelos coeficientes α de $ce1$ no modelo VAR, aumentando (diminuindo) seus níveis se o α correspondente for positivo (negativo), para ajustar seu equilíbrio de longo prazo. Os coeficientes negativos β das variáveis *diferença(JUROS)*, e *diferença(lnM1)*, na equação de cointegração, induz que estas variáveis têm também de mudar seus níveis de equilíbrio, de acordo com o sinal de α de $ce1$ no modelo VAR, diminuindo (aumentando) seus níveis se o α correspondente for positivo (negativo). Da mesma forma, se $ce1$ sofre um desvio negativo, por exemplo, liderado por inovações exógenas na variável *diferença(JUROS)*, os coeficientes positivos β das variáveis *diferença(lnPIB)*, *diferença(INFLAÇÃO)* e *ln(CÂMBIO)* ou o coeficiente negativo da variável *diferença(lnM1)*, também têm que mudar seu nível de equilíbrio, de acordo com o sinal de α de $ce1$, como explicado acima.

Através dos coeficientes β da equação de cointegração e dos parâmetros de ajuste α , pode-se identificar quais variáveis estão acima ou abaixo do nível de equilíbrio de longo prazo, então, compreendendo as interações do longo prazo entre variáveis do modelo. Estas características da evolução média se ajustarão ao novo equilíbrio e serão melhor compreendidas por meio dos coeficientes da matriz $\Pi = \alpha \times \beta'$. No modelo VEC, as estimativas dos parâmetros de cointegração são calculadas na matriz β (matriz $k \times r$, onde k é o número de variáveis e r é o grau de cointegração) e o peso de cada vetor cointegrante que as equações k do modelo VAR são calculadas pela matriz α (também, matriz $k \times r$), envolvendo os parâmetros de ajuste. Em certo sentido, a matriz α tem implicações importantes para a dinâmica do sistema; pode-se ver que α é uma matriz que estabelece a direção e a velocidade de ajuste no equilíbrio de longo prazo, quando as equações de cointegração recebem distúrbios.

Os coeficientes estimados de α e β implicam que quando os desequilíbrios ocorrem nas equações de co-integração, o produto $\alpha \times \beta'$ caracteriza os ajustes a longo prazo das variáveis, que se ajustam ao novo equilíbrio. Ao mesmo tempo, todas as variáveis das equações de cointegração também estão ajustando seus níveis de longo prazo. As velocidades de ajuste dependem de quão grandes são os módulos dos coeficientes α e as direções de ajuste dependem dos sinais de α e β . Assim, deve-se considerar as evoluções médias, a longo prazo dos ajustes, por meio dos coeficientes da matriz $\Pi = \alpha \times \beta'$. A estimativa desses coeficientes pode ser vista na Tabela (5), abaixo. Deve-se interpretar a matriz Π como uma média ponderada do ajuste a longo prazo de uma

respectiva variável das equação de cointegração, correspondente a uma equação do modelo VAR. Os resultados apresentados na Tabela (5), de tal forma indicam a média ponderada do ajuste a longo prazo em cada equação do modelo VAR, com os erros padrão entre parênteses no primeiro nível abaixo dos coeficiente, e com as estatísticas t entre parênteses no segundo nível.

Tabela 5: Parâmetros de ajuste de longo prazo para $m_1(t)$, do VECM I, $\Pi = \alpha\beta'$.

Correção Erro	D(lnCAMBIO)	D(difPIB)	D(difNFLA CAO)	D(difUROS)	D(difM1)
L1.lnCAMBIO	-0.3414528*** (0.0272241) (-12.54)	-0.3828671 (0.4154754) (-0.92)	-2.307554 (3.013103) (-0.77)	5.26911 (5.853598) (0.90)	1.735619 (1.18420) (1.47)
L1.difPIB	-0.0954332*** (0.0076089) (-12.54)	-0.1070081 (0.1161219) (-0.92)	-0.6449418 (0.8421369) (-0.77)	1.472672 (1.636031) (0.90)	0.485091 (0.330974) (1.47)
L1.difNFLAC AO	-0.0452596*** (0.0036086) (-12.54)	-0.0507491 (0.0550713) (-0.92)	-0.3058666 (0.3993874) (-0.77)	0.6984214 (0.7758954) (0.90)	0.2300567 (0.156966) (1.47)
L1.difUROS	0.0099612*** (0.0007942) (12.54)	0.0111694 (0.0121207) (0.92)	0.0673182 (0.0879012) (0.77)	-0.1537157 (0.1707669(- 0.90)	-0.0506332 (0.034546) (-1.47)
L1.difM1	0.021909*** (0.0017468) (12.54)	0.0245663 (0.0266586) (0.92)	0.1480619 (0.1933328) (0.77)	-0.3380873 (0.3755904) (-0.90)	-0.1113643 (0.075983) (-1.47)
Constante	-0.3519155*** (0.0280583) (-12.54)	-0.3945987 (0.4282062) (-0.92)	-2.378261 (3.105429) (-0.77)	5.430563 (6.032961) (0.90)	1.788802 (1.22048) (1.47)

α : * \rightarrow 10% de significância, ** \rightarrow 5% de significância e *** \rightarrow 1% de significância; L1 = uma defasagem; D = primeira diferença.

Os coeficientes estimados da matriz Π , conforme resultados apresentados na Tabela (5), Acima, mostram que, no período de Agosto/1994 a Dezembro/1998, desequilíbrios de longo prazo na primeira defasagem de todas variáveis, a partir de choques nas componentes de cointegração, ajustam a variável $\ln C A M B I O(t - 1)$, com efeitos que conduzem a variável $\ln C A M B I O(t - 1)$ a um novo equilíbrio (ou retorno ao seu estado de equilíbrio) de longo prazo. Os efeitos desses desequilíbrios nas variáveis de cointegração se caracterizam como segue: (i) desequilíbrios positivos em $\ln C A M B I O(t - 1)$ causam ajustes negativos sobre esta mesma variável, conduzindo-a à volta ao estado de

equilíbrio, ao nível de significância de 1%, com um impacto de -0,34%, para cada 1% de aumento em $lnCAMBIO(t - 1)$; (ii) desequilíbrios positivos em $diff(lnPIB(t - 1))$ causam ajustes negativos sobre $lnCAMBIO(t - 1)$, conduzindo-o a um novo estado de equilíbrio, ao nível de significância de 1%, com um impacto de -0,095%, para cada 1% de aumento em $diff(lnPIB(t - 1))$; (iii) desequilíbrios positivos em $diff(INFLACAO)$ causam ajustes negativos sobre $lnCAMBIO(t - 1)$, conduzindo-o a um novo estado de equilíbrio, ao nível de significância de 1%, com um impacto de -0,045%, para cada 1% de aumento em $diff(INFLACAO)$; (iv) desequilíbrios negativos em $diff(lnM1(t - 1))$ causam ajustes positivos sobre $lnCAMBIO(t - 1)$, conduzindo-o a um novo estado de equilíbrio, ao nível de significância de 1%, com um impacto de 0,022%, para cada 1% de aumento em $diff(lnM1(t - 1))$; (v) desequilíbrios negativos em $diff(JUROS(t - 1))$ causam ajustes positivos sobre $lnCAMBIO(t - 1)$, conduzindo-o a um novo estado de equilíbrio, ao nível de significância de 1%, com um impacto de 0,01%, para cada 1% de aumento em $diff(JUROS(t - 1))$, e; (vi) Finalmente, os efeitos autônomos, devidos a efeitos políticas exógenas às consideradas no modelo, causam ajustes negativos sobre $lnCAMBIO(t - 1)$, conduzindo-o a um novo estado de equilíbrio, ao nível de significância de 1%, com um impacto de -0,35%. Portanto, observa-se que no modelo VECM I estruturado, a variável $lnCAMBIO(t - 1)$ demonstra ser completamente endógena, no longo prazo,

No entanto, contrariamente, observa-se na Tabela (5) que as demais variáveis do modelo (exceto à variável $lnCAMBIO(t - 1)$) são fracamente exógenas³⁴ no longo prazo, pois não recebem influências significativas das variáveis de cointegração, mas afetando significativamente outras variáveis desse modelo, também no longo-prazo.

Essas características captadas pelo modelo VECM I condiz com o processo desenvolvido pela economia brasileira, no período entre julho de 1994 a janeiro de 1999, período em que o regime cambial brasileiro foi caracterizado pelo uso de uma âncora nominal (uma taxa de câmbio que variava dentro de uma banda previamente definida) para fins de estabilização, e a adoção de uma política monetária que resultasse em uma grande sobrevalorização cambial (apreciação cambial). Esse período foi

³⁴ Variáveis fracamente exógenas de longo prazo são aquelas que não recebem qualquer influência significativa das variáveis explicativas do modelo de cointegração, no entanto, afetando significativamente outras variáveis do modelo, também no longo prazo (Hendry and Juselius, 2001).

também caracterizado pelo contágio de crises externas (crise mexicana (1994), crise asiática (de 1997/1998) e crise russa (1998)). Sob o contexto de uma taxa de câmbio semifixa, o Banco Central do Brasil (BCB) reagia ao movimento de saída de capitais, elevando fortemente a taxa de juros (com consequentes impactos na redução da inflação), e ao mesmo tempo oferecendo aos agentes “*hedge*” contra a desvalorização da taxa de câmbio via emissão de títulos públicos indexados ao câmbio. Todas essas políticas econômicas visavam a estabilização cambial, num patamar consideravelmente apreciado, o que afetava o crescimento da economia. Portanto, de forma consistente, o modelo capta o foco da política econômica brasileira no controle da taxa de câmbio.

As Tabelas (6) e (6.continuação), abaixo, apresentam os resultados do Modelo VAR (Vector Autoregressive), do modelo VECM I, com as ρ entre parênteses, no primeiro nível abaixo dos coeficientes, e a estatística t , no segundo nível de parênteses. Os asteriscos indicam o nível de significância dos coeficientes, conforme legenda abaixo das Tabelas (6) e (6.continuação). Estas tabelas apresentam nos “*Headers*”, os coeficientes de determinação para as equações do modelo VAR, além dos respectivos testes padrão de significância global de cada equação de impactos de curto prazo (o teste de Wald χ^2). Observa-se nestas tabelas que podemos rejeitar a hipótese nula de nenhuma causalidade global devido às variáveis de explicação do modelo (e aceitar a hipótese alternativa), mesmo assumindo um nível de significância de 1%, para as equações das variáveis $\ln(\text{CÂMBIO})$, $\text{diferença}(\ln\text{PIB})$, e $\text{diferença}(\text{INFLAÇÃO})$, e um nível de significância de 5%, para a variável $\text{diferença}(\ln M1)$. Também se observa nos “*Headers*” das Tabela (6) e Tabela (6.continuação) que os coeficientes de determinação são altamente significativos para as equações $\ln(\text{CÂMBIO})$, $\text{diferença}(\ln\text{PIB})$, $\text{diferença}(\text{INFLAÇÃO})$, e $\text{diferença}(\ln M1)$, respectivamente, da ordem de 0.9861, 0.8653, 0.9209, e 0.7277, demonstrando um alto grau de ajuste, conseqüentemente, um alto grau de explicação do modelo. No entanto, contrariamente, conforme se observa nas Tabelas (6) e (6.continuação), a variável $\text{diferença}(\text{JUROS})$ demonstra ser insignificante globalmente (o teste de Wald χ^2), apesar de apresentar um coeficiente relativamente satisfatório (≈ 0.52).

Iniciamos a análise das relações de impactos nas Tabelas (6) e (6.continuação), abaixo, observando que a variável $\text{diferença}(\text{JUROS})$ se comporta como uma variável fracamente exógena no curto prazo, pois não recebem influências significativas de curto prazo, das variáveis inclusas no modelo VAR, ao nível de significância de 5%, no entanto,

afetando significativamente outras variáveis desse modelo, também no curto-prazo, como se observa nas Tabelas (6) (6.continuação), abaixo. Em particular, observa-se que a variável *d.diferença(JUROS)* impacta negativamente variável *d.ln(CÂMBIO)*, na primeira, segunda e sexta defasagens, ao nível de significância de 1%, impacta negativamente a variável *diferença(INFLAÇÃO)* na sexta defasagem e a si próprio na quinta defasagem, aos níveis de significância de 10%.

Tabela 6: modelo VAR (Vector Autoregressive) para $m_1(t)$, do VECM I, período entre agosto de 1994 a dezembro de 1998.

Amostra: 1995m3 - 1998m12		Número de obs. = 53		AIC = -15.16982	
Log likelihood = 508.9058				HQIC = -12.78714	
Det(Sigma_ml) = 1.69e-16				SBIC = -8.809327	
	D(lnCÂMBIO)	D(difPIB)	D(difINFLA CAO)	D(difJUROS)	D(difM1)
R-sq	0.9861	0.8653	0.9209	0.5187	0.7277
chi2	991.7389	89.91255	163.0986	15.08529	55.07727
(P>chi2)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.9927)	(0.04973)
Correção de Erro	D(lnCÂMBIO)	D(difPIB)	D(difINFLA CAO)	D(difJUROS)	D(difM1)
ce1	-0.1120222*** (0.0121511) (-9.22)	-0.1777186 (0.1409296) (-1.26)	-0.8301551 (1.027733) (-0.81)	0.8267088 (2.236233) (0.37)	0.5344014 (0.4033947) (1.32)
L1.D(lnC AMBIO)	-0.1510999** (0.1068232) (-1.91)	2.87751** (1.238946) (2.32)	3.958131 (9.035044) (0.44)	5.775232 (19.65926) (0.29)	0.1727952 (3.546339) (0.05)
L2.D(lnC AMBIO)	-0.171638** (0.08951) (-1.92)	0.3979391 (1.038146) (0.38)	7.077205 (7.570708) (0.93)	13.96462 (16.47302) (0.85)	1.002032 (2.971573) (0.34)
L3.D(lnC AMBIO)	0.3543123*** (0.0813949) (4.35)	1.841134** (0.9440264) (1.95)	-5.377742 (6.884337) (-0.78)	-2.455942 (14.97956) (-0.16)	1.252115 (2.702167) (0.46)
L4.D(lnC AMBIO)	0.2698218*** (0.0932336) (2.89)	0.3161106 (1.081333) (0.29)	3.643785 (7.885648) (0.46)	-13.44551 (17.1583) (-0.78)	1.05542 (3.095191) (0.34)
L5.D(lnC AMBIO)	0.2966255*** (0.0785646) (3.78)	1.72236** (0.9112006) (1.89)	-15.13532** (6.644954) (-2.28)	-8.151318 (14.45869) (-0.56)	-1.386358 (2.608207) (-0.53)
L6.D(lnC AMBIO)	0.2088125*** (0.0859819) (2.43)	-1.416557 (0.9972273) (-1.42)	-10.73834 (7.272306) (-1.48)	-14.8701 (15.82374) (-0.94)	0.9284298 (2.854448) (0.33)
L1.D(difP IB)	0.1236052*** (0.0192745) (6.41)	0.1751354 (0.2235475) (0.78)	-2.121579 (1.630226) (-1.30)	1.583169 (3.547192) (0.45)	-0.1912868 (0.639879) (-0.30)
L2.D(difP IB)	0.1130878*** (0.0189915) (5.95)	-0.0374013 (0.2202656) (-0.17)	-1.037602 (1.606292) (-0.65)	-1.335223 (3.495115) (-0.38)	0.2726283 (0.6304848) (0.43)

$\alpha: * \rightarrow 10\%$ de significância, $** \rightarrow 5\%$ de significância e $*** \rightarrow 1\%$ de significância; L1 = uma defasagem; D = primeira diferença.

Tabela 6.continuação: modelo VAR (Vector Autoregressive) para $m_1(t)$, do VECM I, período entre agosto de 1994 a dezembro de 1998.

Amostra:	1995m3	-	Número de obs. = 53	AIC = -15.16982	
1998m12				HQIC = -12.78714	
Log likelihood = 508.9058				SBIC = -8.809327	
Det(Sigma_ml) = 1.69e-16					
	D(lnCAMBIO)	D(difPIB)	D(difINFLA CAO)	D(difJUROS)	D(difM1)
R-sq	0.9861	0.8653	0.9209	0.5187	0.7277
chi2	991.7389	89.91255	163.0986	15.08529	55.07727
(P>chi2)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.9927)	(0.04973)
Correção de Erro	D(lnCAMBIO)	D(difPIB)	D(difINFLA CAO)	D(difJUROS)	D(difM1)
L3.D(difP IB)	0.0520532*** (0.0203819) (2.55)	0.0061588 (0.2363917) (0.03)	-0.7464868 (1.723892) (-0.43)	-3.552713 (3.751) (-0.95)	-0.3783786 (0.6766439) (-0.56)
L4.D(difP IB)	0.0262288* (0.0158441) (1.66)	-0.4319244** (0.1837616) (-2.35)	-2.358509* (1.340086) (-1.76)	-1.181977 (2.91588) (-0.41)	0.3306303 (0.5259964) (0.63)
L5.D(difP IB)	-0.0042954 (0.0140023) (-0.31)	0.2273784 (0.1623999) (1.40)	-0.3113862 (1.184306) (-0.26)	0.1519703 (2.576919) (0.06)	0.1069839 (0.4648511) (0.23)
L6.D(difP IB)	-0.0189058 (0.0133249) (-1.42)	-0.2350052 (0.1545439) (-1.52)	1.926582* (1.127016) (1.71)	1.345847 (2.452262) (0.55)	-0.0022013 (0.4423642) (0.00)
L1.D(difI NFLACA O)	0.0322908*** (0.0048839) (6.61)	0.0439616 (0.0566436) (0.78)	-0.2801527 (0.4130748) (-0.68)	-0.6399079 (0.8988052) (-0.71)	-0.1104515 (0.1621357) (-0.68)
L2.D(difI NFLACA O)	0.0221816*** (0.0036151) (6.14)	0.0183534 (0.0419282) (0.44)	-0.0680885 (0.3057628) (-0.22)	-0.8049313 (0.6653062) (-1.21)	-0.0863167 (0.1200148) (-0.72)
L3.D(difI NFLACA O)	0.0168692*** (0.0023195) (7.27)	0.0316623 (0.0269017) (1.18)	-0.2225732 (0.1961813) (-1.13)	-0.1297127 (0.4268688) (-0.30)	-0.1383204** (0.047003) (-1.960)
L4.D(difI NFLACA O)	0.0183649*** (0.0020359) (9.02)	0.0154124 (0.0236127) (0.65)	-0.59395*** (0.1721963) (-3.45)	-0.2972501 (0.3746802) (-0.79)	-0.1170634** (0.04675887) (-1.99)
L5.D(difI NFLACA O)	0.0114342*** (0.0019827) (5.77)	0.0138579 (0.0229959) (0.60)	-0.2989378 (0.1676982) (-1.78)	-0.3528162 (0.3648928) (-0.97)	0.0057889 (0.0658231) (0.09)
L6.D(difI NFLACA O)	0.0037967** (0.0018577) (2.04)	-0.052069** (0.0215461) (-2.42)	-0.1912864 (0.1571258) (-1.22)	-0.5151643 (0.3418884) (-1.51)	-0.0456724 (0.0616733) (-0.74)
L1.D(difJ UROS)	-0.0073032*** (0.0017453) (-4.18)	-0.033519** (0.0202425) (-1.86)	-0.1256111 (0.1476189) (-0.85)	0.3400978 (0.3212024) (1.06)	0.052683 (0.0579418) (0.91)

$\alpha: * \rightarrow 10\%$ de significância, $** \rightarrow 5\%$ de significância e $*** \rightarrow 1\%$ de significância; L1 = uma defasagem; D = primeira diferença.

Tabela 6.continuação: modelo VAR (Vector Autoregressive) para $m_1(t)$, do VECM I, período entre agosto de 1994 a dezembro de 1998.

Amostra: 1995m3 - 1998m12		Número de obs. = 53		AIC = -15.16982	
Log likelihood = 508.9058				HQIC = -12.78714	
Det(Sigma_ml) = 1.69e-16				SBIC = -8.809327	
	D(lnCAMBIO)	D(difPIB)	D(difINFLAC AO)	D(difJUROS)	D(difM1)
R-sq	0.9861	0.8653	0.9209	0.5187	0.7277
chi2	991.7389	89.91255	163.0986	15.08529	55.07727
(P>chi2)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.9927)	(0.04973)
Correção de Erro	D(lnCAMBIO)	D(difPIB)	D(difINFLAC AO)	D(difJUROS)	D(difM1)
L2.D(difJUR OS)	-0.0058953*** (0.0017179) (-3.43)	-0.0201899 (0.0199245) (-1.01)	0.0544677 (0.1453001) (0.37)	-0.0395278 (0.316157) (-0.13)	0.0449418 (0.0570317) (0.79)
L3.D(difJUR OS)	-0.0017213 (0.0016609) (-1.04)	-0.0299705 (0.0192637) (-1.56)	-0.0004392 (0.140481) (0.00)	-0.0361199 (0.3056712) (-0.12)	0.0161081 (0.0551401) (0.29)
L4.D(difJUR OS)	-0.0023432 (0.0019867) (-1.18)	0.0037657 (0.023042) (0.16)	0.0669069 (0.1680347) (0.40)	0.3154237 (0.3656249) (0.86)	0.0668608 (0.0659552) (1.01)
L5.D(difJUR OS)	0.000068 (0.0021695) (0.03)	-0.0235985 (0.0251616) (-0.94)	-0.1269234 (0.1834915) (-0.69)	-0.6750581* (0.3992573) (-1.69)	0.0519702 (0.0720221) (0.72)
L6.D(difJUR OS)	-0.0062729*** (0.0022681) (-2.77)	-0.0119499 (0.0263059) (-0.45)	-0.3109472* (0.1918362) (-1.62)	0.0902649 (0.4174145) (0.22)	0.0214878 (0.0752975) (0.29)
L1.D(difM1)	-0.0090004 (0.0100621) (-0.89)	-0.2091625* (0.1167018) (-1.79)	0.0425821 (0.8510511) (0.05)	1.590535 (1.851793) (0.86)	0.0368124 (0.3340455) (0.11)
L2.D(difM1)	0.0132557** (0.0086747) (1.53)	-0.0399848 (0.1006098) (-0.40)	-0.2444527 (0.7337) (-0.33)	0.7218224 (1.59645) (0.45)	0.1684935 (0.2879841) (0.59)
L3.D(difM1)	0.0021077 (0.0077736) (0.27)	0.090603 (0.090159) (1.00)	-1.420686** (0.657487) (-2.16)	-0.2271354 (1.430619) (-0.16)	0.0267219 (0.2580698) (0.10)
L4.D(difM1)	-0.0156373** (0.0077453) (-2.02)	-0.206103** (0.089831) (-2.29)	0.6136362 (0.6550947) (0.94)	-1.318753 (1.425414) (-0.93)	0.2931025 (0.2571308) (1.14)
L5.D(difM1)	-0.0244481*** (0.0076165) (-3.21)	0.0341379 (0.0883369) (0.39)	0.1324498 (0.6441991) (0.21)	-0.5247666 (1.401706) (-0.37)	-0.0143555 (0.2528542) (-0.06)
L6.D(difM1)	-0.008521 (0.0078821) (-1.08)	-0.1602219* (0.0914174) (-1.75)	-0.851201 (0.6666636) (-1.28)	1.355234 (1.450586) (0.93)	0.0276501 (0.2616717) (0.11)

$a:*\rightarrow 10\%$ de significância, $**\rightarrow 5\%$ de significância e $***\rightarrow 1\%$ de significância; $L1$ = uma defasagem; D = primeira diferença.

Portanto, observa-se que os impactos negativos da variável $d.diferença(JUROS)$ sobre a variável $d.ln(C\grave{A}MBIO)$ encontram-se

em consonância com os sinais esperados. Da mesma forma, impactos negativos da variável $d.diferença(JUROS)$ sobre a variável $d.diferença(INFLAÇÃO)$ também encontra-se correto, tendo em vista que taxas de juros constitui um canal de controle inflacionário. Finalmente, impactos negativos da variável $d.diferença(JUROS)$ sobre si mesmo, na sexta defasagem, pode ser assumido como correto, tendo em vista que taxas de juros, mesmo com objetivo de controle inflacionário, não pode crescer indefinidamente.

Também, observa-se na Tabela (6), acima, que variações positivas na variável $d.ln(CÂMBIO)$, na primeira e segunda defasagem, causam impactos negativos sobre a variável $d.ln(CÂMBIO(t))$, ao nível de 5% de significância, e impactos positivos na terceira, quarta, quinta e sexta defasagens, de $d.ln(CÂMBIO)$, ao nível de 1% de significância. Estes comportamento, demonstram que impactos positivos se corrigem imediatamente, após terem ocorridos, possivelmente, por se tratarem de intervenções governamentais na taxa cambial, via compra ou venda de Dólares, mas impactos positivos com maiores defasagem volta a afetar a positivamente a variação da taxa cambial. Também, observa-se que variações positivas em $d.diferença(lnPIB)$ causam impactos positivos na variável $d.ln(CÂMBIO)$, na primeira, segunda e terceira defasagens, ao nível de significância de 1%, e na quarta defasagem, ao nível de significância de 10%. Estes sinais encontram-se em consonância com o esperado, pois crescimento econômico, essencialmente, se for devido ao potencial de exportações da economia, aumenta a oferta de moeda estrangeira, causando a depreciação dessa economia, essencialmente, no curto prazo. Também, podemos observar que impactos positivos na variável $d.diferença(INFLAÇÃO)$ causam impactos positivos na variável $d.ln(CÂMBIO)$, na primeira, segunda, terceira, quarta e quinta defasagens, ao nível de significância de 1%, e na sexta defasagem, ao nível de significância de 5%. Também, as direções destes sinais encontram-se em consonância com o esperado na Equação (17), conforme acima destacado. Finalmente, observamos que variações positivas na variável $d.diferença(lnM1)$ causam impactos positivos, na primeira defasagem, e impactos negativos na segunda e terceira defasagens, em $d.ln(CÂMBIO)$, ao nível de 5% de significância.

Na Tabela (6), a segunda equação do modelo VAR, referente à variável $d.diferença(lnPIB)$, mostra que impactos positivos na variável $d.ln(CÂMBIO)$ impactam positivamente, no primeira, terceira e quinta defasagens da variável $d.diferença(lnPIB)$, ao nível de significância de 5%. Depreciação cambial aumenta a competitividade

internacional da economia que, possivelmente, no período de análise, o aumento dessa competitividade da economia brasileira intensificou os níveis de exportações, justificando a direção dos impactos da taxa cambial sobre os níveis do produto detectado no modelo, no curto prazo. Também, observa na Tabela (6) que impactos positivos na variável *d.diferença(lnPIB)*, no quinto lag, causa impacto negativo em si mesmo, ao nível de 5% de significância. Claramente, este resultado demonstra que a economia brasileira, nesse período, não se caracterizou por um crescimento sustentado, em função da falta de liquidez internacional, e a intensidade das crises internacionais ocorridas no período, o que desestabilizaram consideravelmente a performance da economia brasileira. A Tabela (6) também mostra que impactos positivos na variável *d.diferença(INFLAÇÃO)*, no sexto lag, causa impacto negativo em *d.diferença(lnPIB)*, ao nível de 5% de significância. Entende-se aqui que nesse período de análise, o aumento da inflação diminuiu o poder aquisitivo, essencialmente, às classes de menor poder aquisitivo. Variação positiva na variável *diferença(JUROS)* causou impacto negativo, na primeira defasagem, ao nível de significância de 5%, em *d.diferença(lnPIB)*, como esperado e; finalmente, variação positiva na variável *d.diferença(lnM1)* causam impactos negativos, na quarta e sexta defasagens, respectivamente, em 5% e 10% significância, sobre a variável *d.diferença(lnPIB)*.

Na Tabela (6), a terceira equação do modelo VAR, referente à variável *d.diferença(INFLAÇÃO)*, mostra que impactos positivos na variável *d.ln(CÂMBIO)* impactam negativamente, na quinta defasagem da variável *d.diferença(INFLAÇÃO)*, ao nível de significância de 5%. No período de análise, a depreciação cambial afetou negativamente a variação da inflação, possivelmente, devido a performance da competitividade internacional da economia. Variação na variável *d.diferença(lnPIB)* causa impactos negativos na variável *d.diferença(INFLAÇÃO)*, ao nível de 10% de confiabilidade. É natural esperar que crescimento econômico esteja associado com o decréscimo da inflação, essencialmente, se esse processo dá-se pela oferta. Variações positivas nas variáveis *d.diferença(INFLAÇÃO)* (na primeira defasagem, ao nível de 1%), *d.diferença(JUROS)* (na sexta defasagem, ao nível de 10%), e na variável *d.diferença(lnM1)* (na terceira defasagem, ao nível de 5%) causaram impacto negativo na variável inflação *d.diferença(lnM1)*. Estas direções de impactos demonstram consistente com o sentido esperado.

Na Tabela (6), a quinta equação do modelo VAR, referente à variável $d.diferença(lnM1)$, mostra que impactos positivos na variável $d.diferença(lnM1)$ causam impactos negativos, na terceira e quarta defasagem da variável $d.diferença(lnM1)$, ao nível de significância de 5%. Estas direções de impactos se caracteriza de forma natural, tendo em vista que um dos mecanismos de controle inflacionário, principalmente, num regime de banda cambial fixa, é diminuir a base monetária em circulação.

4.6 O MODELO VECM I: ESTRUTURAS DOS RESULTADOS DE m_2

O submodelo de correção de erros m_2 refere-se ao período que compreende a sub-amostra após a quebra estrutural de Dezembro/1998, indo de Janeiro/1999 a Abril/2017. Os resultados para esta sub-amostra podem ser observados nas Tabelas de (7) a (9). A análise da estrutura do sub-modelo m_2 inicia-se com os resultados equação de cointegração apresentados na Tabela (7), abaixo. Nesta tabela é especificada as significâncias globais e locais (dos coeficientes) do modelo de longo prazo. Deve ser observado que para o sub-modelo $m_2(t)$, as estimativas dos testes de raiz unitária, na versão sem tendência determinística, indicou que as variáveis $diferença(JUROS)$, $diferença(lnPIB)$, $diferença(INFLAÇÃO)$, e $diferença(lnM1)$, se caracterizaram com não estacionárias, e integradas $I(1)$. Portanto, a variável $ln(CÂMBIO)$ foi omitida da equação de cointegração, pois esta se caracterizou como integrada de ordem zero. Também foram estimados o submodelo m_2 com uma e duas equações de cointegração (conforme indicação dos testes de cointegração), mas, por conta da significância global maior do modelo com uma equação (estatística χ^2 do teste de Wald), então, consideraremos somente os resultados do submodelo incorporando em sua solução apenas uma equação de cointegração.

De acordo com o cabeçalho da Tabela (7), abaixo, o teste padrão de significância global de Wald χ^2 mostra que, mesmo com um nível de significância de 1%, a equação de cointegração é válida, isto é, não se pode rejeitar a hipótese nula de não causalidade entre as variáveis explicativas do modelo. Para corroborar com esta relação de longo prazo entre as variáveis, e mostrar que esta equação de cointegração foi modelada de maneira correta, pode-se verificar que, com um nível de significância de 1%, exceto para a variável $ln(CÂMBIO)$ omitida devido ser cointegrada de ordem zero, as demais variáveis apresentaram

coeficientes de cointegração localmente significativos. Nesta equação, o coeficiente da variável *diferença(lnPIB)* foi normalizado para um.

Tabela 7: Equações de Cointegração para $m_2(t)$, do VECM I, de Janeiro/1999 a Abril/2017.

Equações de Cointegração							
Equação de Coint.	Parms	χ^2			$p > \chi^2$		
ce1	3	42.54843			0.0000		
Equação de Coint	Variável	Coef.	Erro Padrão	t	$p > t $	Intervalo de Confiança 95%	
ce1	lnCAMBIO	0 (omitida)					
	difPIB	1					
	difINFLACAO	75.66462	11.69191	6.47	0.000	52.7488	98.5803
	difJUROS	-4.868494	1.624529	-3.00	0.003	-8.05251	-1.68447
	difM1	20.07738	7.166068	2.80	0.005	6.03214	34.1226
	constante	49.58976	21.32054	2.33	0.020	7.80225	91.3772

A Equações de Cointegração estimada na Tabela (7), para o período de Janeiro/99- Abril/2017, implica numa relação de equilíbrio de longo prazo entre a média da variável normalizada, *diferença(lnPIB)*, e as médias das demais variáveis que foram incluídas nesta equação. Observando os sinais apresentados pela equação de cointegração, apresentados na Tabela (7), acima, e comparando-os com os sinais de ação e reação das variáveis das Equações (4.16) e (4.17), observa-se que um impacto positivo em EC_t (por exemplo, devido a inovações exógenas positivas em $E_t(y_t - y_t^*)$), deve-se esperar: (i) β_0 , qualquer valor finito de \mathbb{R} , pois é um efeito autônomo; (ii) $\beta_1 = 0$, pois $E_t(e_t)$ mostrou-se não cointegrada; (iii) $\beta_2 \leq 0$, pois o nível de equilíbrio de $E_t(m_t - m_t^*)$ será afetado negativamente; (iv) $\beta_3 \geq 0$, pois o nível de equilíbrio de $E_t(y_t - y_t^*)$ será afetado positivamente; (v) $\beta_4 \leq 0$, pois o nível de equilíbrio de $E_t(i_t - i_t^*)$ será afetado negativamente e, finalmente; (v) $\beta_5 \leq 0$, pois o nível de equilíbrio de $E_t(\pi_t - \pi_t^*)$ será afetado negativamente. Em particular, observa-se que os coeficientes β_2 e β_5 estimados na Tabela (7) encontram-se na direção contrária à esperada, de acordo com a teoria estabelecida pela Equação (4.16). No entanto, deve ser considerado que a evolução de reação de desequilíbrio na equação de cointegração depende também do processo de evolução das variáveis inclusas no modelo, no caso, de $E_t(m_t - m_t^*)$ e $E_t(\pi_t - \pi_t^*)$, que depende dos processos macroeconômicas implementados nas duas economias, a doméstica e a externa.

De acordo com os resultados mostrados na Tabela (7), um desvio positivo no termo de correção de erro implica em mudanças positivas nos níveis de equilíbrio das variáveis *diferença(lnPIB)*, *diferença(INFLAÇÃO)* e *diferença(lnM1)*, pois coeficientes β dessas duas variáveis são positivos. No entanto, a direção e a velocidade de ajuste no equilíbrio de longo prazo é dado de acordo com os sinais e a intensidades dos coeficientes α de *ce1* no modelo VAR, aumentando ou diminuindo os seus níveis, respectivamente, quando α for positivo ou negativo. A variável *diferença(JUROS)* possui o efeito oposto, pois esta possui coeficiente β negativo e, portanto, diminui ou aumenta seu nível de equilíbrio para um α positivo ou negativo, respectivamente.

Tabela 8: Parâmetros de ajuste de longo prazo para $m_2(t)$, do VECM I, $\Pi = \alpha\beta'$.

Correção Erro	D(lnCAMBI O)	D(difPIB)	D(difINFLAC AO)	D(difJUROS)	D(difM1)
L1.lnCAMBIO	0 (omitida)				
L1.difPIB	-0.0000997 (0.0001197) (-0.83)	0.0003295 (0.0001509) (2.18)	-0.004704*** (0.0009116) (-5.16)	0.0012608** (0.0005689) (2.22)	-0.0002668* (0.0001654) (-1.61)
L1.difINF LACAO	-0.0075442 (0.0090577) (-0.83)	0.0249282 (0.0114147) (2.18)	-0.3559244*** (0.0689743) (-5.16)	0.0953973** (0.0430427) (2.22)	-0.0201846* (0.0125135) (-1.61)
L1.difJU ROS	0.0004854 (0.0005828) (0.83)	-0.001604 (0.0007345) (-2.18)	0.0229013*** (0.004438) (5.16)	-0.0061382** (0.0027695) (-2.22)	0.0012987* (0.0008052) (1.61)
L1.difM1	-0.0020018 (0.0024034) (-0.83)	0.0066146 (0.0030289) (2.18)	-0.0944435*** (0.0183021) (-5.16)	0.0253134** (0.0114212) (2.22)	-0.0053559* (0.0033204) (-1.61)
Constante	-0.0049444 (0.0059363) (-0.83)	0.0163377 (0.0074811) (2.18)	-0.2332689*** (0.045205) (-5.16)	0.0625223** (0.0282097) (2.22)	-0.0132288* (0.0082012) (-1.61)

α :*→ 10% de significância, **→ 5% de significância e ***→ 1% de significância; L1 = uma defasagem; D = primeira diferença.

A Tabela (8), acima, mostra os coeficientes estimados para as variáveis no longo prazo, por meio dos coeficientes da matriz $\Pi = \alpha \times \beta'$. Pode-se observar, a partir da Tabela (8), para o período entre Janeiro/1999 a Abril/2017, que a variável *lnCAMBIO* demonstra ser fortemente exógena no longo prazo, pois esta não recebe e nem impacta

nas demais variáveis do modelo no longo prazo. Este comportamento da variável $\ln\text{CAMBIO}$ no submodelo m_2 mostrou ser completamente diferente daquele apresentado para o submodelo m_1 que se mostrou completamente endógena, no longo prazo, para a sub-amostra entre Agosto/1994 e Dezembro/1998. Além disso, observa-se também que a variável $\text{diferença}(\ln\text{PIB})$ mostra-se ser fracamente exógena no longo prazo (pois impacta as demais variáveis, mas não recebe impactos das outras variáveis do modelo). No entanto, as variáveis $\text{diferença}(\text{INFLAÇÃO})$, $\text{diferença}(\text{JUROS})$ e $\text{diferença}(\ln\text{M1})$ mostraram-se endógenas no longo prazo. Estas variáveis endógenas ajustam-se para um novo equilíbrio de longo prazo, quando ocorre algum desequilíbrio na primeira defasagem de cada variável, a partir de choques nas componentes de cointegração.

Estes efeitos podem ser vistos notando-se os diferentes níveis de significância. Para um nível de significância de 1%, tem-se: (i) desequilíbrios positivos na $\text{diferença}(\ln\text{PIB}(t-1))$ causam ajustes negativos sobre a $\text{diferença}(\text{INFLAÇÃO})$, para cada 1% de aumento na $\text{diferença}(\ln\text{PIB}(t-1))$ impacta aproximadamente -0.005% na $\text{diferença}(\text{INFLAÇÃO})$; (ii) desequilíbrios positivos na $\text{diferença}(\text{INFLAÇÃO}(t-1))$ causam ajustes negativos sobre esta mesma variável, conduzindo-a à volta ao estado de equilíbrio, com um impacto de -0.35%, para cada 1% de aumento em $\text{diferença}(\text{INFLAÇÃO}(t-1))$; (iii) 1% de aumento na $\text{diferença}(\text{JUROS}(t-1))$ impacta, aproximadamente, 0.023% na $\text{diferença}(\text{INFLAÇÃO})$; (iv) desequilíbrios negativos na $\text{diferença}(\ln\text{M1}(t-1))$ causam ajustes negativos sobre $\text{diferença}(\text{INFLAÇÃO})$, levando-o a um novo estado de equilíbrio, com um impacto de 0.009%, para cada 1% de aumento em $\text{diferença}(\ln\text{M1}(t-1))$, e; (v) os efeitos atônômicos, por conta de outros fatores desconsiderados neste modelo, causam ajustes negativos sobre $\text{diferença}(\text{INFLAÇÃO})$, com um impacto de -0,23%.

Ao considerar um nível de significância de 5%, tem-se efeitos também sobre a variável $\text{diferença}(\text{JUROS})$. Para cada 1% de aumento em $\text{diferença}(\ln\text{PIB}(t-1))$, $\text{diferença}(\text{INFLAÇÃO}(t-1))$ e $\text{diferença}(\ln\text{M1}(t-1))$ causam ajustes positivos na $\text{diferença}(\text{JUROS})$ de 0.001%, 0.09% e 0.02%, respectivamente. A $\text{diferença}(\text{JUROS}(t-1))$ causa um ajuste negativo sobre ela mesma de -0.006%, enquanto que um aumento nos efeitos autônomos causam um ajuste positivo de 0.06% na $\text{diferença}(\text{JUROS})$.

Finalmente, para um nível de significância de 10%, a variável *diferença(lnM1)* sofre ajustes de equilíbrio de longo prazo. A cada 1% de desequilíbrio positivo em *diferença(lnPIB(t - 1))*, *diferença(INFLAÇÃO(t - 1))*, *diferença(lnM1(t - 1))*, assim como nos efeitos autônomos, causam, respectivamente, ajustes negativos de magnitude 0,0002%, 0,020%, 0,001% e 0,01%. A variável *diferença(lnM1)* se ajusta positivamente (0,001%) apenas por desequilíbrio positivo de 1% na *diferença(JUROS(t - 1))*.

Tabela 9: modelo VAR (Vector Autoregressive) para $m_2(t)$, do VECMI, período entre Janeiro/1999 a Abril/2017.

Amostra: 1999m6 - 2017m4		Número de obs. = 215		AIC = -12.0571	
Log likelihood = 1405.138				HQIC = -11.36665	
Det(Sigma_ml) = 1.45e-12				SBIC = -10.34826	
	D(lnCÁMBIO)	D(difPIB)	D(difINFLAÇÃO AO)	D(difJUROS)	D(difM1)
R-sq	0.5448	0.5994	0.6827	0.7298	0.6932
chi2	62.88348	82.9146	120.2667	146.2491	125.6846
(P>chi2)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Correção Erro	D(lnCÁMBIO)	D(difPIB)	D(difINFLAÇÃO AO)	D(difJUROS)	D(difM1)
ce1	-0.0000997 (0.0001197) (-0.83)	0.0003295** (0.0001509) (2.18)	-0.004704*** (0.0009116) (-5.16)	0.0012608** (0.0005689) (2.22)	-0.0002668* (0.000165) (-1.61)
L1.D(lnCÁMBIO)	0.435354*** (0.1237582) (3.52)	-0.359018** (0.1559627) (-2.30)	3.126116*** (0.94242) (3.32)	0.3654758 (0.5881068) (0.62)	-0.1742568 (0.170975) (-1.02)
L2.D(lnCÁMBIO)	-0.0663553 (0.1283109) (-0.52)	-0.501364*** (0.1617002) (-3.10)	2.238359** (0.9770894) (2.29)	0.040387 (0.6097419) (0.07)	0.6345683*** (0.177265) (3.58)
L3.D(lnCÁMBIO)	0.1684559 (0.1376792) (1.22)	-0.2180136 (0.1735063) (-1.26)	1.101223 (1.048429) (1.05)	0.0512165 (0.6542606) (0.08)	-0.0214234 (0.190208) (-0.11)
L4.D(lnCÁMBIO)	-0.0596797 (0.1204646) (-0.50)	-0.0806017 (0.1518121) (-0.53)	2.415038*** (0.9173396) (2.63)	-0.8988562* (0.5724557) (-1.57)	0.6199021*** (0.166425) (3.72)
L1.D(difPIB)	0.0368672 (0.0982705) (0.38)	-0.0507647 (0.1238426) (-0.41)	0.3572832 (0.748331) (0.48)	-0.6998048* (0.4669877) (-1.50)	0.5561869*** (0.135763) (4.10)
L2.D(difPIB)	0.0404342 (0.099534) (0.41)	-0.338183*** (0.1254349) (-2.70)	1.359609* (0.7579525) (1.79)	-0.0714277 (0.4729919) (-0.15)	0.6607932*** (0.137509) (4.81)
L3.D(difPIB)	0.0684111 (0.0971235) (0.70)	-0.09413 (0.1223971) (-0.77)	-0.6393039 (0.7395967) (-0.86)	-0.0730289 (0.4615371) (-0.16)	-0.146631 (0.134179) (-1.09)
L4.D(difPIB)	-0.0130916 (0.0909462) (-0.14)	0.0925691 (0.1146123) (0.81)	1.012506 (0.6925562) (1.46)	-0.4775139 (0.432182) (-1.10)	0.3866332*** (0.125644) (3.08)

a:*→ 10% de significância, **→ 5% de significância e ***→ 1% de significância; L1 = uma defasagem; D = primeira diferença.

Tabela 9.Continuação: modelo VAR (Vector Autoregressive) para $m_2(t)$, do VECM I, período entre Janeiro/1999 a Abril/2017.

Amostra: 1999m6 - 2017m4		Número de obs. = 215		AIC = -12.0571	
Log likelihood = 1405.138				HQIC = -11.36665	
Det(Sigma_ml) = 1.45e-12				SBIC = -10.34826	
	D(lnCAMBIO)	D(difPIB)	D(difINFLAC AO)	D(difUROS)	D(difM1)
R-sq	0.5448	0.5994	0.6827	0.7298	0.6932
chi2	62.88348	82.9146	120.2667	146.2491	125.6846
(P>chi2)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Correção Erro	D(lnCAMBIO)	D(difPIB)	D(difINFLAC AO)	D(difUROS)	D(difM1)
L1.D(difI NFLACA O)	0.0097615 (0.0106273) (0.92)	-0.0080732 (0.0133928) (-0.60)	0.0100167 (0.0809272) (0.12)	-0.0614097 (0.0505017) (-1.22)	0.0258795* (0.014682) (1.76)
L2.D(difI NFLACA O)	-0.0048073 (0.0102222) (-0.47)	-0.0175569 (0.0128823) (-1.36)	-0.1768029** (0.0778425) (-2.27)	-0.0587967 (0.0485767) (-1.21)	0.0198262 (0.014122) (1.40)
L3.D(difI NFLACA O)	0.0200615** (0.0095555) (2.10)	-0.0122556 (0.012042) (-1.02)	0.0193962 (0.072765) (0.27)	-0.0553312 (0.0454082) (-1.22)	-0.0229837* (0.013201) (-1.74)
L4.D(difI NFLACA O)	-0.0082237 (0.0090672) (-0.91)	0.0044902 (0.0114267) (0.39)	0.0867775 (0.0690467) (1.26)	-0.0480525 (0.0430878) (-1.12)	0.0086056 (0.012526) (0.69)
L1.D(difJ UROS)	-0.0094268 (0.0170753) (-0.55)	-0.0662321*** (0.0215187) (-3.08)	-0.2177739* (0.1300289) (-1.67)	0.2214373*** (0.0811431) (2.73)	-0.0268016 (0.023590) (-1.14)
L2.D(difJ UROS)	0.0069508 (0.017452) (0.40)	0.0274583 (0.0219934) (1.25)	0.0287984 (0.1328975) (0.22)	0.256635*** (0.0829332) (3.09)	0.0049727 (0.024110) (0.21)
L3.D(difJ UROS)	0.0040424 (0.0159314) (0.25)	0.0176756 (0.0200771) (0.88)	-0.0368424 (0.1213181) (-0.30)	0.2215952*** (0.0757072) (2.93)	0.0025274 (0.022009) (0.11)
L4.D(difJ UROS)	-0.0031161 (0.0152002) (-0.21)	0.0055425 (0.0191556) (0.29)	0.2561441** (0.1157498) (2.21)	-0.011921 (0.0722324) (-0.17)	-0.0350593* (0.020999) (-1.67)
L1.D(dif M1)	-0.0817559 (0.0632124) (-1.29)	0.0451983 (0.0796616) (0.57)	1.376038*** (0.4813633) (2.86)	0.5405792* (0.3003894) (1.80)	-0.22654*** (0.087329) (-2.59)
L2.D(dif M1)	-0.0027174 (0.0661315) (-0.04)	-0.2583402*** (0.0833404) (-3.10)	0.5680401 (0.5035924) (1.13)	-0.5317252* (0.3142613) (-1.69)	-0.0677704 (0.091362) (-0.74)
L3.D(dif M1)	0.0576755 (0.0649076) (0.89)	-0.0572353 (0.0817979) (-0.70)	0.5515546 (0.494272) (1.12)	0.4982717* (0.308445) (1.62)	0.122764 (0.089671) (1.37)
L4.D(dif M1)	-0.0960629* (0.0611013) (-1.57)	-0.028989 (0.0770012) (-0.38)	1.199304*** (0.4652875) (2.58)	0.0082511 (0.2903576) (0.03)	0.1263272* (0.084413) (1.50)

$\alpha: * \rightarrow 10\%$ de significância, $** \rightarrow 5\%$ de significância e $*** \rightarrow 1\%$ de significância; $L1$ = uma defasagem; D = primeira diferença.

As Tabelas (9) e (9.continuação), acima, indicam os impactos de curto prazo em cada equação através do modelo Vetor Autoregressivo, VAR, junto com a significância geral do impacto das variáveis explicativas em cada equação do modelo. De acordo com os “*Headers*” da tabela, assumindo um nível de significância de 1%, todas as variáveis mostraram-se significantes no curto prazo. Os coeficientes de determinação também são significativos, variando entre 0.5448 a 0.7298, demonstrando um bom grau de explicação do modelo. Nesta Tabela, os valores entre parentes no primeiro nível abaixo do coeficientes representam o erro, e no segundo nível de parênteses estão as estatísticas t. Os asteriscos indicam o nível de significância dos coeficientes, conforme legenda abaixo das Tabelas (9) e (9.continuação).

Neste submodelo m_2 , todas as variáveis possuem algum grau de endogeneidade no curto prazo, sendo influenciadas por alguma outra variável no modelo, mesmo para um nível de significância de 1%. A variável $d.ln(C\grave{A}MBIO)$, é afetada positivamente (depreciação da moeda brasileira), a um nível de significância de 5%, pela terceira defasagem da $d.diferença(INFLAÇÃO)$. Isso se deve ao fato que a inflação afeta o câmbio real, uma vez que a diferença de preços torna-se maior, a tendência é pressionar a taxa de câmbio para cima, no caso, desvalorizar a moeda brasileira. Esta pressão pode ser verificada pela Paridade do Poder de Compra³⁵, assim como a comparação entre as taxas de câmbio real³⁶ e nominal. Pode-se observar também que, a um nível de significância de 5%, impactos positivos na terceira defasagem de $d.diferença(INFLAÇÃO)$ causam impactos positivos na variável $d.ln(C\grave{A}MBIO)$. Esses sinais são semelhantes ao encontrado no submodelo m_1 , e estão de acordo com o esperado a partir da Equação (17).

A segunda equação refere-se a variável $d.diferença(lnPIB)$. Esta variável, a um nível de significância de 1%, é afetada negativamente pela segunda defasagem de $d.ln(C\grave{A}MBIO)$, e com nível de significância de 5%, pela primeira defasagem de $d.ln(C\grave{A}MBIO)$. O ajuste do PIB perante a uma mudança positiva nas defasagens do câmbio é ambíguo e complexo. Muitos economistas desenvolvimentistas defendem a ideia de que uma depreciação cambial ajuda a crescer a economia, pois impulsiona as exportações “protegendo”, desta forma, a indústria nacional. Porém, o

³⁵ Conforme representado pela Equação (4.3), $e_t = p_t - p_t^*$.

³⁶ $CAMBIO_{real} = \left[\left(\frac{CAMBIO_{nominal} * inf_{br}}{inf_{eua}} \right) - 1 \right] * 100$, onde inf_{br} é a taxa de inflação no Brasil e inf_{usa} é a taxa de inflação nos Estados Unidos.

mercado atual é um pouco mais complexo que isto. A globalização fez com que muitas empresas estejam fortemente ligadas no exterior, isto é, possuem financiamentos, empréstimos, maquinários, fornecedores, entre outras obrigações no exterior. A desvalorização da moeda, neste caso, pode fazer com que estas empresas, que dependem de uma parceria com o exterior, aumentem seus custos de produção (por conta do dólar mais caro) e que percam a competitividade que haviam com a moeda mais apreciada, ocorrendo um efeito inverso ao que alguns economistas geralmente propõe para alavancar o PIB, ou seja, tem-se o efeito da desindustrialização, podendo haver uma queda no PIB em algum período. Em outras palavras, a desvalorização da taxa de câmbio faz com que haja um aumento generalizado dos preços. Este aumento nos preços não ocorre somente nos produtos vindos do exterior, mas também em produtos produzidos internamente, pois, muitas vezes, para a fabricação do produto nacional, são utilizados insumos ou maquinários adquiridos no exterior e, portanto este aumento nos preços é consequência direta do aumento (desvalorização) cambial. Observa-se, na Tabela (9), que impactos positivos na variável *d. diferença(lnPIB)*, na segunda defasagem, ao nível de 1% de significância, causa impacto negativo nela própria, assim como o resultado apresentado no submodelo m_1 . Também, semelhantes ao resultado encontrado no submodelo anterior, m_1 , encontra-se que impactos positivos na variável *d. diferença(JUROS)* causaram impactos negativos, na primeira defasagem, ao nível de significância de 1%, em *d. diferença(lnPIB)*, e, variação positiva na variável *d. diferença(lnM1)* causam impactos negativos, segunda defasagem, em 5% de significância, sobre a variável *d. diferença(lnPIB)*.

A terceira equação do modelo VAR, *d. diferença(INFLAÇÃO)*, mostra que esta variável é influenciada positivamente por impactos positivos na primeira, segunda, e na quarta defasagem de *d. ln(CÂMBIO)*, a um nível de significância de 1% para a primeira e quarta defasagem, e 5% de significância para a segunda defasagem. Este sinal condiz com os manuais de macroeconomia, uma desvalorização cambial leva a um aumento da inflação, uma vez que insumos, maquinários e produtos finais são importados. A *d. diferença(INFLAÇÃO)* também é influenciada positivamente com um impacto positivo na primeira e quarta defasagem de *d. diferença(lnM1)*, a um nível de significância de 1%. Uma expansão da oferta monetária (política expansionista), reduzindo assim a taxa de juros básica na economia, deixa a poupança menos atrativa, resultando assim em uma maior quantidade de moeda na mão do público e aumento

generalizado do consumo. Políticas deste tipo são, geralmente, adaptadas a épocas de recessão, visando assim aumentar a demanda agregada, estimular a economia e gerar novos empregos. Conseqüentemente, este aumento na demanda agregada gera uma maior inflação.

Ainda na Tabela (9), pode-se notar que a variável *d. diferença(JUROS)* é apenas afetada por defasagens dela mesma, no curto prazo, para um nível de significância de 1%. Finalmente, a última equalção do modelo VAR, *d. diferença(lnM1)*, é afetada positivamente para impactos positivos, a nível de significância de 1%, nas segunda e quarta defasagens de *d. ln(CÂMBIO)*, e nas primeira, segunda e quarta defasagens de *d. diferença(lnPIB)*. Nesta mesma tabela, nota-se também que impactos positivos na primeira defasagem da variável *d. diferença(lnM1)* causam impactos negativos nela mesma, ao nível de significância de 1%. O resultado encontrado estabelece que a oferta monetária reage positivamente a um impacto positivo no PIB não é novidade. Uma economia mais aquecida gera um maior PIB, que por sua vez representa maior renda para as famílias e, assim, uma maior quantidade de moedas nas mãos do público. Portanto, estes resultados encontrados condizem com os resultados esperados.

4.7 ANÁLISE DAS FUNÇÕES IMPULSO RESPOSTA (IRFS)

As IRFs (Funções Impulso Resposta) descrevem como as inovações estocásticas em uma variável afetam outra variável após um determinado número de períodos (Stock e Watson, 2001). Os resultados das estimativas IRF destacam a direção e a intensidade dos impactos dos choques ortogonalizados, para os quais se apresenta a interpretação causal.

Os IRFs simples mostram o efeito ao longo do tempo, de um choque (impulso) de uma unidade em uma determinada variável, mantendo todos os demais choques em outras variáveis constantes, sobre uma determinada variável, denominada de variável resposta. No entanto, pelo fato das variáveis endógenas do modelo serem correlacionadas umas com as outras, este choque acaba afetando as demais variáveis e, desta forma, perde-se a interpretação de causalidade do choque inicial. Esta dificuldade pode ser sobreposta, tomando $E(\hat{\epsilon}_t \hat{\epsilon}_t') = \hat{\Sigma}$, a matriz de covariância dos choques na Equação (5.1), acima, e encontre uma matriz P , tal que $PP' = \hat{\Sigma}$. Então, o vetor dos choques pode ser ortogonalizados, por meio de P^{-1} . Sims (1980) sugere que P pode ser escrito como uma decomposição de Cholesky de $\hat{\Sigma}^{-1}$. As IRFs baseadas nesse processo são

conhecidas como IRFs ortogonalizadas (ou OIRFs). Escolher P como uma decomposição de Cholesky $\widehat{\Sigma}^{-1}$ é equivalente impor uma estrutura recursiva para a correspondente da dinâmica estrutural da equação do modelo. Para maiores detalhes, veja Lutkepohl (2005, 51-63) e Hamilton (1994, 318-323) para definições formais. Becketti (2013) fornece uma introdução acessível e suave à análise do IRF

As OIRFs são distinguidas pelo efeito do choque considerando o tempo tendendo ao infinito ($t \rightarrow \infty$). Chama-se de choque transitório o choque que, aplicado à primeira variável, causa um efeito nulo sobre a segunda variável ao decorrer do tempo. Já o choque de uma variável no qual seu efeito permanece sobre a segunda variável, ao passar do tempo, gerando uma tendência estocástica, é chamado de choque permanente³⁷.

4.7.1 Análise das OIRFs obtidas em m_1 do modelo VECM I

Os gráficos nas Figuras (5) a (7), abaixo, mostram as funções respostas impulsos obtidas com os resultados do modelo VECM I, com um nível de confiabilidade de 95%. Nestas figuras observa-se sempre a evolução de um impulso na primeira variável, com resposta na segunda variável, de cada gráfico. A organização dos gráficos dá-se de modo que em cada um se impõe um impulso separadamente, em cada variável do modelo, por exemplo, em *lnCAMBIO*, *difINFLACAO*, *difJUROS*, *dif(lnPIB)* e *dif(lnM1)*, com respostas distintas em uma determinada variável resposta, para cada impulso. Os gráficos dos *OIRFs* foram construídos, considerando um choque com intensidade de uma unidade de cada variável, no tempo zero, e observando a sua evolução por trinta passos (meses). As Tabelas (C.17) a (C.19.a), apresentadas no Anexo C, mostram as funções de decomposição de variância (FEVD), com um nível de confiabilidade de 95%, com impulsos em cada uma das variáveis, e também resposta sobre cada variável, sendo o impulso no tempo um até o passo de número 30.

Com já enfatizado acima, uma OIRF mede o efeito de um choque sobre uma variável endógena, sobre si mesma ou sobre qualquer outra variável endógena do modelo, e sua evolução ao longo do tempo. Por outro lado, a decomposição de variância do erro previsto (FEVD) mede a fração da variância do erro previsto de uma variável endógena que pode

³⁷ A distinção dos efeitos permanentes ou transitórios dos choques depende do tamanho dos autovalores do modelo VAR cointegrante. Se o autovalor em módulo for igual a um, deve-se obter efeitos permanentes e, para autovalores em módulo inferiores a um, tem-se efeitos transitórios.

ser atribuída a choques ortogonalizados, em si próprio ou às outras variáveis endógenas, caracterizando o seu processo de evolução (especificamente, a FEVD mede a fração do erro na variável de previsão i após h períodos, que são atribuídos aos choques ortogonalizados à variável j).

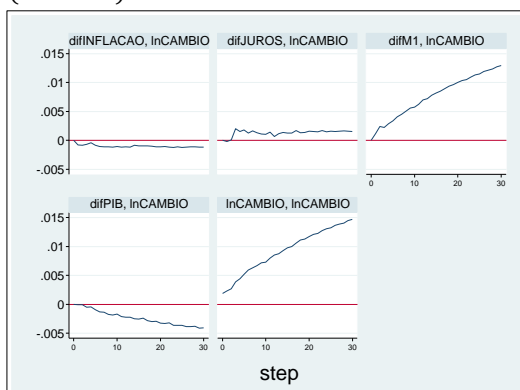
Ainda, conforme já explicado acima, as OIRFS caracterizam uma medida da reação para cada variável em um certo tempo, após uma unidade de impulso em uma variável excitada no sistema. Em um modelo VAR cointegrante, alguns dos autovalores do modelo são um, enquanto os outros restantes possuem um módulo estritamente inferior a um. Isso implica que algumas das variáveis no modelo não evoluem para zero, quando o tempo evolue até ao infinito, implicando que alguns dos OIRFs não serão zero quando $t \rightarrow \infty$. Quando a OIRF, devido a uma inovação em uma variável, desaparece à medida que o tempo passa, a inovação para a primeira variável tem um efeito transitório sobre a segunda variável; neste caso, os choques são considerados transitórios. No entanto, ao contrário, quando o efeito dessa inovação não diminui, os choques são considerados permanentes e geram uma tendência estocástica.

Na análise a ser apresentada, deve-se lembrar que, exceto pela variável $\ln(\text{CAMBIO})$, as demais variáveis estão expressas na diferença entre os valores brasileiros e americanos ($\text{dif}(\text{INFLACAO})$, $\text{dif}(\ln\text{PIB})$, $\text{dif}(\text{JUROS})$, e $\text{dif}(\ln\text{M1})$) e, portanto, a “resposta” dessas variáveis pode ser analisada de forma relativa entre as duas economias, isto é, uma mudança no valor de uma dessas variáveis pode ser consequência de uma alteração por parte da economia brasileira, da americana ou ainda de ambas.

A Figura 6, abaixo, retrata o efeito sobre a variável $\ln(\text{CAMBIO})$ quando ocorrem choques inovadores de uma unidade, em cada uma das variáveis, no período um, e sua evolução ao longo dos 30 períodos (meses). Pode-se notar que um impulso unitário positivo na variável $\ln(\text{CAMBIO})$ evolue de forma crescente ao longo do tempo, constituindo uma tendência estocástica positiva, dinamicamente estável, causando depreciação cambial. Processos similares ocorrem com impulsos unitários positivos nas variáveis $\text{dif}(\ln\text{M1})$ e $\text{dif}(\ln\text{PIB})$. Com relação à variável $\text{dif}(\ln\text{M1})$, o seu impulso evolui de forma crescente ao longo do tempo, constituindo uma tendência estocástica positiva, dinamicamente estável, causando também a depreciação cambial. Com relação à variável $\text{dif}(\ln\text{PIB})$, o seu impulso evolui de forma decrescente ao longo do tempo, constituindo uma tendência estocástica negativa, dinamicamente estável, causando a apreciação cambial. Considerando

estes aspectos dessas OIRFs, é correto esperar que uma depreciação cambial causa depreciação cambial, um crescimento de $dif(lnM1)$ também cause uma depreciação da taxa cambial, e um crescimento de $dif(lnPIB)$ cause uma apreciação cambial. Ainda Pode-se observar que as variáveis $difINFLACAO$ e $difJUROS$ causem efeitos sobre o câmbio que evoluem para tendências estocásticas permanentes, de modo que impulso em $difINFLACAO$ causa um drift cambial negativo (salto em apreciação), e impulso em $difJUROS$ evolue rapidamente para um drift positivo (salto em depreciação cambial).

Figura 6: Função Impulso Resposta Ortogonalizada (OIRF), com impulso em $ln(CAMBIO)$, $difINFLACAO$, $dif(lnPIB)$, $difJUROS$, e $dif(lnM1)$, com resposta em $ln(CAMBIO)$.



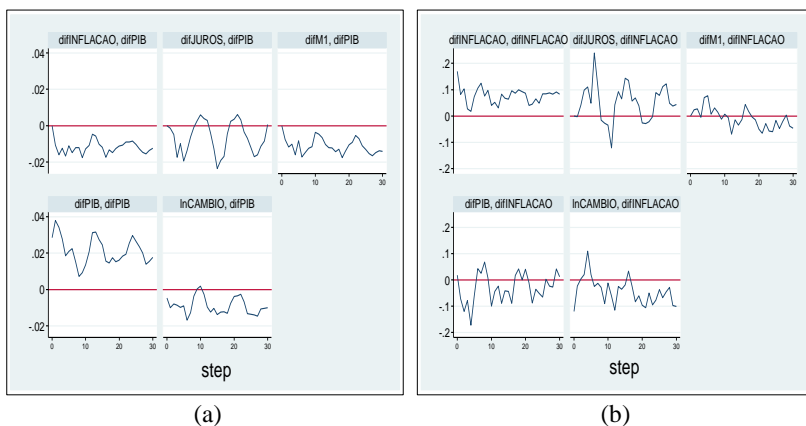
Fonte: Elaboração própria.

Em termos relativos, os efeitos das OIRFs podem ser observados através das FEVDs nas Tabelas (C.17) a (C.19.a), no Anexo C. Na Tabela (C.17.a) encontra-se as FEVDs com impulsos nas variáveis $ln(CAMBIO)$, $difINFLACAO$, $dif(lnPIB)$, $difJUROS$, e $dif(lnM1)$, para cada passo, que representa a participação dos impulsos em inovações exogenas sobre a evolução dinâmica da variável resposta $ln(CAMBIO)$. Nesta tabela deve ser observado que para cada passo de tempo, os valores fracionários representam os efeitos relativos dos impulsos em cada variável sobre a variável $ln(CAMBIO)$ (se esses valores forem multiplicados por 100, em cada passo de tempo, teremos os impactos relativos de impulsos de cada variável sobre a taxa cambial). Portanto, pode ser observado na Tabela (C.17.a) que as variáveis que mais afetam o câmbio, tanto no curto como no longo prazo, são $dif(lnM1)$ e o próprio câmbio. O impulso no câmbio vai se dissipando porém se estabiliza à

medida que se avança nos passos, e o efeito do impulso em $dif(\ln M1)$ cresce e também se estabiliza. Por exemplo, impulsos em $dif(\ln M1)$ é de 24,2994% na quarta defasagem e evoluem para 37,198% na vigésima defasagem, enquanto que impulso em $\ln(CAMBIO)$ evolui de 63,3469% no quarto lag para 56,7448%, no vigésimo lag. Enfim, observa-se que para o período em análise, de Agosto/1994 a Dezembro/1998, aproximadamente 88% dos efeitos em inovações na variável $\ln(CAMBIO)$ ocorreram devidos a inovações nas variáveis $dif(\ln M1)$, e em si mesmo.

Figura 7: Função Impulso Resposta Ortogonalizada (OIRF): (a) impulso em $\ln(CAMBIO)$, $difINFLACAO$, $dif(\ln PIB)$, $difJUROS$, e $dif(\ln M1)$, com resposta em $dif(\ln PIB)$, e; (b) impulso em $\ln(CAMBIO)$, $difINFLACAO$, $dif(\ln PIB)$, $difJUROS$, e $dif(\ln M1)$, com resposta em $difINFLACAO$.

Figura 7: Função Impulso Resposta Ortogonalizada (OIRF): (a) impulso em $\ln(CAMBIO)$, $difINFLACAO$, $dif(\ln PIB)$, $difJUROS$, e $dif(\ln M1)$, com resposta em $dif(\ln PIB)$, e; (b) impulso em $\ln(CAMBIO)$, $difINFLACAO$, $dif(\ln PIB)$, $difJUROS$, e $dif(\ln M1)$, com resposta em $difINFLACAO$.



Fonte: Elaboração própria.

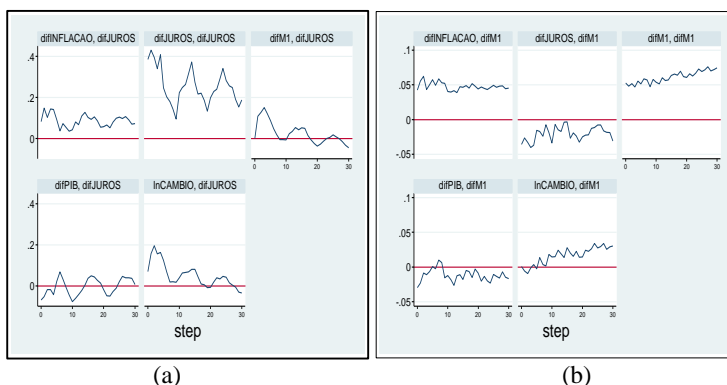
A Figura (7.a), acima, retrata o efeito sobre a variável $dif(\ln PIB)$ quando ocorrem choques inovadores de uma unidade, em cada uma das variáveis, no período um, e sua evolução ao longo do tempo. Pode-se notar que um impulso unitário positivo nas variáveis $difINFLACAO$, $difJUROS$, $dif(\ln M1)$, e $\ln(CAMBIO)$, evolui ao longo do tempo, constituindo uma tendência estocástica negativa, dinamicamente estável, impondo um drift médio negativo constante do

$dif(\ln PIB)$. Processo similar ocorre com um impulso unitário positivo de $dif(\ln PIB)$ sobre si mesmo. No entanto, o seu impulso evolue de forma dinamicamente estável, constituindo uma tendência estocástica positiva, impondo um drift médio positivo constante do $dif(\ln PIB)$. Em termos relativos, esses efeitos das OIRFs podem ser observados através das FEVDs, na Tabela (C.17.b) com impulsos nas variáveis $\ln(CAMBIO)$, $difINFLACAO$, $dif(\ln PIB)$, $difJUROS$, e $dif(\ln M1)$, para cada passo de tempo, que representam a participação em inovações exógenas sobre a evolução dinâmica da variável resposta $dif(\ln PIB)$. Nesta tabela é observado que a variável que mais afeta o $dif(\ln PIB)$, no curto prazo, é o próprio $dif(\ln PIB)$. Mas, o impulso no $dif(\ln PIB)$ sobre si mesmo vai se dissipando até se estabilizar, à medida que se avança nos passos, e o efeito dos impulsos nas outras variáveis cresce e também se estabiliza. Por exemplo, impulsos em $dif(\ln PIB)$ é de 74,785% na quarta defasagem, evoluem para 50,780% na vigésima defasagem, e para 49,937%, enquanto que impulsos nas demais variáveis evoluem, de forma acumulada, de 25,215% no quarto lag para 47,640% no vigésimo lag, e para 50,063% no trigésimo lag. Em resumo, observa-se que, para o período em análise, de Agosto/1994 a Dezembro/1998, o crescimento do PIB dá-se aproximadamente devido aos efeitos em inovações em si próprio. Observe que as demais variáveis que impactam negativamente sobre o PIB, provocando o decrescimento da economia, evoluem de forma crescente, à uma taxa média constante.

A Figura (7.b), acima, retrata o efeito sobre a variável $difINFLACAO$ quando ocorrem choques inovadores de uma unidade, em cada uma das variáveis, no período um, e sua evolução ao longo do tempo. Pode-se notar que impulsos unitários positivos nas variáveis $difINFLACAO$ e $difJUROS$ evoluem ao longo do tempo, constituindo tendências estocásticas positivas, dinamicamente estáveis, com drift médio de crescimento constante da variável $difINFLACAO$. Processos similares ocorrem com impulsos unitários positivos de $dif(\ln PIB)$ e $\ln(CAMBIO)$ sobre $difINFLACAO$. No entanto, estes impulsos evoluem de forma dinamicamente estáveis, constituindo tendência estocásticas negativas, com drifts médios de decrescimento constante da $difINFLACAO$. E, por último, um impulso unitário positivo na variável $dif(\ln M1)$ que, praticamente, oscila com amplitudes relativamente pequenas, em torno de uma média pequena (desprezível), ao longo do tempo, por meio de uma tendência dinamicamente estável. Em termos relativos, esses efeitos das OIRFs podem ser observados através das FEVDs, na Tabela (C.18.a) com impulsos nas variáveis $\ln(CAMBIO)$, $difINFLACAO$, $dif(\ln PIB)$,

$difJUROS$, e $dif(lnM1)$, para cada passo de tempo, que representam a participação dos impulsos em inovações exógenas sobre a evolução dinâmica da variável resposta $difINFLACAO$. Nesta tabela é observado que as variáveis que mais afetam o $difINFLACAO$, no curto prazo, é a própria $difINFLACAO$, e o $ln(CAMBIO)$. Mas, estes efeitos vão se dissipando, e se estabiliza à medida que se avança nos passos de tempo, e os efeitos dos impulsos nas outras variáveis crescem e também se estabiliza. Por exemplo, impulsos em $difINFLACAO$ é de 62,840% na segunda defasagem, decresce para 29,026% na vigésima defasagem, e para 28,644% na trigésima defasagem. Impulsos na variável $ln(CAMBIO)$ evoluem de 26,582% no segundo lag, para 13,389% no vigésimo lag, e aumentando para 17,538% no trigésimo lag. Impulsos em $dif(lnPIB)$ é de 9,555% na segunda defasagem, evoluem para 19,375% na vigésima defasagem, e para 16,896% na trigésima defasagem. Impulsos em $dif(lnPIB)$ é de 0,016% na segunda defasagem, evoluem para 34,541% na vigésima defasagem, e para 31,098% na trigésima defasagem. Em resumo, observa-se que, para o período em análise, de Agosto/1994 a Dezembro/1998, o crescimento $difINFLACAO$ dá-se, aproximadamente devido aos efeitos em inovações em si próprio e em $difJUROS$. Observe que as demais variáveis ($dif(lnPIB)$, $ln(CAMBIO)$, e $dif(lnM1)$, praticamente desprezível) impactam negativamente na evolução da inflação, provocando o decrescimento da inflação, essencialmente, no longo prazo.

Figura 8: Função Impulso Resposta Ortogonalizada (OIRF): (a) impulso em todas as variáveis, com resposta em $difJUROS$, e; (b) impulso em todas as variáveis, com resposta em $dif(lnM1)$.



Fonte: Elaboração própria.

A Figura (8.a), acima, retrata o efeito sobre a variável *difJURO*S quando ocorrem choques em inovadores de uma unidade, em cada uma das variáveis, no período um, e sua evolução ao longo tempo. Observa-se que impulsos unitários positivos nas variáveis *difINFLACAO* e *difJURO*S evoluem como tendências estocásticas positivas, dinamicamente estáveis, com um drift em nível constante da *difJURO*S. Impulsos unitários positivos de *dif(lnM1)* e *ln(CAMBIO)* sobre *difJURO*S evoluem como tendências dinâmicas estocásticas, com impactos positivos, no curto prazo, para impactos negativos, no longo prazo, com taxas médias de decrescimento constante sobre *difJURO*S. E, por último, um impulso unitário positivo na variável *dif(lnPIB)* que, praticamente, oscila com amplitudes relativamente pequenas, em torno de uma média pequena (desprezível), por meio de uma tendência dinamicamente estável. Em termos relativos, esses efeitos das OIRFs são observados através das FEVDs, na Tabela (C.18.b), como para os demais casos. Nesta tabela é observado que a variável que mais afeta substancialmente a variável *difJURO*S, tanto no curto como no longo prazo, é a própria *difJURO*S, e, em segundo lugar, no médio prazo, é a variável *ln(CAMBIO)*. As demais variáveis apresentam efeitos relativamente pequenos sobre *difJURO*S, que em termos médios é da ordem, respectivamente, de 7,7% e 4,4%. Finalmente, impulso em *dif(lnPIB)* causa efeito bastante pequeno sobre *difJURO*S, da ordem, em termos médios de 1.6%. Em resumo, observa-se que, para o período em análise, de Agosto/1994 a Dezembro/1998, o crescimento de *difJURO*S dá-se, aproximadamente devido aos efeitos em inovações em si próprio, *difJURO*S, tanto no curto como no longo prazo.

A Figura (8.b), acima, mostra o efeito sobre a variável *dif(lnM1)* quando ocorrem choques inovadores de uma unidade, em cada uma das variáveis, no período um, e sua evolução ao longo tempo. Observa-se que impulsos unitários positivos nas variáveis *difJURO*S e *dif(lnPIB)* evoluem como tendências estocásticas negativas, dinamicamente estáveis, com um drift médio negativo em *dif(lnM1)*. Impulsos unitários positivos em *dif(lnM1)* e *ln(CAMBIO)* sobre *dif(lnM1)* evoluem como tendências dinâmicas estocásticas, com impactos positivos crescentes, com taxas médias de crescimento constante sobre *dif(lnM1)*. E, por último, um impulso unitário positivo na variável *difINFLACAO* que evolui por meio de uma tendência dinamicamente estável, com um drift médio positivo em *dif(lnM1)*. Em termos relativos, esses efeitos das OIRFs são observados através das FEVDs, na Tabela (C.19.a). Nesta tabela é observado que as variáveis que

mais afeta substancialmente o crescimento da variável $dif(lnM1)$, tanto no curto como no longo prazo, é a própria $dif(lnM1)$ e a $difINFLACAO$. E, a variável que mais afeta o decrescimento da variável $dif(lnM1)$, essencialmente, no curto, é a variável $difJURO$ S. As demais variáveis, $dif(lnPIB)$ e $ln(CAMBIO)$ apresentam efeitos relativamente pequenos sobre $dif(lnM1)$. O $dif(lnPIB)$ afeta negativamente, no curtíssimo prazo sobre $dif(lnM1)$, e $ln(CAMBIO)$ causa efeito bastante pequeno sobre $ddif(lnM1)$, da ordem, em termos médios de 2.4%. Em resumo, observa-se que, para o período em análise, de Agosto/1994 a Dezembro/1998, o crescimento (ou decrescimento) de $dif(lnM1)$ dá-se, aproximadamente devido aos efeitos em inovações em si próprio, e em $difINFLACAO$, tanto no curto como no longo prazo.

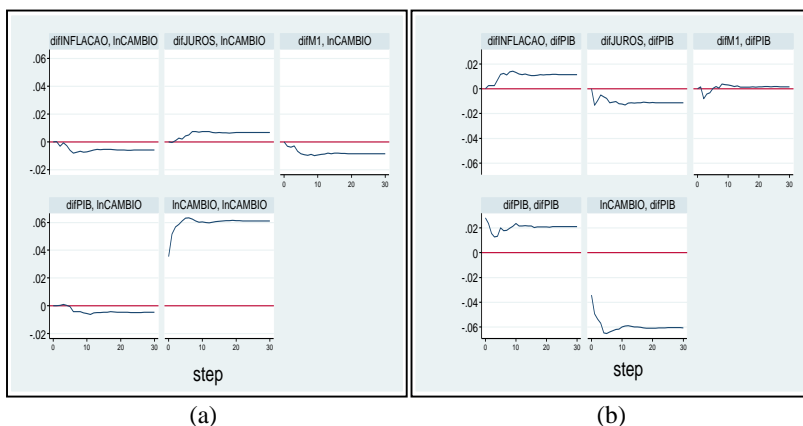
4.7.2 Análise das OIRFs obtidas em m_2 do modelo VECM I

Com um nível de confiabilidade de 95%, os gráficos nas Figuras (9) a (11), abaixo, mostram as funções respostas impulsos para o período após quebra estrutural, de Janeiro/1999 a Abril/2017, obtidas a partir dos resultados do submodelo m_2 do modelo VECM I. Seguindo o mesmo padrão de análise das OIRFs do submodelo m_1 , apresentadas na subseção anterior, em cada gráfico é imposto na primeira variável um impulso no período um, com amplitude de uma unidade de medida da variável, e com resposta numa segunda variável. Os gráficos de cada OIRF apresentam a evolução da resposta do impulso, por um período de trinta passos (meses). Tendo em vista que os gráficos das Figuras (9) a (11) relatam o processo de evolução, no que se refere a direção e as amplitudes dos impactos, então, para melhor extrair informações sobre as intensidades desses efeitos, são apresentadas as funções de decomposição de variância (FEVD), nas Tabelas (C.19b) a (C.21), do Anexo C, que são representadas por valores relativos. Portanto, as FEVDs mostram de forma mais compreensível as intensidades dos efeitos. Relembrando, as FEVDs são construídas por um processo similar às OIRFs, com impulsos em cada variável e resposta sobre cada uma das variáveis analisadas, também vista partindo do momento do impulso até o trigésimo passo.

A Figura (9.a), abaixo, mostra o efeito de choque unitário positivo em cada uma das variáveis do submodelo, sobre a variável $ln(CAMBIO)$. Nota-se que choques (impulsos) em inovações unitários nas variáveis $ln(CAMBIO)$, $difINFLACAO$, $difJURO$ S, $dif(lnM1)$ e $dif(lnPIB)$ evoluem, crescendo ou decrescendo, nos primeiros passos para uma tendência estocástica permanente e se estabilizando em um

certo patamar (nível drift), que dependendo da variável de impulso, resulta em depreciação ou apreciação cambial permanente. Observa-se na Figura (8.a) que, corretamente, impulsos positivos em $\ln(\text{CÂMBIO})$ e difJURO s evoluem para depreciações cambiais (em especial, impulso em $\ln(\text{CÂMBIO})$ sobre si mesmo causa uma forte depreciação), e impulsos positivos em difINFLACAO , $\text{dif}(\ln\text{M1})$ e $\text{dif}(\ln\text{PIB})$ evoluem também corretamente para apreciações cambiais.

Figura 9: Função Impulso Resposta Ortogonalizada (OIRF) para $m_2(t)$ (período após quebra estrutural de Dezembro/1998): (a) impulso em $\ln(\text{CÂMBIO})$, difINFLACAO , $\text{dif}(\ln\text{PIB})$, difJURO s, e $\text{dif}(\ln\text{M1})$, com resposta em $\ln(\text{CÂMBIO})$, e; (b) impulso em $\ln(\text{CÂMBIO})$, difINFLACAO , $\text{dif}(\ln\text{PIB})$, difJURO s, e $\text{dif}(\ln\text{M1})$, com resposta em $\text{dif}(\ln\text{PIB})$.



Fonte: Elaboração própria.

Os efeitos numéricos relativos das OIRFs para o submodelo m_2 (após quebra estrutural de Dezembro/1998), podem ser observados através das FEVDs nas Tabelas (C.19b) a (C.21), no Anexo C. Na Tabela (C.19.b), encontra-se as FEVDs com impulsos nas variáveis $\ln(\text{CÂMBIO})$, difINFLACAO , $\text{dif}(\ln\text{PIB})$, difJURO s, e $\text{dif}(\ln\text{M1})$ que, para cada passo, representam as participações dos impulsos em inovações exógenas sobre a evolução dinâmica da variável resposta $\ln(\text{CÂMBIO})$. Nesta tabela, da mesma forma que para o submodelo m_1 (antes da quebra), observa-se que o câmbio é afetado quase que completamente pelo próprio câmbio (e, em proporção bastante pequena, pela variável pela $\text{dif}(\ln\text{M1})$), tanto no curto quanto no longo prazo. O impulso no câmbio vai perdendo um pouco de força nos primeiros passos

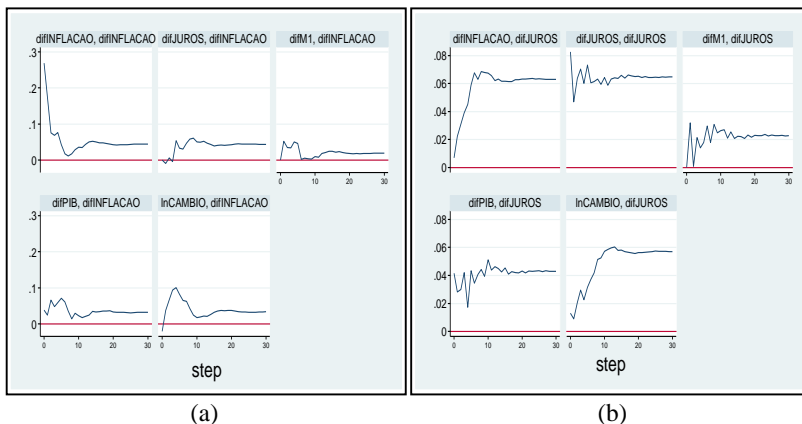
mas logo se estabiliza, enquanto que o efeito do impulso em $dif(lnM1)$ cresce relativamente pouco e também se estabiliza. Impulso em $ln(CAMBIO)$ evolui de 99,4169% na quinta defasagem para 97,4868% na vigésima defasagem. Impulsos na variável $dif(lnM1)$, por sua vez, evolui de 0,496% na quinta defasagem para 1,2692% na vigésima. Pode-se dizer que, neste período analisado, Janeiro/1999 a Abril/2017, no longo prazo, as inovações nas variáveis $difINFLACAO$, $dif(lnPIB)$ e $difJUROS$ representam menos de 2% dos efeitos em inovações na variável $ln(CAMBIO)$, inovações em $dif(lnM1)$ representam valores de aproximadamente de 1,27%, enquanto que mais de 97% das inovações de $ln(CAMBIO)$ são devidos ao próprio $ln(CAMBIO)$. No entanto, no curto prazo, mais de 99% das inovações de $ln(CAMBIO)$ são devidos ao próprio $ln(CAMBIO)$. De uma forma geral, pode-se dizer que as movimentações na variável $ln(CAMBIO)$, dá-se, essencialmente, devidos a inovações no próprio câmbio.

Os efeitos sobre a variável $dif(lnPIB)$, a partir de choques inovadores unitários em cada uma das variáveis, podem ser observados na Figura (9.b), acima. Impulsos unitários positivos nas variáveis $ln(CAMBIO)$, $difINFLACAO$, $dif(lnPIB)$ e $difJUROS$ causam efeitos que evoluem para tendências estocásticas permanentes sobre a $dif(lnPIB)$, se estabilizando em um certo patamar (nível drift) positivo ou negativo, dependendo da variável impulso. Enquanto que a $difINFLACAO$ e a $dif(lnPIB)$ causam um salto de crescimento na variável $dif(lnPIB)$, evoluindo para drifts positivos, as variáveis $ln(CAMBIO)$ e $difJUROS$ impõem drifts médios negativos na $dif(lnPIB)$. Já um impulso na variável $dif(lnM1)$, nos primeiros passos causa uma queda relativa na variável $dif(lnPIB)$, porém, ao longo do tempo, esse efeito se inverte, ocasionando num processo transitório que se dissipa o seu efeito ao longo do tempo sobre a $dif(lnPIB)$. Ou seja, a variável $dif(lnM1)$ causa somente efeitos negativos sobre si mesmo, no curto prazo.

Em termos relativos, esses efeitos das OIRFs podem ser observados através das FEVDs, na Tabela (C.20.a) com impulsos nas variáveis $ln(CAMBIO)$, $difINFLACAO$, $dif(lnPIB)$, $difJUROS$, e $dif(lnM1)$, para cada passo de tempo, e resposta na variável $dif(lnPIB)$. Nesta tabela observa-se que, no curto prazo, as variáveis que mais afetam o $dif(lnPIB)$, são $ln(CAMBIO)$ e o próprio $dif(lnPIB)$. Porém, a medida que se avança nos passos, verifica-se que o impulso no $ln(CAMBIO)$ sobre $dif(lnPIB)$ cresce até se estabilizar, enquanto que o impulso na $dif(lnPIB)$ sobre si mesmo vai se dissipando até se

estabilizar. Por exemplo, impulso em $\ln(CAMBIO)$ é de 77,4388% na terceira defasagem, evoluindo para 83,6498% na vigésima, enquanto que impulsos em $dif(\ln PIB)$ evoluem de 19,748% na terceira defasagem para 11,4401% na vigésima. Observa-se que, neste período, as demais variáveis, $difINFLACAO$, $difJUROS$ e $dif(\ln M1)$, apesar de crescerem seus impactos ao decorrer dos passos, estas variáveis possuem pouco impacto sobre o PIB. Estas três variáveis, somadas, representam 5,3734% do impacto sobre o PIB no seu valor máximo (passo 30).

Figura 10: Função Impulso Resposta Ortogonalizada (OIRF) para $m_2(t)$ (período após quebra estrutural de Dezembro/1998): (a) impulso em $\ln(CAMBIO)$, $difINFLACAO$, $dif(\ln PIB)$, $difJUROS$, e $dif(\ln M1)$, com resposta em $difINFLACAO$, e; (b) impulso em $\ln(CAMBIO)$, $difINFLACAO$, $dif(\ln PIB)$, $difJUROS$, e $dif(\ln M1)$, com resposta em $difJUROS$.



Fonte: Elaboração própria.

A Figura (10.a), acima, retrata os efeitos de choques inovadores em cada variável, separadamente, sobre a variável $difINFLACAO$. Nota-se que impulsos unitários positivos em qualquer variável do sistema, $\ln(CAMBIO)$, $difINFLACAO$, $dif(\ln PIB)$, $difJUROS$ ou $dif(\ln M1)$, evolui para um tendência estocástica permanente, causando um drift de aumento no longo prazo, na $difINFLACAO$. Em termos relativos, esses efeitos das OIRFs podem ser observados através das FEVDs, na Tabela (C.20.b), mostrando a participação dos impulsos em cada variável para cada passo de tempo, sobre a variável resposta $difINFLACAO$. Nesta tabela, pode-se observar que a variável $difINFLACAO$ domina o efeito sobre si mesma, tanto no curto como no longo prazo. No entanto, este

domínio vai caindo ao decorrer dos passos à medida que as demais variáveis vão ganhando espaço, exceto pela variável $dif(lnM1)$, que permanece no patamar de 2%, em todos os 30 passos analisados. Por exemplo, impulsos em $difINFLACAO$ é de 83,4357% no terceiro passo, caindo para 51,3887% no vigésimo passo, e para 47,0254% no trigésimo passo. Já impulsos em $ln(CAMBIO)$ evoluem de 5,5293% no terceiro passo, passando para 27,7001% no vigésimo passo, e 29,8473% no trigésimo. Os impulsos em $dif(lnPIB)$ representam 7,104% no terceiro passo, evoluindo para 9,5325% no trigésimo passo. E, finalmente, impulsos em $difJUROS$ evoluem de 1,5355% no terceiro passo, para 11,1047% no trigésimo. Observa-se que inovações positivas em todas as variáveis do submodelo evoluem, no longo prazo, para efeitos drifts positivos (ou seja, impactando positivamente sobre $dif(INFLACAO)$ e, em especial, observa-se que as políticas controle da inflação via o canal taxa de juros não se manifestou efetivo, essencialmente, no longo prazo.

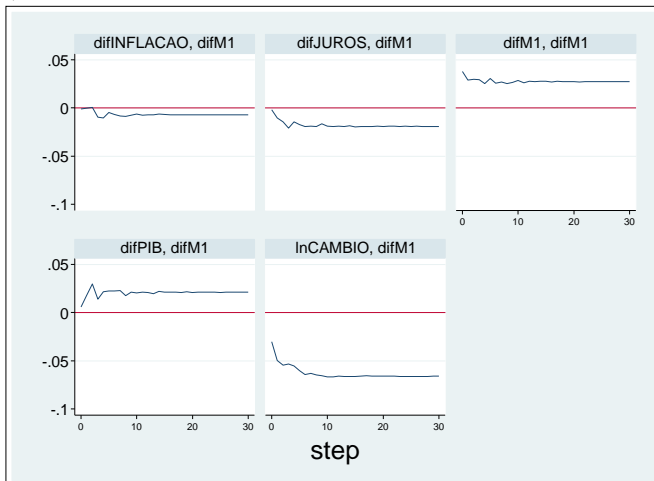
A Figura (10.b), acima, retrata os efeitos de choques inovadores unitários, em cada uma das variáveis de m_2 , sobre a variável $difJUROS$, no período um, e suas evoluções ao longo tempo. Observa-se que impulsos unitários positivos em qualquer variável do sistema, $ln(CAMBIO)$, $difINFLACAO$, $dif(lnPIB)$, $difJUROS$ ou $dif(lnM1)$, evoluem para uma tendência estocástica permanente, causando um drift de aumento na $difJUROS$. Em termos relativos, esses efeitos podem ser observados através das FEVDs, na Tabela (C.21.a). Nota-se, a partir desta tabela, que a variável que mais afeta a $difJUROS$, tanto no curto como no longo prazo, é ela própria (evoluindo de 73,3% na segunda defasagem para 4,7% na trigésima defasagem) e a variável $dif(lnPIB)$ (evoluindo de 20,4% na segunda defasagem para 22,4% na trigésima defasagem). No longo prazo, os efeitos da variável $ln(CAMBIO)$ também torna importante, evoluindo de 6,3% na segunda defasagem para 18,1% na trigésima defasagem. Enquanto isso, as variáveis $difINFLACAO$ e $dif(lnM1)$ pouco afetam a variável $difJUROS$, tanto no curto como no longo prazo, com média de 7.3% e 1.42%, respectivamente.

A Figura (11), abaixo, mostra os efeitos de choques unitários positivos em cada uma das variáveis, sobre a variável $dif(lnM1)$, para o período após a quebra estrutural em Dezembro/1998. Por um lado, pode-se observar semelhanças entre as evoluções de impulsos unitários nas variáveis $difINFLACAO$, $difJUROS$ e $ln(CAMBIO)$ que evoluem para tendências estocásticas permanentes sobre $dif(lnM1)$, causando, corretamente, drifts negativos em $dif(lnM1)$. Por outro lado, impulsos nas variáveis $dif(lnM1)$ e $dif(lnPIB)$ que também evoluem para

tendências estocásticas permanentes sobre $\text{dif}(\ln M1)$, causando, corretamente, drifts positivos sobre $\text{dif}(\ln M1)$.

Os efeitos relativos das OIRFs para o modelo VECM II (Janeiro/1999 a Abril/2017), podem ser observados através das FEVDs na Tabela (C.21.b), no Anexo C. Nesta tabela, observa-se que, no curto prazo, a variável $\text{dif}(\ln M1)$ é afetada negativamente quase que inteiramente pela variável $\ln(\text{C\AA MBIO})$ e, positivamente, pela própria $\text{dif}(\ln M1)$, enquanto que, no longo prazo, o efeito positivo da variável $\text{dif}(\ln M1)$ se dissipa, e o efeito negativo se intensifica, concentrando mais ainda no $\ln(\text{C\AA MBIO})$. O impulso em $\ln(\text{C\AA MBIO})$ evolui de 54.1639% na terceira defasagem, para 70.6032% na vigésima, enquanto que o impulso em $\text{dif}(\ln M1)$ evolui de 27.9681% na terceira defasagem, para 13.7073% na vigésima. As outras três variáveis, $\text{dif}(\ln \text{PIB})$, difINFLACAO e difJUROS , possuem, uma média conjunta, de aproximadamente 15% dos efeitos sobre a $\text{dif}(\ln M1)$.

Figura 11: Função Impulso Resposta Ortogonalizada (OIRF) para $m_2(t)$ (período após quebra estrutural de Dezembro/1998), com impulso em $\ln(\text{CAMBIO})$, difINFLACAO , $\text{dif}(\ln \text{PIB})$, difJUROS , e $\text{dif}(\ln M1)$, com resposta em $\text{dif}(\ln M1)$.



Fonte: Elaboração própria.

5 ESTRUTURA E ANÁLISE DE RESULTADOS DO MODELO VECM II

Seguindo o capítulo 3, no qual tratou de explicar as quebras estruturais encontradas a partir dos testes CLEMAO, CLEMIO e Zandrews, no período analisado (Agosto/1998 a Abril/2017), assim como a verificação de uma mesma ordem de integração entre as variáveis *diferença(JUROS)*, *diferença(lnM1)*, *diferença(lnPIB)*, e *ln(CÂMBIO)*, que foram identificadas como cointegradas de ordem 1. Desta forma, estas variáveis podem gerar equações de cointegração, com tendências de longo prazo. Portanto, este capítulo, da mesma forma que o anterior 4, visa analisar um segundo modelo de correção de erros VECM, com multi-equações, denominado aqui VECM II. Este modelo VECM II será aplicado às Equações (3.17) e (3.18), seguindo os testes de raiz unitária de quebra de estrutura encontrados a partir dos testes CLEMIO e CLEMAO. Observando-se todas as quebras encontradas a partir destes dois testes de quebra de estrutura, percebe-se nitidamente que fica inviável para o pesquisador estimar qualquer modelo, dada a baixa quantidade de observações presentes entre as quebras estruturais, portanto, as quebras foram alocadas em grupos, conforme destacado no capítulo 3.

No VECM II serão avaliados com quatro sub-modelos, denominados m_1 , m_2 , m_3 e m_4 . De acordo com escolhas de quebra de estrutura encontrados, a partir dos testes CLEMIO e CLEMAO, os modelos m_1 , m_2 , m_3 e m_4 envolvem o período de 1995m6 até 2017m4. Observa-se que a amplitude da série de tempo agora começa em 1995m6, enquanto que o modelo anterior iniciava em 1994m8. Isso deve-se ao fato de que a primeira quebra estrutura encontrada foi na data 1995m6, fazendo com que houvesse apenas 11 observações entre os períodos 1994m8 a 1995m6, o que impossibilita estimar qualquer modelo com esse baixo número de observações e, portanto, optou-se por incorporar estas primeiras observações, levando em consideração que os testes com os modelos com as duas amostras tiveram comportamento totalmente similares. Desta forma, os quatro submodelos, como para o modelo VECM I, englobam um total de 273 observações, divididas entre os quatro submodelos conforme segue: m_1 entre 1994m8 a 1998m12, com 53 observações, m_2 envolve o período entre 1999m1 até 2004m5, com 65 observações, m_3 analisa o maior subperíodo, entre 2004m6 e 2014m6, com 121 observações, e o último subperíodo, m_4 , entre 2014m7 até 2017m4, com 34 observações.

Novamente, para os momentos de transição (quebras estruturais), localizadas na última observação dos três primeiros sub-modelos, m_1 , m_2 e m_3 , 1998m12, 2004m5 e 2014m6, as descontinuidades serão verificadas, e a partir do grau discrepância desta transição entre os sub-modelos, será escolhida a melhor função de transição possível para passar para o sub-modelo seguinte, entre as Equações (3.22) a (3.24) podendo ser um modelo Smooth Transition Autoregressive (STAR) com equação logística, exponencial, ou uma função de transição degrau Heaviside.

5.1 METODOLOGIA

Assim como no capítulo anterior, o modelo Vetor de Correção de Erros (VECM) será empregado, pois este é apropriado para análise de séries temporais com raiz unitária (não estacionárias) com componentes de cointegração, caracterizando relações de equilíbrio de longo prazo. Transcrevendo a Equação (4.2), seguindo Sanquer et al. (2013), tem-se:

$$m(t) = \sum_{k=1}^K p_k(t) m_k(t) \quad (5.1)$$

onde $(m_k)_{k=1,\dots,K}$ é um conjunto com K sub-modelos e $p_k(t)$ é o peso associado ao sub-modelo k no instante t. Nesta estrutura, as funções peso, p_k , são construídas usando um conjunto com $K - 1$ funções de transição. Desta forma, $m(t)$, na Equação (5.1) acima, torna o modelo integrado para toda a base de dados, representando a soma ponderada de todos os sub-modelos. No caso desse modelo, $K = 4$, pois existem quatro submodelos.

A amostra, conforme explicado acima, foi dividida em quatro sub-amostras, $m_1(t)$, $m_2(t)$, $m_3(t)$ e $m_4(t)$, com $K = 4$ e, portanto, três quebras estruturais, assim, há três funções de transição. Cada sub-modelo, $(m_k)_{k=1,2,3,4}$, deve possuir um modelo de correção de erros, VEC, envolvendo os dados da respectiva sub-amostra, isto é, o primeiro sub-modelo, $m_1(t)$, deve ter um modelo VEC para sua sub-amostra com 53 observações, de Agosto/1994 a Dezembro/1998; $m_2(t)$ tem um segundo modelo de correção de erros VEC para a sub-amostra com 65 observações, de Janeiro/1999 a Maio/2005, $m_3(t)$ possui um modelo VEC para a sub-amostra com 121 observações, de Junho/2005 a Junho/2014, e $m_4(t)$ deve ter um modelo VEC para a sub-amostra com apenas 34 observações, entre Julho/2014 a Abril/2017.

5.2 ESTRUTURA DO MODELO DE VETOR DE CORREÇÃO DE ERROS

Ao criar um modelo de Vetor de correção de Erros (VECM), a primeira preocupação deve ser a estacionaridade das variáveis. Para verificar isto, foi escolhido e utilizado o teste de raiz unitária DF-GLS, pois este apresenta maior robustez na ausência de quebra de estrutura. Este teste foi realizado para cada um dos sub-modelos, $m_1(t)$, $m_2(t)$, $m_3(t)$ e $m_4(t)$. Os resultados destes testes para cada sub-modelo, $m_1(t)$, $m_2(t)$, $m_3(t)$ e $m_4(t)$, encontram-se apresentados no Anexo D, respectivamente, nas tabelas D.1 a D.5³⁸, D.6 a D.10, D.11 a D.15 e D.16 a D.20. Para os testes de raiz unitária foram consideradas tanto a presença de uma tendência determinística quanto a ausência desta tendência.

Para os sub-modelos $m_1(t)$ e $m_4(t)$, tanto a versão sem tendência determinística quanto a versão com esta tendência determinística indicaram que todas variáveis do modelo, *diferença(JUROS)*, *diferença(lnPIB)*, *ln(CÂMBIO)*, *diferença(INFLAÇÃO)* e *diferença(lnM1)* se caracterizam como não estacionárias no nível, e também, estas demonstraram estacionaridades na primeira diferença com e sem a presença de tendência determinística. Portanto, conclui-se que todas as variáveis são integradas de ordem um, $I(1)$. Por este motivo, pode-se estruturar e estimar um modelo VEC, envolvendo todas as variáveis nas equações de cointegração, a mesma conclusão obtida para o submodelo m_1 do modelo VECM I.

Os sub-modelos $m_2(t)$ e $m_3(t)$ apresentaram em seus testes DF-GLS de raiz unitária, tanto sem tendência determinística quanto com a tendência, porém, estas demonstraram estacionaridades na primeira diferença com e sem a presença de tendência determinística. Portanto, as variáveis *diferença(JUROS)*, *diferença(lnPIB)*, *ln(CÂMBIO)*, e *diferença(lnM1)* se caracterizaram como não estacionárias, e integradas de ordem um, $I(1)$. No entanto, a variável *diferença(INFLAÇÃO)* demonstrou ser estacionária no nível para as respectivas sub-amostras. Assim, para estes dois sub-modelos, $m_2(t)$ e $m_3(t)$, deve-se estruturar um modelo VEC envolvendo apenas as

³⁸ Os resultados das Tabelas (D.1) a (D.5) foram estimadas com a sub-amostra de 1995m6 a 1998mes12. Observa-se estes demonstram que, praticamente, o comportamento desse submodelo é o mesmo que do submodelo m_1 do modelo VECM I.

variáveis integradas de ordem um, $I(1)$, pois somente estas carregam uma relação de longo prazo.

Outros pontos a serem verificados no modelo são o número de defasagens a ser considerado em cada um dos quatro sub-modelos, e o número de equações de cointegração. Para determinar o número de defasagens de cada sub-modelo, da mesma forma que no capítulo 4, utilizou-se o comando VARSOC, do software STATA. Este comando seleciona o número ótimo de defasagens das variáveis endógenas em cada sub-modelo, através da minimização dos critérios de informação AIC, SBIC, e HQIC, além da função Log Likelihood (LL), sequential Likelihood Ratio (LR) e Akaike Final Prediction Error (FPE). Para determinar o número r de equações de cointegração de cada sub-modelo, foram utilizadas as estatísticas testes do traço e do máximo autovalor, além da minimização dos critérios de informação AIC, SBIC e HQIC.

Para o sub-modelo $m_1(t)$, os critérios de informação AIC, SBIC e HQIC, assim como o teste LR indicaram nove defasagens (lags), enquanto que o FPE indicou quatro lags. O teste LL não indicou a defasagem ótima. Quanto ao número de equações de cointegração do sub-modelo $m_1(t)$, a estatística do traço indicou, ao nível de significância de 1%, uma equação de cointegração, enquanto que se considerar um nível significância de 5%, seriam duas equações. O teste do traço indicou uma equação de cointegração. Os critérios de informação SBIC e HQIC escolheram r igual a um, e o critério de informação AIC não escolheu nenhum valor. Também, reenfatizando, essas características são as mesmas obtidas para o submodelo $m_1(t)$ do modelo VECM I (exceção se dá com relação ao número de defasagens).

O sub-modelo $m_2(t)$ teve como indicação para o número ótimo de defasagens os seguintes valores: cinco defasagens para o critério SBIC, quinze defasagens para os critérios de informação AIC e HQIC, e para o teste LR, e nove defasagens para o teste FPE. Quanto ao número de equações de cointegração, as estatísticas do traço e do máximo autovalor indicaram uma equação, tanto para um nível de significância de 1% quanto de 5%, assim como os critérios de informação SBIC e HQIC. O critério de informação AIC não sugeriu nenhum valor.

Para o sub-modelo $m_3(t)$, as defasagens indicadas ficaram entre dois e quinze. O critério de informação SBIC indicou dois lags, os critérios de informação AIC e HQIC e o teste FPE indicaram cinco lags, e o teste LR indicou quinze lags. Neste sub-modelo $m_3(t)$, a estatística do traço indica uma equação de cointegração para um nível de significância de 1%, e duas para 5% de significância, enquanto que a estatística do máximo autovalor indica uma equação de cointegração para

ambos níveis de significância, 1% e 5%. O critério SBIC indicou uma equação, e o HQIC indicou duas. O critério AIC não indicou um valor.

Finalmente, o último sub-modelo, $m_4(t)$, teve as seguintes indicações do número ótimo de defasagens a ser considerado: três pelo teste FPE, seis pelo teste LR, e dez pelos critérios de informação AIC, SBIC e HQIC. Quanto ao número de equações de cointegração, ambas as estatísticas de testes, traço e máximo autovalor, indicaram uma equação de cointegração, tanto ao considerar 1% ou 5% de nível de significância. Quanto aos critérios de informação, SBIC indicou uma e HQIC indicou duas equações de cointegração.

Em resumo, foram vistas e testadas todas as defasagens indicadas e acima citadas para cada um dos quatro sub-modelo $m_2(t)$, $m_3(t)$ e $m_4(t)$ (deve ser observado que o submodelo, $m_1(t)$ do modelo VECM II é o mesmo submodelo, $m_1(t)$, do modelo VEM I). Desta forma, testou-se o desempenho de cada um destes sub-modelos $m_2(t)$, $m_3(t)$ e $m_4(t)$, considerando-se as defasagens escolhidas pelos testes e critérios de informação, e aqueles que tiverem um melhor desempenho foram escolhidos. Para a escolha do número de equações de cointegração para cada sub-modelo, testou-se o desempenho das indicações dos testes do traço e máximo autovalor, assim como os critérios de informação AIC, SBIC e HQIC, e comparou-se o nível de significância global e o R^2 de cada equação para as estimativas de curto e de longo prazo. Feito isto, os sub-modelos ficaram da seguinte forma: $m_1(t)$ com sete defasagens³⁹, $m_2(t)$ e $m_3(t)$ com cinco defasagens, e $m_4(t)$ com três defasagens. Os sub-modelos $m_2(t)$ e $m_4(t)$ mostraram melhor desempenho ao empregar apenas uma equação de cointegração enquanto que o modelo $m_3(t)$ apresentou desempenho superior ao considerar duas equações de cointegração. Portanto, os resultados mostrados nas próximas subseções referem-se aos modelos considerando defasagens e números de equações de cointegração conforme descrito acima.

5.3 ROBUSTEZ DAS ESTIMATIVAS

Conforme dito no capítulo 4, para garantir a robustez e consistência do modelo VEC estimado, os erros do modelo VAR devem ser ruído branco no sentido fraco (serialmente não correlacionados e possuir variância finita), e para garantir a eficiência e consistência da

³⁹ Observe que esse submodelo é o mesmo do modelo VECM I, cujas propriedades são apresentadas na Subseção 5.5.

função de verossimilhança deve-se ter ruído branco na forma forte (*i. i. d.*), portanto, deve-se ter a normalidade dos resíduos.

Os testes pelo periodograma de Barlett e de Portmanteau possuem como hipótese nula, H_0 , erros como ruído branco fracos. O teste de normalidade Jarque-Bera, por sua vez, tem como hipótese nula a normalidade dos resíduos no modelo VEC. As tabelas (D.21), (D.22) e (D.23), presentes no Anexo D, mostram que os resultados dos testes dos resíduos do modelo VAR para os sub-modelos $m_2(t)$, $m_3(t)$ e $m_4(t)$, respectivamente. Considerando-se um nível de significância de 5%, os três sub-modelos apresentaram resíduos do modelo VAR normalmente distribuídos e se comportando como ruído branco. No entanto, o termo de correção de erros da equação de cointegração, para todos estes sub-modelos demonstraram, ao nível de significância de 5%, como correlacionados. Contudo, como enfatizado no capítulo 4, as exigências para os termos de correção de erro são de que esses sejam estacionários, propriedade comprovada pelos testes de DF-GLS, nas Tabelas (D.24) a (D.27), presente no Anexo D, que mostram o teste DF-GLS para os termos de erros gerados pelas equações de cointegração dos sub-modelos $m_2(t)$, $m_3(t)$ e $m_4(t)$, respectivamente. Nota-se, nestas tabelas, que a um nível de significância de 5% estes erros são todos estacionários.

A estabilidade dinâmica dos três sub-modelos foram verificadas, através dos autovalores do modelo VEC. Conforme explicado no capítulo 4, o modelo VEC com k variáveis endógenas e r equações de cointegração será estável se possuir apenas $k - r$ autovalores com módulos unitários, enquanto que os demais autovalores devem ser estritamente menores que um, em módulo. Como os sub-modelos, $m_2(t)$ e $m_4(t)$, possuem o mesmo número de variáveis endógenas ($k = 5$) e mesmo número de equações de cointegração ($r = 1$), deve-se ter, então, 4 autovalores com módulos unitários para cada um dos sub-modelos, fato que pode ser observado nas Tabelas (D.28) a (D.30), apresentadas no Anexo D. Para o sub-modelo $m_3(t)$, por sua composição de cinco variáveis endógenas ($k = 5$) e duas equações de cointegração ($r = 2$), deve-se possuir apenas três autovalores unitários, enquanto que os demais devem ser inferiores a um, em módulo. Estes autovalores do sub-modelo $m_3(t)$ podem ser encontrados na Tabela (D.29), do Anexo D. Estas condições garantem, assim, que o modelo VEC possa ser estimado e usado de forma precisa.

5.4 ESTIMAÇÃO DOS SUB-MODELOS $m_1(t)$, $m_2(t)$, $m_3(t)$ E $m_4(t)$, VECM I

A partir da estrutura do modelo VECM II, $m(t)$, composto pelos submodelos $m_1(t)$, $m_2(t)$, $m_3(t)$ e $m_4(t)$, respectivamente, para os dados das séries empíricas de Agosto/1994 e Dezembro/1998, de Janeiro/1999 a Maio/2004, e de Junho/2014 a Abril/2017. Esse modelo $m(t)$ é integrado de acordo com as Equações (3.19) e (3.20), como a seguir:

$$\begin{aligned} m(t) &= \sum_{k=1}^K p_k(t) m_k(t) = \sum_{k=1}^4 p_k(t) m_k(t) \rightarrow \\ m(t) &= p_1(t) m_1(t) + p_2(t) m_2(t) + p_3(t) m_3(t) + \\ & p_4(t) m_4(t). \end{aligned} \quad (5.2)$$

As funções de transição, p_k (Equação (3.20)) são construídas usando o conjunto de funções transição $\{\pi_{\eta_k}\}_{k=1, \dots, K-1}$, associados a cada mudança no ponto τ_k , e parametrizado pelo vetor η_k , tal que:

$$p_k(t) = \pi_{\eta_{k-1}}(t - \tau_{k-1}) - \pi_{\eta_k}(t - \tau_k). \quad (5.2)$$

Com $K=4$, e o peso p_k , com $k = 1, 2, 3$, e 4 , associado ao k -ésimo sub-modelo no momento atual, definido por:

$$\begin{aligned} p_k(t) &= \pi_{\eta_{k-1}}(t - \tau_{k-1}) - \pi_{\eta_k}(t - \tau_k) \rightarrow \\ p_1(t) &= \pi_{\eta_0}(t - \tau_0) - \pi_{\eta_1}(t - \tau_1) \quad , \quad p_2(t) = \pi_{\eta_1}(t - \tau_1) - \\ & \pi_{\eta_2}(t - \tau_2), \end{aligned} \quad (5.3 \text{ e } 5.4)$$

$$\begin{aligned} p_3(t) &= \pi_{\eta_2}(t - \tau_2) - \pi_{\eta_3}(t - \tau_3), \quad \text{e} \quad p_4(t) = \pi_{\eta_3}(t - \tau_3) - \\ & \pi_{\eta_4}(t - \tau_4), \end{aligned} \quad (5.5 \text{ e } 5.6)$$

com a convenção $\pi_{\eta_0}(t) = \pi_{\eta_4}(t)$.

Com $\tau_1 < \tau_2 < \dots < \tau_{K-1}$ como localizações de pontos de transição na configuração da estrutura do modelo, definindo janelas temporais de observações contínuas, com K sendo o número de segmentos. Nesse caso, o conjunto de janelas de observações temporais são $\tau_0 < \tau_1 < \tau_2 < \tau_3 < \tau_4$, sendo τ_0 o ponto inicial da amostra e τ_4 o ponto final, τ_1 , e τ_2 e τ_3 os pontos de transição, respectivamente, entre os submodelos $m_1(t)$, e $m_2(t)$, entre $m_2(t)$, e $m_3(t)$, e entre $m_3(t)$ e $m_4(t)$. Estes pontos de transição são $\tau_1 = \text{Dez}/1998$, $\tau_2 = \text{Maio}/2004$ e $\tau_3 = \text{Junho}/2014$.

Como enfatizado anteriormente, a função de transição $\pi_{\eta_k}(t)$, com $k = 1, 2, \dots, K$, caracteriza as características do modelo de regressão de transição, e a forma de redução a um modelo de regressão de Markow-Switching (modelo por partes), com estados constantes. Dependendo das características do processo de transição, pode-se ser adotado algum modelo de transição de salto brusco, como a função de Heaviside, definida em (3.22), transições suaves, com as definidas pela função logística (3.23), ou a função exponencial, definida em (3.24).

Primeiro, mostraremos que o processo de transição pode adequadamente ser representado, por meio de funções salto. Neste caso, é conveniente adotar funções de transição na forma da função $\pi_{\eta_k}(t) = H(t)$ função de Heaviside dada pela Equação (3.22), situação de ausência de um parâmetro associado à função de transição, portanto, η_k , é um conjunto vazio. Assim, podemos escrever que:

$$p_k(t) = \begin{cases} 1, & \text{se } \tau_{k-1} < t < \tau_k \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases} \rightarrow$$

$$p_1(t) = \begin{cases} 1, & \text{se } \tau_0 < t < \tau_1 \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}, \quad p_2(t) = \begin{cases} 1, & \text{se } \tau_1 < t < \tau_2 \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (5.7 \text{ e } 5.8)$$

$$p_3(t) = \begin{cases} 1, & \text{se } \tau_2 < t < \tau_3 \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}, \quad p_4(t) = \begin{cases} 1, & \text{se } \tau_3 < t < \tau_4 \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (5.9 \text{ e } 5.10)$$

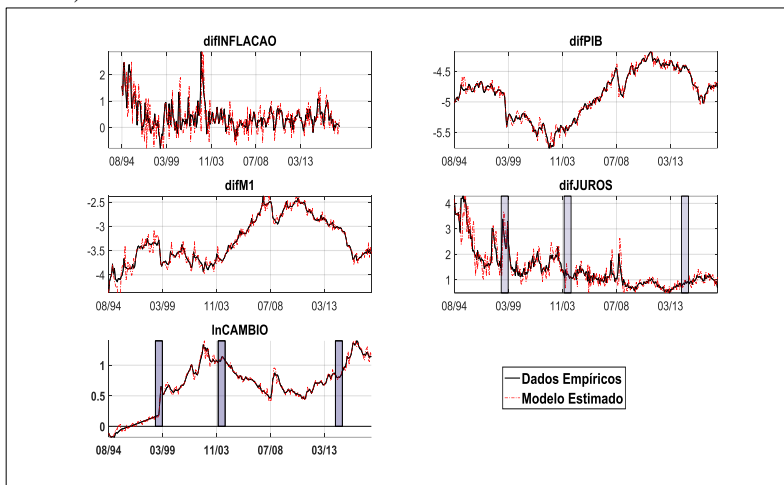
Aplicando (5.7) a (5.10) em (5.1), obtém-se:

$$m(t) = p_1(t)m_1(t) + p_2(t)m_2(t) + p_3(t)m_3(t) + p_4(t)m_4(t). \quad (5.11)$$

A Figura (12), abaixo, apresenta os gráficos ilustrativos do modelo (5.11). Observa-se nesta figura que, de uma forma geral, todas as variáveis endógenas do modelo foram estimadas satisfatoriamente, evoluindo em conformidade com as séries de dados empíricos das variáveis, para os dados de todos os submodelos. A partir da Figura (12) fica evidente que o processo de transição entre os modelos $m_1(t)$, $m_2(t)$, $m_3(t)$, e $m_4(t)$ dá-se em forma de transição brusca, sendo adequadamente representada por funções de Heaviside (função degrau). Portanto pode-se afirmar que os submodelos $m_1(t)$, $m_2(t)$, $m_3(t)$, e $m_4(t)$ foram adequadamente estruturados, podendo ser utilizados para estabelecer análises do processo macroeconômico da economia brasileira, durante o período de Agosto/1994 a Abril/2017. Portanto, não

ilustraremos uma outra forma de transição para a redução ao modelo de regressão de Markow-Switching, com estados constantes.

Figura 12: União da equações empíricas e estimadas pelos modelos de Correção de Erros VECM II para os sub-modelos $m_1(t)$ (Agosto/1994 a Dezembro/1998), $m_2(t)$ (01/1999 a 05/2004), $m_3(t)$ (06/2004 a 06/2014) e $m_4(t)$ (07/2014 a 07/2017).



Fonte: Elaboração própria.

5.5 O Modelo VECM II: estruturas dos resultados de m_1

Conforme argumentado anteriormente, o primeiro sub-modelo de correção de erros, m_1 do modelo VECM II, referiria ao período que compreende a sub-amostra de Julho/1995 a Dezembro/1998, com um total de 42 observações. Mas conforme argumentado anteriormente, este apresentou a mesma estrutura do submodelo m_1 do modelo VECM I. Portanto, com a finalidade de preservar o maior grau de liberdade (amostra de 53 ao invés de 42) do submodelo m_1 do VECM I (estimado com amostra de Agosto/1994 a Dezembro/1998), utilizaremos as estimativas deste sub-modelo no modelo VECM II, cujos resultados encontram apresentados na Subseção 4.5. Não vamos apresentar as análises desse modelo nestas subseções, portanto, para maior detalhes aconselha a dirigir à Subseção 4.5.

5.6 O MODELO VECM II: ESTRUTURAS DOS RESULTADOS DE m_2

O sub-modelo de correção de erros m_2 refere-se ao período de Janeiro/1999 a Maio/2004, totalizando 65 observações. Os resultados para esta sub-amostra podem ser observados nas Tabelas (10) a (13). A análise da estrutura do submodelo m_2 inicia-se com os resultados equação de cointegração apresentados na Tabela (10), abaixo. Nesta tabela é especificada as significâncias globais e locais (dos coeficientes) do modelo de longo prazo. Para esta sub-amostra, os testes para detectar a presença de raiz unitária DF-GLS, tanto na versão sem tendência determinística, quanto na versão com esta tendência determinística, mostraram que as variáveis $\ln(C\grave{A}MBIO)$, $diferen\c{c}a(JUROS)$, $diferen\c{c}a(\ln PIB)$, e $diferen\c{c}a(\ln M1)$ se caracterizaram com não estacionárias, e integradas $I(1)$. A variável $diferen\c{c}a(INFLA\c{C}\tilde{A}O)$, nestes testes, se apresentou como estacionária e, portanto, foi removida da equação de cointegração.

De acordo com o cabeçalho da Tabela (10), abaixo, o teste padrão de significância global de Wald χ^2 mostra que, mesmo com um nível de significância de 1%, não se pode rejeitar a hipótese nula de não causalidade entre as variáveis explicativas do modelo. Além disto, todas as variáveis inclusas na equação de cointegração, apresentaram coeficientes de cointegração localmente significativos. Nesta equação, o coeficiente da variável $diferen\c{c}a(\ln PIB)$ foi normalizado para um.

Tabela 10: Equações de Cointegração para m_2 (Janeiro/1999 a Maio/2004), com tendência determinística e constante.

Equações de Cointegração							
Equação de Coint.	Parms	χ^2			$p > \chi^2$		
ce1	3	290.2636			0.0000		
Equação de Coint	Variável	Coef.	Erro Padrão	t	$p > t $	Intervalo de Confiança 95%	
ce1	lnCAMBIO	2.0116	0.1836	10.96	0.000	1.6518	2.3715
	difPIB	1					
	difINFLACAO	0 (omitida)					
	difJUROS	-0.5417	0.070389	-7.70	0.000	-0.67969	-0.40377
	difM1	-0.4085	0.201788	-2.02	0.043	-0.80403	-0.01304
	trend	-0.0133	0.001702	-7.85	0.000	-0.01669	-0.01001
	constante	3.1933					

Quanto aos sinais desta Equação de Cointegração apresentados na Tabela (10), acima, e comparando-os com os sinais de ação e reação das variáveis das Equações (3.16) e (3.17), tem-se que uma perturbação

estocástica positiva em EC_t (por exemplo, devido a inovações exógenas positivas em $E_t(y_t - y_t^*)$) deve os seguintes efeitos: (i) β_0 , qualquer valor finito de \mathbb{R} , pois é um efeito autônomo; (ii) $\beta_1 \geq 0$, pois nível de equilíbrio de $E_t(e_t)$ será afetado positivamente; (iii) $\beta_2 \leq 0$, pois o nível de equilíbrio de $E_t(m_t - m_t^*)$ será afetado negativamente; (iv) $\beta_3 \geq 0$, pois o nível de equilíbrio de $E_t(y_t - y_t^*)$ será afetado positivamente; (v) $\beta_4 \leq 0$, pois o nível de equilíbrio de $E_t(i_t - i_t^*)$ será afetado negativamente e, finalmente; (vi) $\beta_5 \leq 0$, pois o nível de equilíbrio de $E_t(\pi_t - \pi_t^*)$ será afetado negativamente (no caso $\beta_5 = 0$, pois esta variável foi omitida. Desta forma, todos os sinais estão de acordo com os sinais esperados. Deve ser destacado que o equilíbrio de longo prazo é determinado, em parte, por uma componente decrescente determinística (causada por efeitos endógenos ao sistema econômico), com significância de 1%.

Passando, agora, para a análise da influência entre as variáveis no longo prazo, deve-se observar a Tabela (11), abaixo, que resume os coeficientes da matriz $\Pi = \alpha \times \beta'$. Pode-se observar, a partir da Tabela (11), para o período entre Janeiro/1999 a Maio/2004, que a variável *diferença(INFLAÇÃO)* demonstra ser fortemente exógena no longo prazo, pois esta não recebe impacto nas demais variáveis, *lnCÂMBIO*, *diferença(lnPIB)*, *diferença(JUROS)* e *diferença(lnM1)* que mostraram ser endógenas no longo prazo, mesmo se considerar um nível de significância de 1%.

Estes efeitos podem ser vistos perante os ajustes causados e sofridos para um novo equilíbrio de longo prazo, quando ocorre algum desequilíbrio na primeira defasagem de cada variável, a partir de choques nas componentes de cointegração.

Resumindo os efeitos de longo prazo, e considerando um nível de significância de 1%, tem-se: (i) desequilíbrios positivos tanto na *diferença(lnPIB(t - 1))* quanto em *ln(CÂMBIO(t - 1))* causam ajustes negativos sobre *ln(CÂMBIO)*, enquanto desequilíbrios positivos na *diferença(JUROS(t - 1))* ou na *diferença(lnM1(t - 1))* causam ajustes positivos sobre *ln(CÂMBIO)*; (ii) desequilíbrios positivos tanto em *ln(CÂMBIO(t - 1))* quanto na *diferença(lnPIB(t - 1))* causam ajustes positivos sobre *diferença(lnPIB)*, e enquanto desequilíbrios negativos na *diferença(JUROS(t - 1))* ou na *diferença(lnM1(t - 1))* causam ajustes negativos sobre a *diferença(lnPIB)*, e; (iii) e (iv) da mesma forma que ocorre para a variável *diferença(lnPIB)*, ocorre para as variáveis *diferença(INFLAÇÃO)* ou *diferença(lnM1)*. Desequilíbrios positivos tanto em *ln(CÂMBIO(t - 1))* quanto na

diferença(lnPIB(t - 1)) causam ajustes positivos sobre *diferença(INFLAÇÃO)*, assim como ajustes positivos sobre *diferença(lnM1)*, e desequilíbrios negativos na *diferença(JUROS(t - 1))* ou na *diferença(lnM1(t - 1))* causam ajustes negativos sobre a *diferença(INFLAÇÃO)*, e também sobre a *diferença(lnM1)*.

Tabela 11: Parâmetros de Impacto $\Pi = \alpha\beta'$ para m_2 (Janeiro/1999 a Maio/2004).

Correção Erro	D(lnCAMBIO)	D(difPIB)	D(difINFL ACAO)	D(difJUROS)	D(difM1)
L1.lnCA MBIO	-0.5811094*** (0.1736243) (-3.35)	0.7600924*** (0.2228694) (3.41)	1.705162 (2.120274) (0.80)	2.600841*** (0.5076216) (5.12)	0.8632135*** (0.2656505) (3.25)
L1.difPIB	-0.2888668*** (0.0863079) (-3.35)	0.3778384*** (0.1107873) (3.41)	0.8476282 (1.053978) (0.80)	1.292866*** (0.2523363) (5.12)	0.4290995*** (0.1320537) (3.25)
L1.difINF LACAO	0 (omitida)				
L1.difJU ROS	0.1564885*** (0.0467558) (3.35)	-0.2046874*** (0.0600171) (-3.41)	-0.4591878 (0.570974) (-0.80)	-0.7003878*** (0.1366988) (-5.12)	-0.2324571*** (0.0715378) (-3.25)
L1.difM1	0.1180137*** (0.0352602) (3.35)	-0.1543622*** (0.0452611) (-3.41)	-0.3462903 (0.430592) (-0.80)	-0.528188*** (0.1030896) (-5.12)	-0.1753044*** (0.0539492) (-3.25)
Constante	0.0038575*** (0.0011525) (3.35)	-0.0050456*** (0.0014794) (-3.41)	-0.0113192 (0.014074) (-0.80)	-0.0172649*** (0.0033697) (-5.12)	-0.0057302*** (0.0017634) (-3.25)

$\alpha: * \rightarrow 10\%$ de significância, $** \rightarrow 5\%$ de significância e $*** \rightarrow 1\%$ de significância; L1 = uma defasagem; D = primeira diferença.

Passando para a análise de curto prazo e, portanto, observando a Tabela (12) e (12. Cont.), abaixo, tem-se que, a um nível de significância de 1%, todas as equações mostraram-se significantes no curto prazo. Os coeficientes de determinação também são significativos, variando entre 0.5137 a 0.7412, demonstrando um bom grau de explicação do modelo. Na Tabela, os valores entre parentes no primeiro nível abaixo do coeficientes representam o erro, e no segundo nível de parênteses estão as estatísticas t. Neste submodelo m_2 , se considerarmos um nível de significância de 10%, percebe-se que todas as variáveis possuem algum grau de endogeneidade no curto prazo.

Tabela 12: Modelo VAR (Vector Autoregressive) para o modelo VECM II, m_2 , (Janeiro/1999 a Maio/2004).

Amostra: 1999m6 - 2004m5		Número de obs. = 60		AIC = -11.65939	
Log likelihood = 463.7816				HQIC = -	
Det(Sigma_ml) = 1.33e-13				10.10288	
				SBIC = -7.680132	
	D(lnCAMBIO)	D(difPIB)	D(difINFLAC AO)	D(difUROS)	D(difM1)
R-sq	0.5913	0.5137	0.5414	0.7412	0.6087
chi2 (P>chi2)	54.98588 (0.0001)	40.14804 (0.0004)	44.86979 (0.0028)	108.851 (0.0000)	59.12333 (0.0000)
Correção Erro	D(lnCAMBIO)	D(difPIB)	D(difINFLAC AO)	D(difUROS)	D(difM1)
ce1	-0.2888668*** (0.0863079) (-3.35)	0.3778384*** (0.1107873) (3.41)	0.8476282 (1.053978) (0.80)	1.292866*** (0.2523363) (5.12)	0.42909*** (0.1320537) (3.25)
L1.D(lnCA MBIO)	0.5127608 (0.3150185) (1.63)	-0.5220329 (0.4043671) (1.29)	9.115476** (3.846957) (2.37)	-2.490254* (0.9210125) (2.70)	0.4147599 (0.4819879) (0.86)
L2.D(lnCA MBIO)	0.5271573 (0.3633884) (1.45)	-1.421114*** (0.4664561) (-3.05)	0.4727071 (4.437643) (0.11)	-3.291247 (1.06243) (-3.10)	-0.1947791 (0.5559953) (-0.35)
L3.D(lnCA MBIO)	0.0634383 (0.3457957) (0.18)	-0.5917264 (0.4438736) (-1.33)	0.1713003 (4.222804) (0.04)	-2.428497* (1.010995) (-2.40)	-0.2556286 (0.5290779) (-0.48)
L4.D(lnCA MBIO)	0.1647512 (0.2630528) (0.63)	-0.6757875** (0.3376623) (-2.00)	1.226747 (3.21236) (0.38)	-2.604334* (0.7690815) (-3.39)	0.5802896 (0.4024788) (1.44)
L1.D(difPI B)	-0.1014803 (0.2445527) (-0.41)	-0.0599355 (0.3139151) (-0.19)	0.9440705 (2.98644) (0.32)	-2.375172 (0.7149932) (-3.32)	1.198945* (0.3741731) (3.20)
L2.D(difPI B)	0.2062624 (0.2538783) (0.81)	-0.7011538** (0.3258858) (-2.15)	2.709331 (3.100323) (0.87)	-1.813129* (0.7422583) (2.44)	0.2607302 (0.3884416) (0.67)
L3.D(difPI B)	-0.1983665 (0.2371731) (-0.84)	-0.221479 (0.3044425) (-0.73)	-3.029291 (2.896322) (-1.05)	-0.3890101 (0.6934177) (-0.56)	-0.0860473 (0.3628821) (-0.24)
L4.D(difPI B)	-0.0082092 (0.2169142) (-0.04)	-0.0790037 (0.2784375) (-0.28)	2.898186 (2.648922) (1.09)	-0.816644 (0.634187) (1.29)	0.8047149* (0.3318853) (2.42)
L1.D(difIN FLACAO)	0.0122728 (0.0137914) (0.89)	0.0072227 (0.0177031) (0.41)	-0.1759406 (0.1684191) (-1.04)	0.0595459 (0.0403217) (1.48)	0.0078339 (0.0211013) (0.37)
L2.D(difIN FLACAO)	-0.006784 (0.0138183) (-0.49)	0.0022807 (0.0177376) (0.13)	-0.5694212*** (0.1687475) (3.37)	0.0443602 (0.0404004) (1.10)	-0.0113869 (0.0211425) (-0.54)
L3.D(difIN FLACAO)	0.0268068* (0.0144894) (1.85)	0.0076725 (0.018599) (0.41)	0.0628324 (0.1769419) (0.36)	0.0521254 (0.0423622) (1.23)	-0.0285183 (0.0221692) (-1.29)

α :*→ 10% de significância, **→ 5% de significância e ***→ 1% de significância; L1 = uma defasagem; D = primeira diferença.

Tabela 12. Continuação: Modelo VAR (Vector Autoregressive) para o modelo VECM II, m_2 , (Janeiro/1999 a Maio/2004).

Amostra: 1999m6 - 2004m5		Número de obs. = 60			AIC = -11.65939
Log likelihood = 463.7816					HQIC = -10.10288
Det(Sigma_ml) = 1.33e-13					SBIC = -7.680132
	D(lnCÂMBIO)	D(difPIB)	D(difINFLAC AO)	D(difEUROS)	D(difM1)
R-sq	0.5913	0.5137	0.5414	0.7412	0.6087
chi2	54.98588	40.14804	44.86979	108.851	59.12333
(P>chi2)	(0.0001)	(0.0004)	(0.0028)	(0.0000)	(0.0000)
Correção Erro	D(lnCÂMBIO)	D(difPIB)	D(difINFLAC AO)	D(difEUROS)	D(difM1)
L4.D(difIN FLACAO)	0.0082861 (0.0156386) (0.53)	-0.0076714 (0.0200742) (-0.38)	-0.2004652 (0.1909761) (-1.05)	-0.0240687 (0.0457222) (-0.53)	-0.0412686* (0.0239275) (-1.72)
L1.D(difIU ROS)	-0.0113746 (0.0426235) (-0.27)	-0.0507022 (0.0547128) (-0.93)	-0.2277825 (0.5205116) (-0.44)	-0.0726377 (0.1246174) (-0.58)	-0.1411057* (0.0652153) (-2.16)
L2.D(difIU ROS)	0.0147175 (0.0354555) (0.42)	-0.0270724 (0.0455118) (-0.59)	-0.3158141 (0.4329777) (-0.73)	0.0610579 (0.1036606) (0.59)	-0.0171155 (0.0542481) (-0.32)
L3.D(difIU ROS)	-0.0144539 (0.0327429) (-0.44)	0.0515139 (0.0420297) (1.23)	0.233155 (0.3998508) (0.58)	0.1648992* (0.0957296) (1.72)	0.0239306 (0.0500976) (0.48)
L4.D(difIU ROS)	-0.0303498 (0.0265728) (-1.14)	0.0288284 (0.0341097) (0.85)	0.4447482 (0.3245032) (1.37)	0.0821044 (0.0776904) (1.06)	-0.0372393 (0.0406572) (-0.92)
L1.D(difM 1)	-0.0834039 (0.1075438) (-0.78)	-0.0264689 (0.1380465) (-0.19)	2.003772 (1.313309) (1.53)	0.6102399* (0.3144235) (1.94)	-0.1299184 (0.1645454) (-0.79)
L2.D(difM 1)	-0.0146899 (0.1287849) (-0.11)	-0.1629849 (0.1653122) (-0.99)	1.377617 (1.572702) (0.88)	-0.6791918* (0.3765256) (-1.80)	0.2432884 (0.1970449) (1.23)
L3.D(difM 1)	-0.025735 (0.136257) (-0.19)	-0.0929741 (0.1749035) (-0.53)	0.1832348 (1.663949) (0.11)	-0.8974409* (0.3983714) (-2.25)	-0.0168023 (0.2084773) (-0.08)
L4.D(difM 1)	-0.0598931 (0.1295796) (-0.46)	-0.2260863 (0.1663322) (-1.36)	0.593888 (1.582406) (0.38)	-0.8057782* (0.3788489) (-2.13)	-0.1353055 (0.1982607) (-0.68)
cons	0.0012922 (0.0066213) (0.20)	0.0167175** (0.0084993) (1.97)	-0.1022648 (0.0808579) (-1.26)	0.0640007*** (0.0193585) (3.31)	-0.0046726 (0.0101307) (-0.46)

$a: * \rightarrow 10\%$ de significância, $** \rightarrow 5\%$ de significância e $*** \rightarrow 1\%$ de significância; L1 = uma defasagem; D = primeira diferença.

A variável $d.diferença(\ln PIB)$, a um de significância de 1%, é afetada negativamente pela segunda defasagem de $d.\ln(C\hat{A}M B I O)$, e a um nível de significância de 5%, pela quarta defasagem de $d.\ln(C\hat{A}M B I O)$. Conforme explicado no capítulo 4, isto se deve ao fator globalização, onde uma desvalorização da moeda (aumento da taxa de

câmbio) faz com que empresas que tenham vínculos com o exterior, tais como financiamentos, empréstimos, maquinários, entre outros, aumentem seus custos. Por conta da elevação nos custos, estas empresas podem “frear” sua produção, afetando, desta forma, o PIB. Observa-se também que efeitos de fatores autônomos afetam positivamente, no curto prazo, ao nível de significância de 1% variações em $d.diferença(\ln PIB)$ e $d.diferença(JUROS(t - 1))$; e inovações estocásticas de longo prazo, através do termo de correção de erros, afetam correções positivas nas variáveis na $d.diferença(\ln PIB)$, $d.diferença(INFLAÇÃO)$, $d.diferença(JUROS(t - 1))$, e $d.diferença(\ln M1(t - 1))$, e correções negativas na variável $\ln(CÂMBIO(t - 1))$. Estes sinais encontram-se na direção correta, conforme esperada.

A $d.diferença(INFLAÇÃO)$ é influenciada positivamente por impactos positivos na primeira defasagem de $d.\ln(CÂMBIO)$, a um nível de significância de 5%. A desvalorização cambial leva a um aumento da inflação, uma vez que qualquer produto importado ou que nele contenha algum insumo importado torna-se mais caro e, conseqüentemente, afeta a inflação.

5.7 O MODELO VECM II: ESTRUTURAS DOS RESULTADOS DE m_3

O Modelo VECM II para esta sub-amostra, m_3 , engloba o período entre Junho/2004 a Junho/2014. Os resultados para esta sub-amostra com 121 observações podem ser encontrados nas Tabelas de (13) a (15), ao longo desta subseção. Da mesma forma que a análise dos outros sub-modelos, tem-se uma tabela referente às Equações de Cointegração, uma referente ao longo prazo, e uma referente ao curto prazo. A única diferença deste sub-modelo é que este possui duas equações de cointegração, diferentemente dos demais (apenas uma). Da mesma forma que no sub-modelo analisado anteriormente, m_2 , a variável $d.diferença(INFLAÇÃO)$ foi detectada, a partir dos testes de raiz unitária DF-GLS com e sem tendência determinística, como uma variável estacionária, enquanto que as demais se caracterizaram como integrantes de ordem 1, $I(1)$. Por este motivo, a variável $d.diferença(INFLAÇÃO)$ foi omitida da equação de cointegração.

O teste padrão de significância global de Wald χ^2 , no cabeçalho da Tabela (13), abaixo, mostra que ambas as equações de cointegração, ce1 e ce2, indicarem serem significativas e, portanto possuem um significado econômico. Adicionalmente, todas as variáveis inclusas na

equação de cointegração apresentaram coeficientes de cointegração localmente significativos. Na equação de cointegração um, ce1, o coeficiente da variável *diferença(lnPIB)* foi normalizado para uma unidade, e na segunda equação de cointegração um, ce2, o coeficiente da variável *ln(CÂMBIO)* foi normalizado para uma unidade.

Tabela 13: Equações de Cointegração para m_3 (Junho/1995 a Junho/2014).

Equações de Cointegração							
Equação de Coint.	Parms	χ^2			$p > \chi^2$		
ce1	3	2756.079			0.0000		
ce2	3	89.3546			0.0000		
Equação de Coint.	Variável	Coef.	Erro Padrão	t	$p > t $	Intervalo de Confiança 95%	
ce1	lnCAMBIO	-1.91152	0.592662	-3.23	0.001	-3.07312	-0.749930
	difPIB	1					
	difINFLACAO	0 (omitida)					
	difJUROS	0.69683	0.413420	1.69	0.092	-0.113449	1.50712
	difM1	-1.7807	0.191798	-9.28	0.000	-2.15661	-1.40478
ce2	lnCAMBIO	1					
	difPIB	1.96676	0.411349	4.78	0.000	1.16053	2.77299
	difINFLACAO	0 (omitida)					
	difJUROS	2.41559	1.08393	2.23	0.026	0.291125	4.54006
	difM1	-1.89475	0.750650	-2.52	0.012	-3.36600	-0.423505

A partir da Tabela (14), abaixo, no qual mostra as influencias entre as variáveis no longo prazo (coeficientes da matriz $\Pi = \alpha \times \beta'$), nota-se que as variáveis *diferença(INFLAÇÃO)* e *diferença(JUROS)* demonstram possuírem exogeneidade forte no longo prazo, por não receberem impacto de outras variáveis.

Para ver os impactos ocorrendo entre as variáveis, deve-se considerar diferentes níveis de significância, conforme segue: (i) Para 1% de nível de significância, desequilíbrios positivos na *diferença(lnPIB(t - 1))* causam ajustes positivos sobre *ln(CÂMBIO)*, enquanto que desequilíbrios positivos em *ln(CÂMBIO(t - 1))* ou na *diferença(lnM1(t - 1))* causam ajustes negativos sobre *ln(CÂMBIO)*; (ii) para 1% de nível de significância, desequilíbrios positivos em *ln(CÂMBIO(t - 1))* ou em *d.dif(lnM1(t - 1))* causam ajustes positivos sobre *diferença(lnPIB)*, enquanto que, ao nível de significância de 5%, desequilíbrios positivos na *diferença(JUROS(t - 1))* causam ajustes negativos sobre a *diferença(lnPIB)*, e se considerarmos 1% de nível de significância, tem-se também desequilíbrios positivos em *diferença(lnPIB(t - 1))* causam ajustes negativos sobre ela própria, e; (iii) a um nível de significância de 10%

temos que desequilíbrios positivos na *diferença*($JUROS(t-1)$) causam ajustes positivos sobre *diferença*($\ln M1$), e com nível de significância de 5%, tem-se que ajustes positivos tanto em $\ln(\text{C\`AMBIO}(t-1))$ quanto em *diferença*($\ln M1(t-1)$) causam ajustes positivos sobre a *diferença*($\ln M1$).

Tabela 14: Parâmetros de Impacto $\Pi = \alpha\beta'$ para m_3 (Junho/1995 a Junho/2014).

Correção Erro	D(lnCAMBIO)	D(difPIB)	D(difINFL ACAO)	D(difJUROS)	D(difM1)
L1.lnCA	-0.1796375*** (0.0526)	0.1762563*** (0.0680174)	-0.2346917 (0.325586)	-0.0862795 (0.1287984)	0.1793197** (0.0745398)
	(-3.42)	(2.59)	(-0.72)	(-0.67)	(2.41)
L1.difPIB	0.0313617*** (0.0100023)	-0.0512545*** (0.012934)	0.0406849 (0.061912)	0.0004478 (0.024492)	-0.0197315 (0.0141743)
	(3.14)	(-3.96)	(0.66)	(0.02)	(-1.39)
L1.difINF LACAO	0 (omitida)				
L1.difJU ROS	-0.0044266 (0.006746)	-0.0185274** (0.0087232)	-0.0061052 (0.041756)	-0.0184448 (0.0165184)	0.0173427* (0.0095597)
	(-0.66)	(-2.12)	(-0.15)	(-1.12)	(1.81)
L1.difM1	-0.0962691*** (0.0278741)	0.1177076*** (0.0360441)	-0.1254457 (0.172536)	-0.0296481 (0.0682535)	0.0829602** (0.0395005)
	(-3.45)	(3.27)	(-0.73)	(-0.43)	(2.10)

α :*→ 10% de significância, **→ 5% de significância e ***→ 1% de significância; L1 = uma defasagem; D = primeira diferença.

Tabela 15: Modelo VAR (Vector Autoregressive) para o modelo VECM II, m_3 , (Junho/1995 a Junho/2014).

Amostra:	2004m11 - 2014m6	-	116	Número de obs. =	AIC = -15.18606
Log likelihood =	994.7916			HQIC =	-14.08753
Det(Sigma_ml) =	2.45e-14			SBIC =	-12.47995
	D(lnCAMBI O)	D(difPIB)	D(difINFLAC AO)	D(difJUROS)	D(difM1)
R-sq	0.5247	0.6580	0.6507	0.6760	0.6076
chi2 (P>chi2)	45.18754 (0.0025)	79.44022 (0.0000)	77.12265 (0.0000)	196.1642 (0.0000)	96.91166 (0.0000)
Correção de Erro	D(lnCAMBI O)	D(difPIB)	D(difINFLAC AO)	D(difJUROS)	D(difM1)
ce1	0.015356 (0.0098041) (1.57)	-0.0242012** (0.0125941) (-1.92)	0.2370332*** (0.0528004) (4.49)	-0.094671*** (0.0209532) (-4.52)	0.0026538 (0.013673) (0.19)
L1.D(lnCAMBIO)	0.3799659** (0.1901686) (2.00)	-0.3781341 (0.2442863) (-1.55)	-0.882385 (1.024165) (-0.86)	1.311416* (0.4064272) (3.23)	-0.1022695 (0.2652137) (-0.39)
L2.D(lnCAMBIO)	0.0333676 (0.2032099) (0.16)	-0.4038798 (0.2610388) (-1.55)	0.5802296 (1.0944) (0.53)	1.2514 (0.4342989) (2.88)	0.438898 (0.2834013) (1.55)
L3.D(lnCAMBIO)	-0.0087026 (0.2097882) (-0.04)	-0.2306261 (0.2694892) (-0.86)	2.155188** (1.129828) (-1.91)	0.5015848 (0.4483581) (1.12)	0.0379947 (0.2925756) (0.13)
L4.D(lnCAMBIO)	-0.226756 (0.1885893) (-1.20)	-0.043282 (0.2422575) (-0.18)	0.5122094 (1.015659) (0.50)	-0.5596698 (0.4030519) (-1.39)	0.5145489* (0.2630111) (1.96)
L1.D(difPIB)	-0.0075357 (0.152374) (-0.05)	0.075032 (0.1957362) (0.38)	-1.404134* (0.8206198) (-1.71)	0.7719797 (0.3256528) (2.37)	0.6321478 (0.2125044) (2.97)
L2.D(difPIB)	0.1747783 (0.1620322) (1.08)	-0.3137892 (0.2081429) (-1.51)	-0.5305259 (0.8726346) (-0.61)	0.9104966 (0.3462942) (2.63)	0.5828513 (0.225974) (2.58)
L3.D(difPIB)	0.0143116 (0.1615634) (0.09)	-0.1054771 (0.2075407) (-0.51)	-2.164424*** (0.8701098) (2.49)	0.100779 (0.3452923) (0.29)	-0.3737932 (0.2253202) (-1.66)
L4.D(difPIB)	-0.1060562 (0.1527633) (-0.69)	0.0973537 (0.1962362) (0.50)	-0.6183354 (0.8227161) (-0.75)	-0.4774218 (0.3264847) (-1.46)	0.3421762 (0.2130473) (1.61)
L1.D(difINFLACAO)	0.0164437 (0.0235273) (0.70)	-0.0397179 (0.0302226) (-1.31)	0.2090146* (0.1267078) (1.65)	-0.2081623 (0.0502824) (-4.14)	0.0173701 (0.0328117) (0.53)
L2.D(difINFLACAO)	0.0111049 (0.0218369) (0.51)	-0.0443285 (0.0280512) (-1.58)	0.1275149 (0.117604) (1.08)	-0.1773211 (0.0466697) (-3.80)	0.0390913 (0.0304543) (1.28)

a:*→ 10% de significância, **→ 5% de significância e ***→ 1% de significância; L1 = uma defasagem; D = primeira diferença.

Tabela 15.Continuação: Modelo VAR (Vector Autoregressive) para o modelo VECM II, m_3 , (Junho/1995 a Junho/2014).

Amostra: 2004m11 - 2014m6		Número de obs. =		AIC = -15.18606	
Log likelihood = 994.7916		116		HQIC = -14.08753	
Det(Sigma_ml) = 2.45e-14				SBIC = -12.47995	
	D(lnCAMBI O)	D(difPIB)	D(difINFLAC AO)	D(difJUROS)	D(difM1)
R-sq	0.5247	0.6580	0.6507	0.6760	0.6076
chi2 (P>chi2)	45.18754 (0.0025)	79.44022 (0.0000)	77.12265 (0.0000)	196.1642 (0.0000)	96.91166 (0.0000)
Correção de Erro	D(lnCAMBI O)	D(difPIB)	D(difINFLAC AO)	D(difJUROS)	D(difM1)
L3.D(difIN FLACAO)	0.0172949 (0.0192973) (0.90)	-0.0274611 (0.0247889) (-1.11)	0.0653924 (0.1039269) (0.63)	-0.1275272* (0.0412421) (-3.09)	-0.0157145 (0.0269125) (-0.58)
L4.D(difIN FLACAO)	0.0229829 (0.0186743) (1.23)	-0.0487749 (0.0239886) (-2.03)	0.1092503 (0.1005715) (1.09)	-0.0240151 (0.0399105) (-0.60)	-0.0154563 (0.0260436) (-0.59)
L1.D(difJU ROS)	-0.0362026 (0.0533171) (-0.68)	-0.2351468*** (0.0684899) (-3.43)	0.0450681 (0.2871425) (0.16)	-0.7086023* (0.1139489) (6.22)	-0.1126444 (0.0743573) (-1.51)
L2.D(difJU ROS)	-0.0459206 (0.0576583) (-0.80)	-0.0227564 (0.0740666) (-0.31)	0.1114532 (0.3105224) (0.36)	-0.1224031 (0.123227) (0.99)	0.0053629 (0.0804116) (0.07)
L3.D(difJU ROS)	0.1296742* (0.0553002) (2.34)	-0.0251545 (0.0710374) (-0.35)	0.2344453 (0.2978229) (0.79)	0.6146047* (0.1181873) (5.20)	-0.0616789 (0.077123) (-0.80)
L4.D(difJU ROS)	0.0932042* (0.0571231) (1.63)	-0.0061007 (0.0733791) (-0.08)	0.5703339* (0.3076401) (1.85)	0.4684409* (0.1220832) (3.84)	-0.139601* (0.0796653) (-1.75)
L1.D(difM 1)	-0.0558755 (0.098072) (-0.57)	-0.0377493 (0.1259811) (-0.30)	1.186395** (0.5281728) (2.25)	0.4977884 (0.2095989) (2.37)	-0.286758** (0.1367735) (-2.10)
L2.D(difM 1)	-0.1135422 (0.1018837) (-1.11)	-0.04867 (0.1308775) (-0.37)	0.8844941* (0.5487012) (1.61)	-0.1275198 (0.2177453) (-0.59)	0.101914 (0.1420895) (0.72)
L3.D(difM 1)	0.1258393 (0.0934869) (1.35)	-0.1910716 (0.1200912) (-1.59)	0.6165094 (0.5034797) (1.22)	0.5250973 (0.1997997) (2.63)	0.1550866 (0.1303791) (1.19)
L4.D(difM 1)	-0.107671 (0.0922118) (-1.17)	-0.0357895 (0.1184532) (-0.30)	0.8599044* (0.4966122) (1.73)	0.0017124 (0.1970744) (0.01)	0.1549646 (0.1286007) (1.21)
cons	-0.002199 (0.0036068) (-0.61)	0.0102468** (0.0046332) (2.21)	0.00021 (0.0194245) (0.01)	-0.0026035 (0.0077084) (-0.34)	-0.005464 (0.0050301) (-1.09)

α :*→ 10% de significância, **→ 5% de significância e ***→ 1% de significância; L1 = uma defasagem; D = primeira diferença.

Na Tabela (15) e (15.Continuação), acima, tem-se os coeficientes das variáveis no curto prazo, do modelo VAR. A um nível de significância

de 1%, todas as variáveis mostraram-se significantes no curto prazo com coeficientes de determinação variando entre 0.5247 a 0.6760.

No curto prazo, a um nível de significância de 5%, a primeira defasagem de $d.ln(C\grave{A}MBIO)$ afeta positivamente si próprio. Ao mesmo nível de significância de 5%, na terceira defasagem de $d.ln(C\grave{A}MBIO)$ afeta positivamente a *diferença(INFLAÇÃO)*, pois um dólar mais caro tende a aumentar os preços dentro da economia. A variável $d.diferença(lnPIB)$, em um de significância de 1%, é afetada negativamente pela primeira defasagem de $d.diferença(JUROS)$, pois a taxa de juro é utilizada como ferramenta para controlar os gastos e a quantidade de papel moeda na economia, assim, tende a causar uma queda no PIB da economia. Finalmente, ao nível de significância de 5%, a variável $d.dif(lnM1(t - 1))$ afeta positiva a si mesma.

5.8 O MODELO VECM II: ESTRUTURAS DOS RESULTADOS DE m_4

O último sub-modelo a ser estudado é o VECM II, referente ao período de Julho/2014 a Abril/2017, Este sub-modelo, m_4 , possui apenas 34 observações. Seus resultados encontram-se nas Tabelas (16) a (18), a seguir. Este modelo possui apenas uma equação de cointegração, com a variável *diferença(INFLAÇÃO)* omitida, pois esta não se mostrou estatisticamente significativa.

Novamente, o teste padrão de significância global de Wald χ^2 , no cabeçalho da Tabela (6.10), abaixo, que a equação de cointegração, $ce1$, é globalmente significativa e, portanto, não pode-se rejeitar a hipótese nula de que há uma relação de longo prazo entre as variáveis do sistema. Nesta equação, a variável *diferença(lnPIB)* foi normalizada para um. Também deve ser observado que o equilíbrio de longo prazo é determinado, em parte, por uma componente decrescente determinística (causada por efeitos endógenos ao sistema econômico), com significância de 1%.

Os sinais da Equação de Cointegração apresentados na Tabela (16), abaixo, devem estar de acordo com os sinais de ação e reação das variáveis das Equações (4.16) e (4.17), vistas no capítulo 4. De acordo com estes sinais, espera-se: (i) β_0 , qualquer valor finito de \mathbb{R} , pois é um efeito autônomo; (ii) $\beta_1 \geq 0$, pois nível de equilíbrio de $E_t(e_t)$ será afetado positivamente; (iii) $\beta_2 \leq 0$, pois o nível de equilíbrio de $E_t(m_t - m_t^*)$ será afetado negativamente; (iv) $\beta_3 \geq 0$, pois o nível de equilíbrio de $E_t(y_t - y_t^*)$ será afetado positivamente; (v) $\beta_4 \leq 0$, pois o

nível de equilíbrio de $E_t(i_t - i_t^*)$ será afetado negativamente e, finalmente; (v) $\beta_5 \leq 0$, pois o nível de equilíbrio de $E_t(\pi_t - \pi_t^*)$ será afetado negativamente (no caso $\beta_5 = 0$, pois a variável foi omitida). Portanto, observando a Tabela (16), nota-se que todos os sinais estão novamente de acordo com os sinais esperados.

Tabela 16: Equações de Cointegração para m_4 (Julho/2014 a Abril/2017).

Equações de Cointegração							
Equação de Coint.	Parms	χ^2			$p > \chi^2$		
ce1	3	15804.29			0.0000		
Equação de Coint	Variável	Coef.	Erro Padrão	t	$p > t $	Intervalo de Confiança 95%	
ce1	lnCAMBIO	0.95239	0.05179	18.39	0.000	0.850876	1.053916
	difPIB	1					
	difINFLACAO	0 (omitida)					
	difJUROS	-0.26060	0.04025	-6.47	0.000	-0.339502	-0.181717
	difM1	-0.14989	0.05899	-2.54	0.011	-0.265524	-0.034263
	trend	-0.00119	0.00031	-3.81	0.000	-0.001807	-0.00058
	constante	3.40715					

Os coeficientes de longo prazo podem ser observado na Tabela (17), abaixo. Por esta tabela deduz-se que a variável *diferença(INFLAÇÃO)* demonstrou possuir exogeneidade forte no longo prazo, por não receberem impacto de outras variáveis, e nem impactar as demais variáveis, enquanto que as variáveis *diferença(lnPIB)*,) e *diferença(lnM1)* demonstram possuírem exogeneidade fraca no longo prazo, por não receberem impacto de outras variáveis, mas afetando as outras variáveis. As demais variáveis, *ln(CÂMBIO)* e *diferença(JUROS)*, ajustam seus equilíbrios de longo prazo perante desequilíbrios das outras variáveis em questão.

Estes impactos podem ser resumidos, considerando-se um nível de significância de 1%, da seguinte forma: desequilíbrios positivos na *diferença(JUROS(t - 1))* ou na *diferença(lnM1(t - 1))* causam ajustes positivos sobre as variáveis *ln(CÂMBIO)* e *diferença(JUROS)*, já desequilíbrios positivos na variáveis *ln(CÂMBIO(t - 1))* ou na *diferença(lnPIB(t - 1))*, causam ajustes negativos sobre *ln(CÂMBIO)* e sobre a *diferença(JUROS)*.

Tabela 17: Parâmetros de Impacto $\Pi = \alpha\beta'$ para m_4 (Julho/2014 a Abril/2017).

Correção Erro	D(lnCAMBIO)	D(difPIB)	D(difINFLA CAO)	D(difJUROS)	D(difM1)
L1.lnCA	-1.936319*** (0.6266548) (-3.09)	0.3356003 (0.9208901) (0.36)	-0.0127096 (4.361701) (-0.00)	-3.329372*** (1.176005) (-2.83)	0.5459253 (0.8842782) (0.62)
L1.difPIB	-2.033101*** (0.6579767) (-3.09)	0.3523745 (0.9669186) (0.36)	-0.0133448 (4.57971) (-0.00)	-3.495783*** (1.234785) (-2.83)	0.5732121 (0.9284768) (0.62)
L1.difINF LACAO	0 (omitida)				
L1.difJU ROS	0.529846*** (0.1714752) (3.09)	-0.0918322 (0.2519884) (-0.36)	0.0034778 (1.193517) (0.00)	0.9110351*** (0.321797) (2.83)	-0.1493847 (0.2419701) (-0.62)
L1.difM1	0.3047497*** (0.0986268) (3.09)	-0.0528188 (0.1449353) (-0.36)	0.0020003 (0.6864711) (0.00)	0.5239969*** (0.1850869) (2.83)	-0.0859211 (0.1391731) (-0.62)
Constante	0.0024265*** (0.0007853) (3.09)	-0.0004206 (0.001154) (-0.36)	0.0000159 (0.0054659) (0.00)	0.0041722*** (0.0014737) (2.83)	-0.0006841 (0.0011081) (-0.62)

$a: * \rightarrow 10\%$ de significância, $** \rightarrow 5\%$ de significância e $*** \rightarrow 1\%$ de significância; $L1$ = uma defasagem; D = primeira diferença.

Na Tabela (18) e (18) continuação, abaixo, pode-se encontrar os coeficientes das variáveis no curto prazo, do modelo VAR. Deve ser observado, no topo da tabela, que algumas variáveis mostraram coeficientes insignificantes no curto prazo, se considerado um nível de significância de 10%. Estas variáveis são *d. diferença(lnPIB)*, *d. diferença(INFLAÇÃO)* e *d. diferença(lnM1)*. Portanto, pode ser constatado que estas variáveis podem ser consideradas como exogenamente fracas, pois, ao nível de 5%, pois elas não são afetadas por nenhuma outra variável, mas afetam outras.

A primeira defasagem de *d. ln(CÂMBIO)*, a um nível de significância de 1%, afeta positivamente a si própria e, a um nível de significância de 5%, a variável *diferença(JUROS(t - 1))*. A variável *d. diferença(INFLAÇÃO)*, na sua segunda defasagem, com significância de 5%, influencia positivamente *d. ln(CÂMBIO)*. Este sinal pode ser entendido pela Paridade do Poder de Compra (PPP), onde há um aumento de preços de um país, então deve haver uma desvalorização cambial para que a PPP seja restaurada. Na primeira defasagem (ao nível

de significância de 1%.) e na segunda defasagem (ao nível de significância de 10%), a variável $d.diferença(\ln PIB)$ afeta positivamente a variável $d.\ln(C\grave{A}MBIO)$, e ao nível de 5% de significância, na segunda defasagem a variável $d.diferença(JUROS)$. A variável $d.diferença(JUROS)$ afeta negativamente, na primeira e segunda defasagem, ao nível de significância de 1%, a si próprio, e ao nível de 10%, a variável $d.\ln(C\grave{A}MBIO)$. Assim como a segunda defasagem de $d.diferença(\ln M1)$ afeta negativamente a variável $d.diferença(JUROS)$. A variável $d.diferença(INFLAÇÃO)$ afeta positivamente, na segunda defasagem, ao nível de significância de 5%, a variável $d.\ln(C\grave{A}MBIO)$. Finalmente, ao nível de 5% significância, a variável $d.diferença(\ln M1)$ afeta positivamente a variável $d.diferença(JUROS)$, e ao nível de 1%, na segunda defasagem, afeta negativamente também a variável $d.diferença(JUROS)$.

Tabela 18: Modelo VAR (Vector Autoregressive) para o modelo VECM II, m_4 , (Julho/2014 a Abril/2017).

Amostra: 2014m10 - 2017m4		Número de obs = 31		AIC = -15.08859	
Log likelihood = 297.8731				HQIC = -14.12354	
Det(Sigma_ml) = 3.10e-15				SBIC = -12.1281	
	D(lnCÁMBIO)	D(difPIB)	D(difINFLA CAO)	D(difJUROS)	D(difM1)
R-sq	0.5837	0.3891	0.3007	0.7611	0.4720
chi2	26.64477	12.10419	8.168316	60.54057	16.98193
(P>chi2)	(0.0087)	(0.4373)	(0.7718)	(0.0000)	(0.1503)
Correção Erro	D(lnCÁMBIO)	D(difPIB)	D(difINFLA CAO)	D(difJUROS)	D(difM1)
ce1	-2.033101*** (0.6579767) (-3.09)	0.3523745 (0.9669186) (0.36)	-0.0133448 (4.57971) (-0.00)	-3.495783*** (1.234785) (-2.83)	0.5732121 (0.9284768) (0.62)
L1.D(lnCA MBIO)	1.557006*** (0.5374117) (2.90)	-0.5530906 (0.7897444) (0.70)	3.162172 (3.740543) (0.85)	1.8593** (1.008528) (1.84)	-0.4162963 (0.7583465) (-0.55)
L2.D(lnCA MBIO)	0.5789097 (0.4912261) (1.18)	-0.1606643 (0.721873) (-0.22)	3.412101 (3.419077) (1.00)	0.6386734 (0.9218542) (0.69)	0.9097707 (0.6931735) (1.31)
L1.D(difPI B)	1.323614** (0.5728819) (2.31)	-0.1856234 (0.8418689) (-0.22)	-0.0034203 (3.987425) (-0.00)	1.471436 (1.075093) (1.37)	0.2733049 (0.8083987) (0.34)
L2.D(difPI B)	0.7934905* (0.4977368) (1.59)	-0.0912883 (0.7314407) (-0.12)	1.405271 (3.464393) (0.41)	2.199194** (0.9340724) (2.35)	0.6976249 (0.7023608) (0.99)

$\alpha: * \rightarrow 10\%$ de significância, $** \rightarrow 5\%$ de significância e $*** \rightarrow 1\%$ de significância; L1 = uma defasagem; D = primeira diferença.

Tabela 18. Continuação: Modelo VAR (Vector Autoregressive) para o modelo VECM II, m_4 , (Julho/2014 a Abril/2017).

Amostra: 2014m10 - 2017m4		Número de obs = 31		AIC = -15.08859	
Log likelihood = 297.8731				HQIC = -14.12354	
Det(Sigma_ml) = 3.10e-15				SBIC = -12.1281	
	D(lnCAMBIO)	D(difPIB)	D(difINFLA CAO)	D(difJUROS)	D(difM1)
R-sq	0.5837	0.3891	0.3007	0.7611	0.4720
chi2	26.64477	12.10419	8.168316	60.54057	16.98193
(P>chi2)	(0.0087)	(0.4373)	(0.7718)	(0.0000)	(0.1503)
Correção	D(lnCAMBIO)	D(difPIB)	D(difINFLA CAO)	D(difJUROS)	D(difM1)
Erro					
L1.D(difIN FLACAO)	0.0150425 (0.0334007) (0.45)	-0.0152349 (0.0490834) (-0.31)	-0.2090825 (0.2324783) (-0.90)	0.081527 (0.062681) (1.30)	-0.0419041 (0.047132) (-0.89)
L2.D(difIN FLACAO)	0.0527849** (0.0280119) (1.88)	-0.0277027 (0.0411645) (-0.67)	-0.0988796 (0.1949714) (-0.51)	0.0572381 (0.0525683) (1.09)	-0.0213662 (0.0395279) (-0.54)
L1.D(difJU ROS)	-0.4568204* (0.1965631) (-2.32)	-0.1672886 (0.288856) (-0.58)	-0.792008 (1.368136) (-0.58)	-0.9603914*** (0.368878) (-2.60)	-0.1778401 (0.2773719) (-0.64)
L2.D(difJU ROS)	-0.170676 (0.1872729) (-0.91)	-0.2012437 (0.2752038) (-0.73)	-0.2186347 (1.303474) (-0.17)	-0.9266824*** (0.3514438) (-2.64)	-0.2681562 (0.2642625) (-1.01)
L1.D(difM 1)	-0.0682865 (0.2157777) (-0.32)	-0.0364296 (0.3170926) (-0.11)	2.538082* (1.501876) (1.69)	0.850648** (0.404937) (2.10)	-0.4813546 (0.3044859) (-1.58)
L2.D(difM 1)	0.1934476 (0.2993518) (0.65)	-0.3612027 (0.4399074) (-0.82)	1.990286 (2.083576) (0.96)	-1.624631*** (0.5617753) (-2.89)	0.0674142 (0.4224179) (0.16)
cons	0.0071731 (0.0073299) (0.98)	-0.0103325 (0.0107716) (-0.96)	0.0085077 (0.0510185) (0.17)	-0.0082871 (0.0137557) (-0.60)	-0.0185479* (0.0103433) (-1.79)

α : * \rightarrow 10% de significância, ** \rightarrow 5% de significância e *** \rightarrow 1% de significância; L1 = uma defasagem; D = primeira diferença.

5.9 ANÁLISE DAS FUNÇÕES IMPULSO RESPOSTA (IRFS)

De acordo com a Subseção (4.7), do capítulo 4, as Funções Impulso Resposta (IRFs) mostram as evoluções, ao longo do tempo, de impulsos unitário em uma determinada variável, sobre si mesma ou sobre outra variável qualquer do modelo, mantendo constantes choques em outras variáveis. Considerando que as variáveis explicativas do modelo possuem algum grau de correlação entre elas, portanto, estes impulsos estocásticos acabam afetando outras variáveis. Conforme argumentado anteriormente, o procedimento adotado para corrigir esta questão trata-se da ortogonalização das funções impulso resposta (OIRFs) através da decomposição de Cholesky, facilitando, assim, a interpretação econômica

de causalidade do choque (Lutkepohl (2005, 51-63) e Hamilton (1994, 318-323).

AS OIRFs, por sua vez, podem possuir características de efeito transitório ou permanente. Diz-se efeitos transitórios quando o efeito da primeira variável (impulso) sobre a segunda variável (resposta) tende a zero com o decorrer do tempo, isto é, seu efeito desaparece. O efeito permanente implica que o efeito da primeira variável sobre a segunda não tende a zero, mas que causa uma evolução para uma tendência estocástica permanente, normalmente, gerando um “drift” na variável de resposta.

Da mesma forma que a seção (4.7), do capítulo 4, serão apresentadas as OIRFs referentes as funções respostas impulsos obtidas com os resultados dos submodelos do modelo VECM II, com um nível de confiabilidade de 95%. Estas OIRFs mostram a evolução, a partir do momento do impulso no passo 1 até o passo 30 (trinta meses). Nos gráficos das OIRFs, a primeira variável é a variável geradora do impulso no passo 1, e a segunda variável é variável a resposta, na qual é observada a evolução dos impactos. Como anteriormente, além destas figuras, serão apresentadas as Tabelas (D.31) a (D.38), no anexo D, as funções de decomposição de variância do erro (FEVD), medindo a fração da variância do erro previsto de uma variável endógena que pode ser atribuída a choques ortogonalizados. Ao multiplicar os valores que aparecem nessas tabelas por 100, em cada passo do tempo, encontram-se os impactos relativos de impulsos, em termos percentuais. As estimativas apresentadas nessas tabelas também possuem um nível de confiabilidade de 95%.

Nas subseções seguintes serão analisados os gráficos das Funções Impulso Resposta Ortogonalizadas (OIRFs), assim como os resultados correspondentes das Funções de Decomposição de Variância (FEVD) para cada uma das cinco variáveis do modelo, considerando as quebras estruturais encontradas, a partir dos testes de raiz unitária com quebras estruturais CLEMIO e CLEMAO, conforme descrito no capítulo 4. Por esta razão, a amostra total encontra-se dividida em quatro sub-amostras do Modelo de Correção de Erros VECM II, m_1 , m_2 , m_3 e m_4 , no qual engloba, respectivamente, os períodos Agosto/1995 a Dezembro/1998, Janeiro/1999 a Maio/2004, Junho/1995 a Junho/2014 e Julho/2014 a Abril/2017. Cada submodelo será analisado separadamente.

5.9.1 Análise das OIRFs, obtidas em m_1 , do modelo VECM II

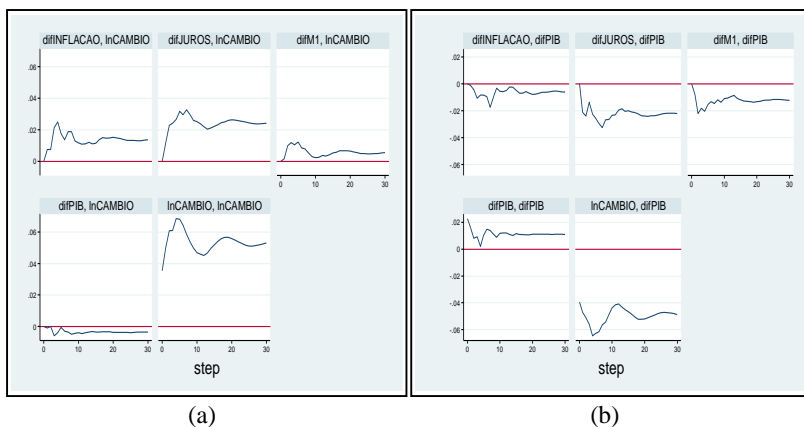
Como anteriormente, considera-se a análise das OIRFs referentes ao primeiro sub-modelo de correção de erros, m_1 do modelo VECM II,

como aquela do submodelo m_1 do VECM I, estimado com a amostra de Agosto/1994 a Dezembro/1998, e apresentada na Subseção 5.7.1. Isto em função das estruturas das soluções desses submodelos, com amostras levemente diferentes, serem completamente similares. Para maiores detalhes aconselha a dirigir-se à Subseção 5.7.1.

5.9.2 Análise das OIRFs obtidas em m_2 do modelo VECM II

Os gráficos nas Figuras (13) a (15), abaixo, mostram as funções respostas impulsos para o período m_2 , de Janeiro/1999 a Maio/2004. Os gráficos de cada OIRF apresentam a evolução da resposta do impulso, por um período de trinta passos (meses).

Figura 13: Função Impulso Resposta Ortogonalizada (OIRF) para $m_2(t)$ (período após quebra estrutural de Dezembro/1998): (a) impulso em $\ln(\text{CAMBIO})$, difINFLACAO , $\text{dif}(\ln\text{PIB})$, difJUROS , e $\text{dif}(\ln\text{M1})$, com resposta em $\ln(\text{CAMBIO})$, e; (b) impulso em $\ln(\text{CAMBIO})$, difINFLACAO , $\text{dif}(\ln\text{PIB})$, difJUROS , e $\text{dif}(\ln\text{M1})$, com resposta em $\text{dif}(\ln\text{PIB})$.



Fonte: Elaboração própria.

A Figura (13.a), acima, mostra o efeito de choque unitário positivo em cada uma das variáveis do sub-modelo, sobre a variável $\ln(\text{CÂMBIO})$. Nota-se que choques (impulsos) em inovações unitários nas variáveis $\ln(\text{CÂMBIO})$, difINFLACAO , difJUROS , $\text{dif}(\ln\text{M1})$ e $\text{dif}(\ln\text{PIB})$ evoluem, crescendo ou decrescendo, nos primeiros passos para uma tendência estocástica permanente e se estabilizando no nível de drift que, dependendo da variável de impulso, resulta em depreciação ou

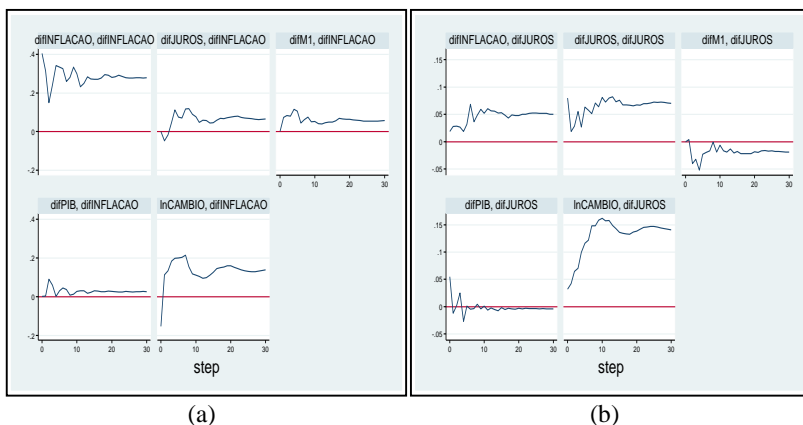
apreciação cambial permanente. Impulso na variável $dif(\ln PIB)$ evoluem para uma apreciação cambial, enquanto que impulsos nas demais variáveis levam a uma depreciação do câmbio. Pode-se observar, em termos relativos, as FEVDs, presentes na Tabela (D.31.a), no Anexo D. Nesta tabela, observa-se que, no curto prazo, a variável $\ln(C\hat{A}M B I O)$ afeta quase que completamente ela mesma. No longo prazo, a variável $\ln(C\hat{A}M B I O)$ perde um pouco sua hegemonia e estabiliza-se, enquanto que a variável $dif J U R O S$ ganha um pouco de destaque. De uma forma geral, pode-se dizer que as movimentações na variável $\ln(C\hat{A}M B I O)$, dá-se, essencialmente, devidos a inovações no próprio câmbio, e um pouco em relação à variável $dif J U R O S$.

Os efeitos de impulsos sobre a variável $dif(\ln PIB)$, a partir de choques inovadores unitários em cada uma das variáveis são encontrados na Figura (13.b), acima. Impulsos unitários positivos em todas as variáveis estudadas, $\ln(C\hat{A}M B I O)$, $dif I N F L A C A O$, $dif(\ln PIB)$ e $dif J U R O S$ e $dif(\ln M1)$ causam efeitos que evoluem para tendências estocásticas permanentes sobre a $dif(\ln PIB)$, se estabilizando em um certo patamar (nível drift) positivo ou negativo, dependendo da variável impulso. Enquanto que a $dif(\ln PIB)$ leva ela mesma a um crescimento, as demais variáveis causam uma queda no PIB. Em termos relativos, esses efeitos das OIRFs podem ser observados através das FEVDs, na Tabela (D.31.b). Nesta tabela, observa-se que, no curto prazo, as variáveis que mais afetam o $dif(\ln PIB)$, são $\ln(C\hat{A}M B I O)$ e o próprio $dif(\ln PIB)$. A medida que se avança nos passos, verifica-se que o impulso no $\ln(C\hat{A}M B I O)$ sobre $dif(\ln PIB)$ permanece estatisticamente inalterado, impulsos na $dif(\ln PIB)$ sobre si mesmo vai se dissipando até se estabilizar, e impulsos na $dif J U R O S$ evoluem crescendo até se estabilizar. Por exemplo, impulso em $\ln(C\hat{A}M B I O)$ permanece entre 73% e 78%, impulsos em $dif(\ln PIB)$ evoluem de 15,2881% na segunda defasagem para 4,1558% na vigésima, e impulso na $dif J U R O S$ evoluem de 8,8465% na segunda defasagem para 14,8111% na vigésima. Observa-se que, neste período, as demais variáveis, $dif I N F L A C A O$ e $dif(\ln M1)$, apesar de crescerem seus impactos ao decorrer dos passos, estas variáveis possuem pouco impacto sobre o PIB.

A Figura (14.a), abaixo, retrata os efeitos de choques inovadores em cada variável, separadamente, sobre a variável $dif I N F L A C A O$. Nota-se que impulsos unitários positivos em qualquer variável do sistema, $\ln(C\hat{A}M B I O)$, $dif I N F L A C A O$, $dif(\ln PIB)$, $dif J U R O S$ ou $dif(\ln M1)$, evolui para um tendência estocástica permanente positiva (drift positivo) na $dif I N F L A C A O$. Em termos relativos, esses efeitos das OIRFs podem

ser observados através das FEVDs, na Tabela (D32.a), mostrando a participação dos impulsos em cada variável para cada passo de tempo, sobre a variável resposta $difINFLACAO$. Nesta tabela, pode-se observar que o efeito dominante pertence à variável $difINFLACAO$, e a segunda variável mais importante é $ln(CAMBIO)$. Por exemplo, impulsos em $difINFLACAO$ é de 85,7092% no segundo passo, caindo para 71,7023% no vigésimo passo, e a variável $ln(CAMBIO)$ evolui de 11,8198% no segundo passo para 19,3579% no vigésimo passo. As demais variáveis, juntas, representam menos de 10% do impacto sobre $difINFLACAO$.

Figura 14: Função Impulso Resposta Ortogonalizada (OIRF) para $m_2(t)$ (período após quebra estrutural de Dezembro/1998): (a) impulso em $ln(CAMBIO)$, $difINFLACAO$, $dif(lnPIB)$, $difJUROS$, e $dif(lnM1)$, com resposta em $difINFLACAO$, e; (b) impulso em $ln(CAMBIO)$, $difINFLACAO$, $dif(lnPIB)$, $difJUROS$, e $dif(lnM1)$, com resposta em $difJUROS$.

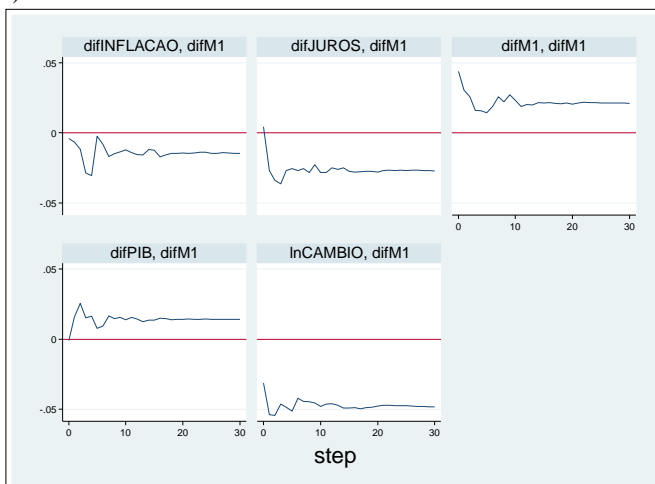


Fonte: Elaboração própria.

A Figura (14.b), acima, retrata os efeitos de choques inovadores unitários, em cada uma das variáveis de m_2 , sobre a variável $difJUROS$, no período um, e suas evoluções ao longo tempo. Observa-se que impulsos unitários positivos em $ln(CAMBIO)$, $difINFLACAO$, e $difJUROS$, evoluem para uma tendência estocástica permanente, causando um drift de aumento na $difJUROS$, exceto para impulsos na variável $dif(lnPIB)$, cujos efeitos são transitórios, dissipando-se ao longo do tempo. Impactos unitários positivos na $dif(lnM1)$ evoluem para um tendência estocástica permanente negativa. Em termos relativos, esses efeitos podem ser observados através das FEVDs, na Tabela (D.32.b). Nota-se, a partir desta tabela, no curto prazo, que as variáveis $difJUROS$,

$\ln(\text{CAMBIO})$ e $\text{dif}(\ln\text{PIB})$ dominam os efeitos dos impulsos, enquanto que, no longo prazo, as variáveis difJUROSO e $\ln(\text{CAMBIO})$ são as mais importantes. A variável $\text{dif}(\ln\text{PIB})$ evolui de 22,9791% no segundo lag para 1,0248% no vigésimo lag.

Figura 15: Função Impulso Resposta Ortogonalizada (OIRF) para $m_2(t)$ (período após quebra estrutural de Dezembro/1998), com impulso em $\ln(\text{CAMBIO})$, difINFLACAO , $\text{dif}(\ln\text{PIB})$, difJUROSO , e $\text{dif}(\ln\text{M1})$, com resposta em $\text{dif}(\ln\text{M1})$.



Fonte: Elaboração própria.

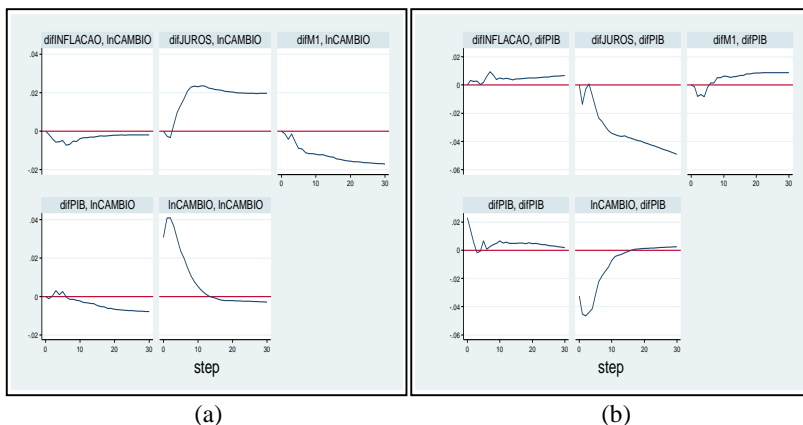
A Figura (15), acima, mostra os efeitos de choques unitários positivos em cada uma das variáveis, sobre a variável $\text{dif}(\ln\text{M1})$. Impulsos unitários nas variáveis difINFLACAO , difJUROSO e $\ln(\text{CÂMBIO})$ evoluem para tendências estocásticas permanentes sobre $\text{dif}(\ln\text{M1})$, causando, corretamente, drifts negativos em $\text{dif}(\ln\text{M1})$. Já as variáveis $\text{dif}(\ln\text{M1})$ e $\text{dif}(\ln\text{PIB})$ evoluem para tendências estocásticas permanentes sobre $\text{dif}(\ln\text{M1})$, causando, corretamente, drifts positivos sobre $\text{dif}(\ln\text{M1})$. Os efeitos relativos das OIRFs para o modelo VECM II (Janeiro/1999 a Maio/2004), podem ser observados através das FEVDs na Tabela (D.33.a), no Anexo D. Nesta tabela, observa-se que, tanto no curto quanto no longo prazo, a variável $\text{dif}(\ln\text{M1})$ é afetada principalmente pelas variáveis $\text{dif}(\ln\text{M1})$ e $\ln(\text{CÂMBIO})$. O impulso em $\ln(\text{CÂMBIO})$ evolui de 51,1127% na terceira defasagem, para 56,4906% na vigésima, enquanto que o impulso em $\text{dif}(\ln\text{M1})$ evolui de 26,458% na terceira defasagem, para 13,6782%

na vigésima. As outras três variáveis, $dif(lnPIB)$, $difINFLACAO$ e $difJUROS$, são pouco responsáveis pelos efeitos sobre a $dif(lnM1)$.

5.9.3 Análise das OIRFs para os resultados do modelo VECM II, m_3

As Figuras (16) a (18), abaixo, pertencem ao período Junho/2004 a Junho/2014, e mostram as funções respostas impulsos para o sub-modelo m_3 , do modelo VECM II. A Figura (16.a), abaixo, retrata choques inovadores de uma unidade, em cada uma das variáveis, e seus efeitos são medidos sobre a variável $ln(CAMBIO)$. Pode-se notar que os efeitos sobre $ln(CAMBIO)$, a partir de um choque inovador unitário nas variáveis $difINFLACAO$ e $dif(lnM1)$, evoluem para tendências estocásticas negativas. Impulso s sobre a variável $difJUROS$, inicialmente tem um efeito negativo sobre o câmbio, porém, a medida em que se avança nos passos, esse efeito passa a ser positivo, tornando-se, no longo prazo, um efeito positivo, desenvolvendo uma tendência permanente, com drift. O mesmo efeito acontece com a variável $dif(lnPIB)$, esta começa positiva mas, ao decorrer dos passos, torna-se negativa e, seu efeito de longo prazo é de uma valorização cambial permanente. A variável $ln(CAMBIO)$ também muda de sinal com o decorrer dos passos, sendo de apreciação cambial no curto prazo, mas um efeito de desvalorização cambial permanente prevalece no longo prazo. A Tabela (D.33.b) contém as FEVDs com os impulsos em cada uma das variáveis do modelo com resposta na variável $ln(CAMBIO)$. Nota-se que, no curto prazo, a própria variável $ln(CAMBIO)$ é a que mais afeta ela mesma, enquanto que, no longo prazo, a $dif(lnPIB)$ e a $dif(lnM1)$ tornam-se importante. Ao decorrer dos passos, o impulso no câmbio vai se dissipando, enquanto que o efeito na $dif(lnPIB)$ e na $dif(lnM1)$ vão crescendo, e ambas se estabilizam. Por exemplo, impulso em $ln(CAMBIO)$ evolui de 98,6606% no terceiro passo para 44,0095% no vigésimo, o impulso na $dif(lnPIB)$ evolui de 0,4083% no terceiro passo para 39,0247% no vigésimo, e a variável $dif(lnM1)$ vai de 0,4509% no terceiro lag para 13,7093% no vigésimo.

Figura 16: Função Impulso Resposta Ortogonalizada (OIRF) para $m_3(t)$ (período após quebra estrutural de Dezembro/1998): (a) impulso em $\ln(\text{CAMBIO})$, difINFLACAO , $\text{dif}(\ln\text{PIB})$, difJURO , e $\text{dif}(\ln\text{M1})$, com resposta em $\ln(\text{CAMBIO})$, e; (b) impulso em $\ln(\text{CAMBIO})$, difINFLACAO , $\text{dif}(\ln\text{PIB})$, difJURO , e $\text{dif}(\ln\text{M1})$, com resposta em $\text{dif}(\ln\text{PIB})$.

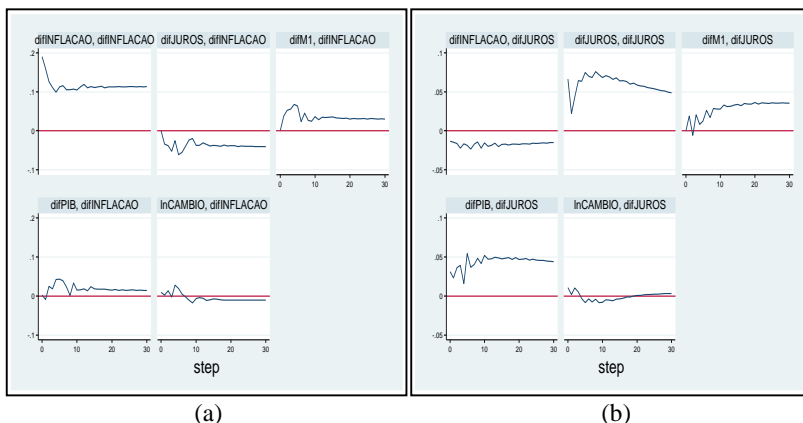


Fonte: Elaboração própria.

A Figura (16.b), acima, retrata o efeito de choques inovadores unitários sobre a variável $\text{dif}(\ln\text{PIB})$, ao longo de trinta passos. É de fácil observação que impulsos unitários positivo nas variáveis difINFLACAO , $\text{dif}(\ln\text{PIB})$ e $\text{dif}(\ln\text{M1})$, evoluem ao longo do tempo, constituindo uma tendência estocástica positiva no longo prazo (no caso de impulso positivo em $\text{dif}(\ln\text{PIB})$, no curto prazo é negativo), dinamicamente estável, impondo um drift médio positivo constante na variável $\text{dif}(\ln\text{PIB})$. A variável difJURO , por sua vez, seu impulso evolui de forma crescente ao longo do tempo, constituindo uma tendência estocástica negativa, dinamicamente estável, causando também a queda no PIB. Impulsos positivos na variável $\ln(\text{CAMBIO})$ causa, no curto prazo, descrecimento na variável $\text{dif}(\ln\text{PIB})$, e, dissipando-se no longo prazo, constituindo um efeito transitório. Em termos relativos, esses efeitos das OIRFs sobre a variável $\text{dif}(\ln\text{PIB})$ podem ser observados através das FEVDs, na Tabela (D.34.a). No curto prazo, as variáveis que mais afetam a $\text{dif}(\ln\text{PIB})$, é o $\ln(\text{CAMBIO})$ e o próprio $\text{dif}(\ln\text{PIB})$. Ao se movimentar nos passos, o impulso nessas duas variáveis se dissipam até se estabilizar, enquanto que o impulso sobre a variável difJURO cresce, tornando-a dominante no longo prazo. Por exemplo, impulsos em $\ln(\text{CAMBIO})$ e em $\text{dif}(\ln\text{PIB})$ evoluem de 18,2733% e 76,8307%,

respectivamente, no terceiro lag, para 3,6807% e 36,3235%, no vigésimo, enquanto que o impulso em $difJURO$ S evolui de 3,0932% no terceiro lag, para 56,3835% no vigésimo, chegando a 71,6637% no trigésimo lag.

Figura 17: Função Impulso Resposta Ortogonalizada (OIRF) para $m_3(t)$ (período após quebra estrutural de Dezembro/1998): (a) impulso em $\ln(CAMBIO)$, $difINFLACAO$, $dif(\ln PIB)$, $difJURO$ S, e $dif(\ln M1)$, com resposta em $difINFLACAO$, e; (b) impulso em $\ln(CAMBIO)$, $difINFLACAO$, $dif(\ln PIB)$, $difJURO$ S, e $dif(\ln M1)$, com resposta em $difJURO$ S.



Fonte: Elaboração própria.

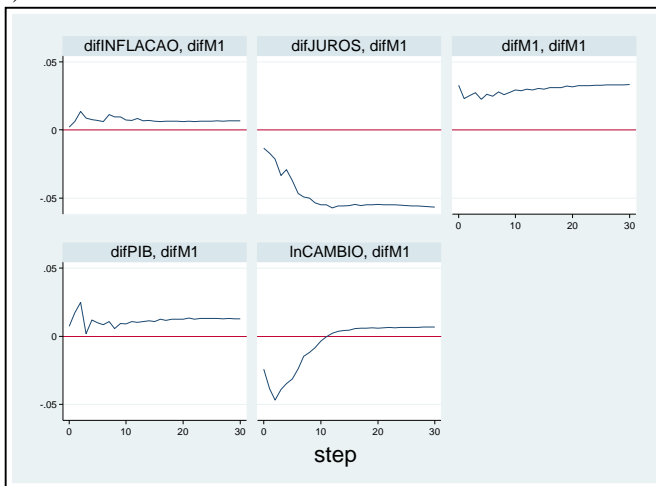
A Figura (17.a), acima, mostra o efeito sobre a variável $difINFLACAO$ quando ocorrem choques inovadores de uma unidade, em cada uma das variáveis, no período um, e sua evolução ao longo do tempo. Pode-se notar que impulsos unitários positivos nas variáveis $difINFLACAO$, $difJURO$ S, $dif(\ln PIB)$ e $dif(\ln M1)$ evoluem ao longo do tempo, constituindo tendências estocásticas, dinamicamente estáveis, com drift médio constante da variável $difINFLACAO$, sendo que a variável $difJURO$ S leva a um drift médio negativo (impulsos na variável $\ln(CAMBIO)$ é positivo no curto prazo, no entanto, desenvolvendo uma tendência estocástica negativa), enquanto que as outras levam a um drift médio positivo. A variável $\ln(CAMBIO)$ possui um efeito muito baixo, na média. Em termos relativos, esses efeitos das OIRFs podem ser observados através das FEVDs, na Tabela (D.34.b). A partir desta tabela, observa-se que as variáveis que mais afetam a $difINFLACAO$, no curto prazo e também no longo prazo, é a própria $difINFLACAO$. Seu impulso evolui de 90,907% na terceira defasagem, para 79,5437% na vigésima, e

os impulsos das demais variáveis, quando somadas, permanecem em uma média de 18,9861%.

A Figura (17.b), acima, retrata o efeito sobre a variável *difJURO*S quando ocorrem choques em inovadores de uma unidade, em cada uma das variáveis, no período um, e sua evolução ao longo tempo. Observa-se que impulsos unitários positivos em qualquer variável em questão faz com que este impulso evolua como tendência estocástica, dinamicamente estável, com um drift em nível constante da *difJURO*S. O sinal deste drift, porém, depende da variável em questão, as variáveis *dif(lnPIB)*, *difJURO*S, e *dif(lnM1)*, causam um drift positivo na *difJURO*S, a variável *difINFLACAO* causa um drift negativo na *difJURO*S, e o efeito médio da variável *ln(CAMBIO)* é desprezível. Em termos relativos, esses efeitos das OIRFs são observados através das FEVDs, na Tabela (D.35.a), como para os demais casos. Nesta tabela é observado que as variáveis que mais afetam a variável *difJURO*S, tanto no curto como no longo prazo, é a própria *difJURO*S, assim como a *dif(lnPIB)*. Os impulsos destas duas variáveis, unidos, são responsáveis por 88,1638% dos efeitos sobre a *difJURO*S, no terceiro lag, enquanto que, no vigésimo lag, este efeito é de 85,039%.

A Figura (18), abaixo, mostra o efeito sobre a variável *dif(lnM1)* quando ocorrem choques inovadores de uma unidade, em cada uma das variáveis, no período um, e sua evolução ao longo tempo. Observa-se que impulsos unitários positivos nas variáveis *difINFLACAO*, *dif(lnPIB)* e *dif(lnM1)*, evoluem para tendências estocásticas, dinamicamente estáveis, com um drift médio positivo. O mesmo ocorre para a variável *difJURO*S, porém, com drift médio negativo. A variável *ln(CAMBIO)*, por sua vez, inicialmente causa uma queda em M1, no curto prazo, mas, ao se mover nos passos, este efeito se reverte, causando uma elevação em M1 para um drift positivo, no longo prazo. Esta variável, na média, causa um baixo efeito negativo. Em termos relativos, esses efeitos das OIRFs são observados através das FEVDs, na Tabela (D.35.b). Nesta tabela é observado que as variáveis que mais afetam substancialmente o crescimento da variável *dif(lnM1)*, no curto prazo, são *dif(lnM1)* e *ln(CAMBIO)*, enquanto que no longo prazo, são *dif(lnM1)* e *difJURO*S. Por exemplo, impulsos nas variáveis *ln(CAMBIO)* e *difJURO*S, evoluem de 49,3193% e 10,7101%, respectivamente, no terceiro passo, para 12,3728% e 60,3966%, no vigésimo passo.

Figura 18: Função Impulso Resposta Ortogonalizada (OIRF) para $m_3(t)$ (período após quebra estrutural de Dezembro/1998), com impulso em $\ln(CAMBIO)$, $difINFLACAO$, $dif(\ln PIB)$, $difJURO$ S, e $dif(\ln M1)$, com resposta em $dif(\ln M1)$.



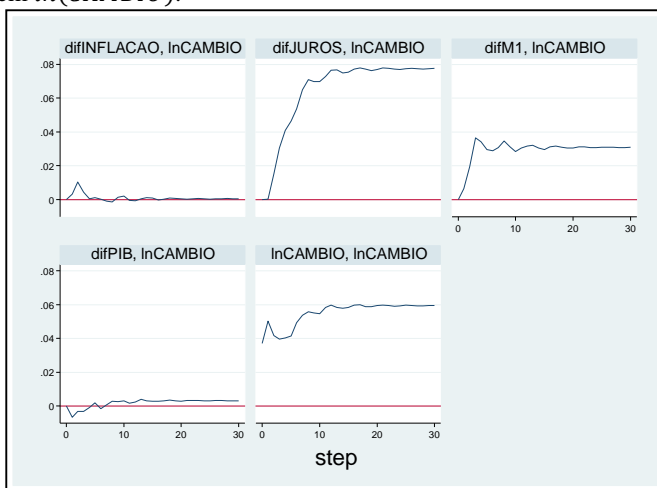
Fonte: Elaboração própria.

5.9.4 Análise das OIRFs para os resultados do modelo VECM II, m_4

As Figuras (19) a (21), abaixo, mostram as funções respostas impulsos para o último período em análise, m_4 , de Julho/2014 a Abril/2017, obtidas a partir dos resultados do sub-modelo m_4 do modelo VECM II. Choques inovadores unitários, em cada uma das variáveis, e seus efeitos são medidos sobre a variável $\ln(CAMBIO)$ podem ser observados na Figura (19), abaixo. Pode-se notar que os efeitos sobre $\ln(CAMBIO)$, a partir de um choque inovador unitário nas variáveis $\ln(CAMBIO)$, $difJURO$ S, e $dif(\ln M1)$ crescem e evoluem para tendências estocásticas permanentes de desvalorização cambial. As variáveis $difINFLACAO$ e $dif(\ln PIB)$ causam um efeito insignificante sobre o câmbio. Em termos relativos, os efeitos das OIRFs com resposta na variável $\ln(CAMBIO)$ podem ser observados através das FEVDs na Tabela (D.36.a). Nota-se que, no curto prazo, a própria variável $\ln(CAMBIO)$ é a que mais afeta ela mesma, enquanto que, no longo prazo, a $difJURO$ S também se mostra importante. Ao decorrer dos passos, o impulso no câmbio vai se dissipando, enquanto que o efeito na $difJURO$ S cresce, até ambas se estabilizarem. Por exemplo, impulso em

$\ln(CAMBIO)$ evolui de 87,2518% no terceiro passo para 36,7866% no vigésimo, e o impulso na $difJURO$ S evolui de 3,6354% no terceiro passo para 51,7386% no vigésimo. Portanto, observa-se que para o período em análise (Julho/2014 a Abril/2017), aproximadamente 85% dos efeitos em inovações na variável $\ln(CAMBIO)$ ocorreram devidos a inovações nas variáveis $difJURO$ S e em si mesmo.

Figura 19: Função Impulso Resposta Ortogonalizada (OIRF), com impulso em $\ln(CAMBIO)$, $difINFLACAO$, $dif(\ln PIB)$, $difJURO$ S, e $dif(\ln M1)$, com resposta em $\ln(CAMBIO)$.

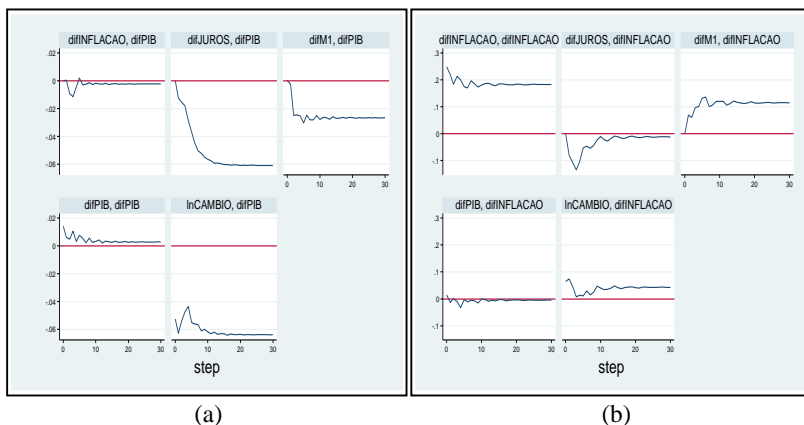


Fonte: Elaboração própria.

A Figura (20.a), abaixo, retrata o efeito de choques inovadores unitários sobre a variável $dif(\ln PIB)$, ao longo de trinta passos. Pode-se notar que impulsos unitários positivo nas variáveis $difINFLACAO$, $dif(\ln M1)$, e $difJURO$ S, evoluem ao longo do tempo, constituindo uma tendência estocástica negativa, dinamicamente estável, impondo um drift médio negativo constante na variável $dif(\ln PIB)$. O mesmo ocorre para um impulso unitário na variável $dif(\ln PIB)$, porém esta evolui para uma tendência estocástica positiva, resultando em um drift médio positivo constante da $dif(\ln PIB)$. A variável $\ln(CAMBIO)$, cresce ao longo do tempo, chegando a um patamar (drift) que se estabiliza no longo prazo, causando um impacto positivo na variável PIB. Em termos relativos, esses efeitos das OIRFs para sobre a variável $dif(\ln PIB)$ podem ser observados através das FEVDs, na Tabela (D.36.b). No curto prazo, a variável dominante, que mais afeta a $dif(\ln PIB)$, é o $\ln(CAMBIO)$. No

longo prazo, porém, o efeito do impulso no $\ln(\text{CAMBIO})$ se dissipa e se estabiliza, enquanto que o efeito no impulso da difJUROS cresce, até o momento que se estabiliza. Por exemplo, impulsos no $\ln(\text{CAMBIO})$ evoluem de 87,5342% na terceira defasagem, para 53,0417% na vigésima, enquanto que impulsos nas variáveis difJUROS evoluem da terceira para a vigésima defasagem de 3,5833% e 36,6065%. Em resumo, o crescimento do PIB pode ser explicado aos efeitos de inovações em si próprio, pois as outras variáveis afetam negativamente o PIB.

Figura 20: Função Impulso Resposta Ortogonalizada (OIRF): (a) impulso em $\ln(\text{CAMBIO})$, difINFLACAO , $\text{dif}(\ln\text{PIB})$, difJUROS , e $\text{dif}(\ln\text{M1})$, com resposta em $\text{dif}(\ln\text{PIB})$, e; (b) impulso em $\ln(\text{CAMBIO})$, difINFLACAO , $\text{dif}(\ln\text{PIB})$, difJUROS , e $\text{dif}(\ln\text{M1})$, com resposta em difINFLACAO .

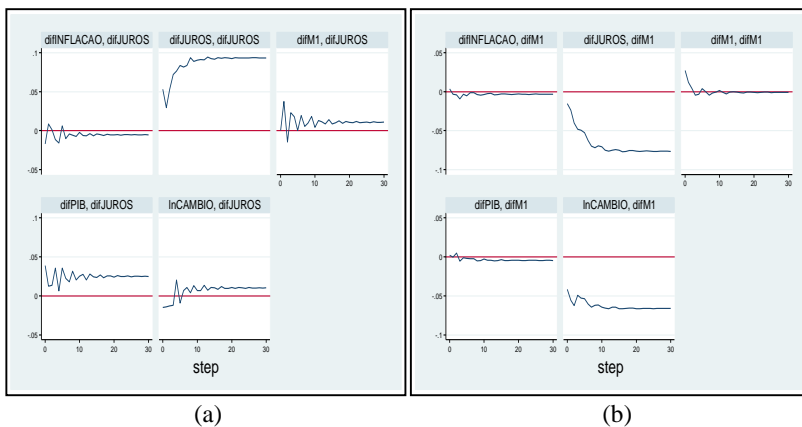


Fonte: Elaboração própria.

A Figura (20.b), acima, mostra o efeito sobre a variável difINFLACAO quando ocorrem choques inovadores de uma unidade, em cada uma das variáveis, no período um, e sua evolução ao longo do tempo. Pode-se notar que impulsos unitários positivos na variável difINFLACAO , $\text{dif}(\ln\text{M1})$ e no $\ln(\text{CAMBIO})$, evoluem ao longo do tempo, constituindo tendências estocásticas positivas, dinamicamente estáveis, com drift médio de crescimento constante da variável difINFLACAO . O mesmo ocorre com impulsos unitários positivos na variável, difJUROS , sobre difINFLACAO , porém estes impulsos caracterizam-se como dinamicamente estáveis, constituindo tendência estocásticas negativas, com drifts médios de decrescimento constante da difINFLACAO . A variável $\text{dif}(\ln\text{PIB})$ mostrou-se, na média, não

colaborar para o crescimento ou decrescimento da inflação, no período analisado. Em termos relativos, esses efeitos das OIRFs podem ser observados através das FEVDs, na Tabela (D.37.a). A partir desta tabela, observa-se que as variáveis que mais afetam a $difINFLACAO$, no curto prazo, é a própria $difINFLACAO$. Porém, seus efeitos vão se dissipando, e se estabilizam à medida que se avança no tempo. Os impulsos na $dif(lnM1)$ crescem ao longo do tempo, tornando-a mais importante no final dos passos. Por exemplo, impulsos em $difINFLACAO$ é de 83,7289% na segunda defasagem, decresce para 68,8209% na vigésima defasagem. Impulsos na variável $dif(lnM1)$ evoluem de 3,6406% no segundo lag, para 22,1346% no vigésimo lag. Em resumo, o crescimento $difINFLACAO$ dá-se, aproximadamente devido aos efeitos em inovações em si próprio, assim como na $dif(lnM1)$.

Figura 21: Função Impulso Resposta Ortogonalizada (OIRF): (a) impulso em $ln(CAMBIO)$, $difINFLACAO$, $dif(lnPIB)$, $difJUROS$, e $dif(lnM1)$, com resposta em $difJUROS$, e; (b) impulso em $ln(CAMBIO)$, $difINFLACAO$, $dif(lnPIB)$, $difJUROS$, e $dif(lnM1)$, com resposta em $dif(lnM1)$.



Fonte: Elaboração própria.

A Figura (21.a), acima, retrata o efeito sobre a variável $difJUROS$ quando ocorrem choques inovadores de uma unidade, em cada uma das variáveis, no período um, e sua evolução ao longo tempo. Observa-se que impulsos unitários positivos nas variáveis $ln(CAMBIO)$, $dif(lnPIB)$, $difJUROS$, e $dif(lnM1)$ faz com que este impulso evolua como tendência estocástica positiva, dinamicamente estável, com um drift em nível constante da $difJUROS$. Já a variável $difINFLACAO$, evolui

para uma tendência estocástica negativa. Em termos relativos, esses efeitos das OIRFs são observados através das FEVDs, na Tabela (D.37.b), como para os demais casos. Nesta tabela é observado que as variáveis que mais afetam a variável $difJURO$ S, no curto prazo, é a própria $difJURO$ S, além das variáveis $dif(lnPIB)$ e $dif(lnM1)$. No longo prazo, a variável $difJURO$ S torna-se dominante com uma parcela de 86,8329% no vigésimo lag. Em resumo, observa-se que, para o período em análise, de Julho/2014 a Abril/2017, o crescimento de $difJURO$ S dá-se, aproximadamente devido aos efeitos em inovações em si próprio, $ln(CAMBIO)$, $dif(lnPIB)$, e $dif(lnM1)$.

A Figura (21.b), acima, mostra o efeito sobre a variável $dif(lnM1)$ quando ocorrem choques inovadores de uma unidade, em cada uma das variáveis, no período um, e sua evolução ao longo tempo. Observa-se que impulsos unitários positivos nas variáveis $ln(CAMBIO)$, $difINFLACAO$, $dif(lnPIB)$ e $difJURO$ S, evoluem como tendências estocásticas negativas, dinamicamente estáveis, com drift médio negativo. A variável $dif(lnM1)$, oscila com amplitudes relativamente pequenas, em torno de uma média pequena (desprezível), ao longo do tempo, por meio de uma tendência dinamicamente estável. Em termos relativos, esses efeitos das OIRFs são observados através das FEVDs, na Tabela (D.38), do anexo D. Nesta tabela é observado que as variáveis que mais afetam substancialmente a variável $dif(lnM1)$, são $dif(lnM1)$ e $ln(CAMBIO)$, no curto prazo, e $ln(CAMBIO)$ e $difJURO$ S no longo prazo.

6 CONCLUSÃO

A taxa de câmbio e sua determinação são elementos de grande interesse para os economistas, dado que quase a totalidade dos países possuem economia aberta e a maioria dos países desenvolvidos utiliza sistema de taxa de câmbio flexível. Um estudo feito para as principais moedas da Europa e do Japão, na década de 80, mostrou a incapacidade de se rejeitar a hipótese nula de que a taxa de câmbio nominal seguiria um passeio aleatório, sugerindo que os economistas não conseguiriam prever o comportamento desta variável, Meese e Rogoff (1983). No entanto, contrariamente ao observado nesse estudo, as políticas monetárias aplicadas em economias abertas visam estabelecer o controle das taxas de inflação e de câmbio.

Portanto, com objetivo de verificar a eficiência da política monetária no controle da inflação e taxa de câmbio na economia brasileira, o estudo realizado aqui visa verificar as interações dessas variáveis no processo macroeconômico brasileiro. O período analisado neste estudo, de agosto de 1994 à abril de 2017, é interessante porque engloba dois regimes cambiais distintos da economia brasileira. Um regime no qual o governo se preocupou em combater o processo inflacionário brasileiro, no qual foi implantado o plano Real, com o controle de um câmbio “fixo”, e o segundo regime, a partir de janeiro de 1999, no qual a economia brasileira passou a ser governada pelo sistema de câmbio flexível, com intervenções intertemporárias do Banco Central para diminuir a volatilidade do câmbio em momentos críticos da economia.

Estes dois regimes podem ser resumidos da seguinte forma: (i) 1994 – 1998, sistema de câmbio “fixo”. Regime cambial brasileiro caracterizado pelo uso de uma âncora nominal (regime de bandas cambiais previamente definidas) para fins de estabilização da inflação, com adoção de políticas econômicas visando a sobrevalorização cambial (apreciação cambial). Para isso ocorrer, o Banco Central do Brasil (Bacen) reagia ao movimento de saída de capitais, elevando fortemente a taxa de juros (com consequentes impactos na redução da inflação), e ao mesmo tempo oferecendo aos agentes “*hedge*” contra a desvalorização da taxa de câmbio via emissão de títulos públicos indexados ao câmbio. Esse período foi marcado pelo contágio da crise mexicana (1994), crise asiática (1997/1998) e crise russa (1998), e: (ii) 1999 – 2017, regime de câmbio flexível, com o estabelecimento de políticas de metas de inflação e superávit primário, a partir de setembro/1999. Esse período foi caracterizado por vários momentos intertemporais de crises e booms. Ente

eles podemos citar a crise da Argentina entre 2000 e 2002, a crise de desconfiança e incerteza para investimentos, por conta da possibilidade de uma possível eleição de um governo de esquerda brasileiro, também em 2002. Os anos entre 2004 e 2007 se caracterizaram por uma ascensão econômica do mundo como um todo, combinação que resultou, para o Brasil, em acumulação de reservas cambiais, redução da dívida externa pública e superávits comerciais. Em 2007 ocorreu a crise do *subprime*. Após 2013, com o fim da liquidez financeira mundial, o crescimento econômico do país se exauriu, e a economia brasileira entrou num processo inflacionário, o que exigiu o aumento das taxas de juros, instrumento seguidamente utilizado no Brasil para o controle da inflação. Após 2014, a crise política brasileira intensificou essas características de taxas de inflação elevadas, com consequente crescimento das taxas de juros, efeitos adicionados ao baixo crescimento da economia.

O modelo de Phillip Cagan (Cagan, 1956), desenvolvido com o intuito de estudar hiperinflações de diferentes países, é um modelo clássico de demanda por moeda. Este modelo foi base para diversos outros trabalhos, incluindo o de Obstfeld e Rogoff (1984) e de Junttila e Korhonen (2011), que aplicaram este modelo clássico para uma economia aberta. Estes trabalhos defendem a ideia de que a taxa de câmbio entre dois países é explicada através de uma relação entre algumas variáveis macroeconômicas pertencentes a ambos os países envolvidos. Portanto, a determinação da taxa de câmbio é dada pelo produto, pela oferta de moeda, pela inflação e pela taxa de juros, referentes tanto ao país doméstico quanto ao país estrangeiro.

As séries de dados utilizadas no estudo, uma vez consideradas suas quebras estruturais, podem ser vistas a partir de sub-períodos distintos com diferentes características quanto às políticas monetária e macroeconômica. No estudo criou-se dois modelos, o modelo VECM I, estruturado com dois sub-períodos; e o modelo VECM II, estruturado com quatro sub-períodos. A primeira etapa nos dois modelos, VECM I e VECM II, é a etapa na qual se aplicava a taxa de câmbio fixa, representado pelo sub-modelo $m_1(t)$, envolvendo as observações de Agosto/1994 a Dezembro/1998. Reenfazendo, as estimações dos sub-modelos $m_1(t)$ do VECM I e do $m_1(t)$ do VECM II são idênticas. A segunda etapa caracteriza-se pela implantação do câmbio flutuante, além da procura do superávit primário e das metas de inflação. Esta etapa refere-se ao sub-modelo $m_2(t)$, do modelo VECM I, com observações de Janeiro/1999 a Abril/2017, e aos sub-modelos $m_2(t)$, $m_3(t)$ e $m_4(t)$, do modelo VECM II, com observações entre Janeiro/1999 a Maio/2004, Junho/2004 a Junho/2014 e Julho/2014 a Abril/2017, respectivamente.

As Tabelas (19) a (22) mostram as direções de impactos, que foram estatisticamente significantes, com nível de erro de 5% ou menor. As Tabelas (19) e (20) mostram os resultados de longo prazo de forma sintetizada para os modelos VECM I e VECM II, respectivamente, enquanto que as Tabelas (21) e (22) mostram os resultados de curto prazo, do modelo VAR, também para os modelos VECM I e VECM II, respectivamente.

Tabela 19 – Sinais das variáveis significativas de longo prazo para o modelo VECM I.

$m_1(t)$					
Variáveis	D(lnCAMBIO)	D(difPIB)	D(difINFLACAO)	D(difJUROS)	D(difM1)
L1.lnCAMBIO	-	E.I.	E.I.	E.I.	E.I.
L1.difPIB	-	E.I.	E.I.	E.I.	E.I.
L1.difINF	-	E.I.	E.I.	E.I.	E.I.
L1.difJUROS	+	E.I.	E.I.	E.I.	E.I.
L1.difM1	+	E.I.	E.I.	E.I.	E.I.
$m_2(t)$					
	D(lnCAMBIO)	D(difPIB)	D(difINFLACAO)	D(difJUROS)	D(difM1)
L1.lnCAMBIO	E.I.	E.I.	E.I.	E.I.	E.I.
L1.difPIB	E.I.	E.I.	-	+	-
L1.difINF	E.I.	E.I.	-	+	-
L1.difJUROS	E.I.	E.I.	+	-	+
L1.difM1	E.I.	E.I.	-	+	-

Nota: $L1$ = uma defasagem; D = primeira diferença; $+$ → variável da linha afeta a variável da coluna positivamente; $-$ → variável da linha afeta a variável da coluna negativamente, e; $E. I.$ = Estatisticamente Insignificante.

Tabela 20 – Sinais das variáveis significativas de longo prazo para o modelo VECM II.

$m_1(t)$					
Variáveis	D(lnCAMBIO)	D(difPIB)	D(difINFLACAO)	D(difJUROS)	D(difM1)
L1.lnCAMBIO	-	E.I.	E.I.	E.I.	E.I.
L1.difPIB	-	E.I.	E.I.	E.I.	E.I.
L1.difINFLACA	-	E.I.	E.I.	E.I.	E.I.
L1.difJUROS	+	E.I.	E.I.	E.I.	E.I.
L1.difM1	+	E.I.	E.I.	E.I.	E.I.

Tabela 20 cont. – Sinais das variáveis de longo prazo para o modelo VECM II.

$m_2(t)$					
	D(lnCAMBIO)	D(difPIB)	D(difINF)	D(difJUROS)	D(difM1)
L1.lnCAMBIO	-	+	E.I.	+	+
L1.difPIB	-	+	E.I.	+	+
L1.difINFLACAO	E.I.	E.I.	E.I.	E.I.	E.I.
L1.difJUROS	+	-	E.I.	-	-
L1.difM1	+	-	E.I.	-	-
$m_3(t)$					
	D(lnCAMBIO)	D(difPIB)	D(difINF)	D(difJUROS)	D(difM1)
L1.lnCAMBIO	-	+	E.I.	E.I.	+
L1.difPIB	+	-	E.I.	E.I.	-
L1.difINFLACAO	E.I.	E.I.	E.I.	E.I.	E.I.
L1.difJUROS	-	-	E.I.	E.I.	+
L1.difM1	-	+	E.I.	E.I.	+
$m_4(t)$					
	D(lnCAMBIO)	D(difPIB)	D(difINF)	D(difJUROS)	D(difM1)
L1.lnCAMBIO	-	E.I.	E.I.	-	E.I.
L1.difPIB	-	E.I.	E.I.	-	E.I.
L1.difINFLACAO	E.I.	E.I.	E.I.	E.I.	E.I.
L1.difJUROS	+	E.I.	E.I.	+	E.I.
L1.difM1	+	E.I.	E.I.	+	E.I.

Nota: $L1$ = uma defasagem; D = primeira diferença; $+$ → variável da linha afeta a variável da coluna positivamente; $-$ → variável da linha afeta a variável da coluna negativamente, e; $E. I.$ = Estatisticamente Insignificante.

Tabela 21 – Sinais das variáveis de curto prazo para o modelo VECM I.

$m_1(t)$					
Variáveis	D(lnCAMBIO)	D(difPIB)	D(difINF)	D(difJUROS)	D(difM1)
D(lnCAMBIO)	- (CP) + (MP)	+	- (MP)	E.I.	E.I.
D(difPIB)	+	- (MP)	E.I.	E.I.	E.I.
D(difINFLACAO)	+	- (MP)	- (MP)	E.I.	- (MP)
D(difJUROS)	-	- (CP)	E.I.	E.I.	E.I.
D(difM1)	+ (CP) - (MP)	- (MP)	- (MP)	E.I.	E.I.
$m_2(t)$					
	D(lnCAMBIO)	D(difPIB)	D(difINF)	D(difJUROS)	D(difM1)
D(lnCAMBIO)	+ (CP)	- (CP)	+	E.I.	+
D(difPIB)	E.I.	- (CP)	E.I.	E.I.	+
D(difINFLACAO)	+ (MP)	E.I.	- (CP)	E.I.	E.I.
D(difJUROS)	E.I.	- (CP)	+ (MP)	+	E.I.
D(difM1)	E.I.	- (CP)	+	E.I.	- (CP)

Nota: D = primeira diferença; $+$ → variável da linha afeta a variável da coluna positivamente; $-$ → variável da linha afeta a variável da coluna negativamente; $E. I.$ = Estatisticamente Insignificante; $C. P.$ = Curto Prazo

(Primeira e Segunda defasagens, L1 e L2), e; *M.P.* = Médio Prazo (Terceira defasagem em diante).

Tabela 22 – Sinais das variáveis significativas de curto prazo para o modelo VECM II.

$m_1(t)$					
Variáveis	D(lnCAMBIO)	D(difPIB)	D(difINFL)	D(difJUROS)	D(difM1)
D(lnCAMBIO)	-(CP) + (MP)	+	-(MP)	E.I.	E.I.
D(difPIB)	+	-(MP)	E.I.	E.I.	E.I.
D(difINFLACAO)	+	-(MP)	-(MP)	E.I.	-(MP)
D(difJUROS)	-	-(CP)	E.I.	E.I.	E.I.
D(difM1)	+(CP) - (MP)	-(MP)	-(MP)	E.I.	E.I.
$m_2(t)$					
	D(lnCAMBIO)	D(difPIB)	D(difINF)	D(difJUROS)	D(difM1)
D(lnCAMBIO)	E.I.	-	+(CP)	E.I.	E.I.
D(difPIB)	E.I.	-(CP)	E.I.	E.I.	E.I.
D(difINFLACAO)	E.I.	E.I.	-(CP)	E.I.	E.I.
D(difJUROS)	E.I.	E.I.	E.I.	E.I.	E.I.
D(difM1)	E.I.	E.I.	E.I.	E.I.	E.I.
$m_3(t)$					
Variáveis	D(lnCAMBIO)	D(difPIB)	D(difINF)	D(difJUROS)	D(difM1)
D(lnCAMBIO)	+(CP)	E.I.	+(MP)	E.I.	E.I.
D(difPIB)	E.I.	E.I.	-(MP)	E.I.	E.I.
D(difINFLACAO)	E.I.	E.I.	E.I.	E.I.	E.I.
D(difJUROS)	E.I.	-(CP)	E.I.	E.I.	E.I.
D(difM1)	E.I.	E.I.	+(CP)	E.I.	-(CP)
$m_4(t)$					
	D(lnCAMBIO)	D(difPIB)	D(difINF)	D(difJUROS)	D(difM1)
D(lnCAMBIO)	+	E.I.	E.I.	+	E.I.
D(difPIB)	+	E.I.	E.I.	+	E.I.
D(difINFLACAO)	+	E.I.	E.I.	E.I.	E.I.
D(difJUROS)	E.I.	E.I.	E.I.	-	E.I.
D(difM1)	E.I.	E.I.	E.I.	-	E.I.

Nota: *D* = primeira diferença; + → variável da linha afeta a variável da coluna positivamente; - → variável da linha afeta a variável da coluna negativamente; *E.I.* = Estatisticamente Insignificante; *C.P.* = Curto Prazo (Primeira e Segunda defasagens, L1 e L2), e; *M.P.* = Médio Prazo (Terceira defasagem em diante).

Para o sub-período com regime de câmbio “fixo” (câmbio dentro de bandas fixas), os resultados são caracterizados por $m_1(t)$, tanto para o modelo VECM I como para o VECM II (pois para ambos os modelos, o período é o mesmo), constata-se através das tabelas (19) a (22) que, tanto no longo quanto como no curto prazo, a taxa de câmbio é de fato determinada pelas variáveis diferenças da inflação e da juros, diferença do ln(PIB), diferença de ln(M1), entre as economias doméstica e externa, e pela própria taxa de câmbio (ln(CAMBIO)). Este resultado demonstra o sucesso do plano no período entre 1994 e 1998, pois o câmbio nominal não se caracterizou por um processo de passeio aleatório.

No longo prazo, conforme resultados para o sub-modelo $m_1(t)$ nas Tabelas (19) e (20), um aumento da taxa cambial implicou em

apreciação cambial. Tal resultado tornou possível devido ao Bacen, nesse período, operacionalizar emissões de títulos indexados em dólares e recompras desses títulos, em função da direção de evolução da taxa cambial. Corretamente, incrementos positivos na diferença do $\ln(\text{PIB})$ ou na diferença de $\ln(\text{M1})$ impactou positivamente em $\ln(\text{CAMBIO})$. Por outro lado, o decrescimento das taxas de inflação e de juros no período de análise permitiram a depreciação cambial, conforme ocorrido no período. Portanto, de uma forma geral, o que se observa na análise sobre os resultados do modelo, é que se manteve o controle da evolução da taxa de inflação, via um balanceamento da taxa de juros; e, por outro lado, a depreciação cambial foi controlada via emissões de títulos indexados em dólares. Pois, de um lado, a depreciação cambial era benéfica para a competitividade de economia no mercado internacional, por outro, a manutenção da taxa de câmbio apreciada era benéfica para preservar a competitividade dos títulos soberanos brasileiros, e a capacidade de endividamento das empresas brasileiras, fortemente comprometida com empréstimos em bancos internacionais. Ainda deve-se notar que no período em análise (Agosto/1994-Dezembro/1998), a única variável que se manteve endógena foi a taxa cambial, as demais variáveis mostraram-se fracamente exógenas no longo prazo.

Nesse processo, o câmbio, através do regime de bandas cambiais, melhorou a confiança dos mercados nacionais e internacionais nesta nova fase do governo brasileiro, e garantiu uma alta liquidez do mercado financeiro internacional. Além do câmbio controlado pelo governo, pode-se dizer que o êxito da política monetária brasileira foi auxiliado pela estrutura política criada na época para manter a confiança dos mercados, como o controle da taxa de juros e gastos governamentais. Apesar das crises asiática e russa, de 1997 e 1998, causarem uma perda de reservas, a elevação na taxa de juros interna ajudou a recompor estas reservas, e solidificou o compromisso assumido pela equipe econômica brasileira de que a moeda não seria desvalorizada de forma acentuada.

Ainda, na Tabela (19), no longo prazo, conforme resultados para o modelo $m_2(t)$ do modelo VECM I, com dados de Janeiro/1999-Julho/2017, as variáveis $\ln(\text{CÂMBIO})$ e $\text{dif}(\ln\text{PIB})$ se caracterizam como fracamente exógenas. A exogeneidade de $\ln(\text{CÂMBIO})$ é esperada, tendo em vista que o regime de câmbio estabelecido no período foi de câmbio flutuante. No entanto, corretamente, incrementos positivos nas demais variáveis demonstraram processos evolutivos similares aos esperados nas inter-relações entre as outras variáveis que se mostraram endógenas no modelo.

Na Tabela (20), no longo prazo, conforme resultados dos modelos $m_2(t)$, $m_3(t)$ e $m_4(t)$ do modelo VECM II, observa-se que: (i) no período de Janeiro/1999-Maio/2002 (sub-modelo $m_2(t)$), período em que a dif(INFLAÇÃO) manteve-se, em termos médios, estabilizada em um nível aceitável, se comportando de forma fortemente exógena (não impacta e nem é impactada por qualquer varável). No entanto, corretamente, incrementos positivos nas demais variáveis demonstraram processos evolutivos similares aos esperados nas inter-relações entre as outras variáveis que se mostraram endógenas no modelo; (ii) no período de Junho/2002-Junho/2014 (modelo $m_3(t)$), período em que a dif(INFLAÇÃO) manteve-se, em termos médios, estabilizada em um nível aceitável, também se comportando de forma fortemente exógena. Ainda nesse período, a variável dif(JUROS) se manteve fracamente exógena. No entanto, corretamente, incrementos positivos nas demais variáveis demonstraram processos evolutivos similares aos esperados nas inter-relações entre as outras variáveis que se mostraram endógenas no modelo, e; (iii) no período de Julho/2014-Julho/2017 (modelo $m_4(t)$), período em que a dif(INFLAÇÃO) oscilou de forma expressiva, com quedas acentuadas no final do período, mas também se comportando de forma fortemente exógena. Ainda nesse período, as variáveis dif(lnPIB) e dif(lnM1) mantiveram-se fracamente exógenas. No entanto, corretamente, incrementos positivos nas demais variáveis demonstraram processos evolutivos similares aos esperados nas inter-relações entre as outras variáveis que se mostraram endógenas no modelo.

De uma forma geral, com relação ao longo prazo, observa-se, ao comparar os resultados dos modelos $m_2(t)$ do modelo VECM I, com os modelos $m_2(t)$, $m_3(t)$, e $m_4(t)$ do modelo VECM II, que os comportamentos são intrinsicamente diferentes, apesar do período analisado ser o mesmo nos modelos VECM I e VECM II. No entanto, essas diferenças entre os resultados dos modelos é compreensível, tendo em vista ao fato de que os sub-modelos do modelo VECM II, trataram dados segmentados, em subperíodos, com características relativas aos comportamentos impostos por efeitos de crises e booms na economia internacional e/ou doméstica, cujo efeito de transição não lineares entre os subperíodos, normalmente, com fortes oscilações ou saltos bruscos de descontinuidades, foram excluídos da análise. Então, é natural esperar que em cada sub-período as inter-relações entre as variáveis macroeconômicas sejam diferentes daquelas encontradas pelo modelo $m_2(t)$ do modelo VECM I que filtram as transições não lineares, e estabelecem um processo de evolução, considerando a dinâmica da média móvel dos dados em análise.

O que se observa nos resultados é que as flutuações estocásticas que deveriam concentrar na variável $\ln(\text{CAMBIO})$, a variável que deveria flutuar livremente, tanto no modelo VECM I como no modelo VECM II, alteraram entre outras variáveis macroeconômicas do modelo, dependendo do sub-período em análise, caracterizado por efeitos exógenos distintos, dependendo das características da economia em cada sub-período. A lógica de flutuação livre para a variável $\ln(\text{CAMBIO})$ foi captada somente no caso do modelo VECM I, modelo com base de dados longa, suficiente para que as interferências exógenas no processo econômico sejam absorvidos, e vários ciclos econômicos sejam incorporados no processo de análise. A partir desses resultados, observa-se que para a economia brasileira, apesar do regime cambial ser o de câmbio flutuante, o câmbio nominal segue um passeio aleatório somente no longuíssimo prazo.

Os resultados para os modelos VECM I e VECM II, de curto prazo, encontram-se nas Tabelas (21) e (22), respectivamente. Os sinais das variáveis, assim como as significâncias estatísticas das variáveis, reforçam os resultados encontrados anteriormente ao considerar um prazo mais longo. No período $m_1(t)$, a variável $\ln(\text{CAMBIO})$ mostrou-se fortemente endógena, enquanto que, nos demais sub-modelos (câmbio flutuante), esta variável transitou entre a endogeneidade e a exogeneidade fraca. Para $m_2(t)$, de VECM I, e $m_3(t)$ e $m_4(t)$, de VECM II, esta variável é endógena, e para $m_2(t)$, de VECM II, esta variável apresentou característica de exogeneidade fraca (consegue influenciar as variáveis $\text{dif}(\ln\text{PIB})$ e $\text{dif}(\text{INFLAÇÃO})$), porém não é influenciada por nenhuma variável).

Na Tabela (22), estão os resultados dos modelos $m_2(t)$, $m_3(t)$ e $m_4(t)$ do modelo VECM II, para o curto prazo. A partir desta tabela, nota-se: (i) no sub-modelo $m_2(t)$, Janeiro/1999-Maio/2002, a $\text{dif}(\text{INFLAÇÃO})$ é afetada positivamente por incrementos positivos na taxa de câmbio (desvalorização) no curto prazo (primeira e segunda defasagens da taxa de câmbio), e negativamente por incrementos positivos nela própria ($\text{dif}(\text{INFLAÇÃO})$), enquanto que as variáveis $\text{dif}(\text{JUROS})$ e $\text{dif}(\ln\text{M1})$ mantiveram-se fortemente exógenas, ou seja, não impactam e nem são impactadas por nenhuma outra variável do modelo; (ii) no sub-modelo $m_3(t)$, Junho/2002-Junho/2014, a $\text{dif}(\text{INFLAÇÃO})$ é afetada positivamente por incrementos positivos na taxa de câmbio no médio prazo (terceira ou mais defasagem da taxa de câmbio), afetada positivamente por incrementos na $\text{dif}(\ln\text{M1})$ no curto prazo, e afetada negativamente por incrementos na $\text{dif}(\ln\text{PIB})$ no médio prazo. A variável $\text{dif}(\text{JUROS})$ manteve-se, novamente, exógena no

modelo, e, incrementos positivos nas demais variáveis demonstraram processos evolutivos similares aos esperados nas inter-relações entre as outras variáveis que se mostraram endógenas no modelo, e; (iii) no sub-modelo $m_4(t)$, Julho/2014-Julho/2017, período de maior oscilação da dif(INFLAÇÃO), esta mostrou não sofrer influências por mudanças nas demais variáveis do modelo, enquanto que, as demais variáveis, apresentaram processos evolutivos similares aos esperados nas inter-relações entre as outras variáveis que se mostraram endógenas no modelo. Neste sub-modelo, as variáveis dif(lnPIB) e dif(lnM1) também não sofrem influências das demais variáveis no curto prazo (fracamente exógenas).

Assim como no longo prazo, nota-se que, no curto prazo, os resultados dos modelos, mesmo comparando-os para o mesmo período, $m_2(t)$ do modelo VECM I, com os modelos $m_2(t)$, $m_3(t)$, e $m_4(t)$ do modelo VECM II, possuem características diferentes. Este efeito ocorre porque o sub-modelo $m_2(t)$ do modelo VECM I engloba todas as transições, entre crises, crescimento, e outros, enquanto que os sub-modelos do VECM II segregam parcialmente estes acontecimentos econômicos.

Reenfatizando, a partir dos resultados expostos nas Tabelas (19) a (22), para o período $m_1(t)$ (agosto/1994 a dezembro/1998), desequilíbrios de longo prazo em todas variáveis do modelo, a partir de choques em inovações nas componentes de cointegração, ajustam a variável câmbio, com efeitos que conduzem esta variável a um novo equilíbrio (ou retorno ao seu estado de equilíbrio) de longo prazo. Portanto, esta variável demonstrou ser completamente endógena no longo prazo. Adicionalmente, a mesma variável, $\ln(CÂMBIO)$ também é influenciada pelas demais variáveis macroeconômicas no curto prazo. Estes resultados encontrados explicam o êxito da política econômica vigente à época de controle da taxa de câmbio, ocorrido no período entre 1994 a dezembro de 1998, período este caracterizado pela taxa de câmbio valorizada dentro de bandas, na tentativa de manter a inflação a um nível relativamente baixo.

O segundo período começa a partir do momento em que se implementou a taxa de câmbio flutuante, além de outros fatores macroeconômicos, como a busca pelo superávit e as metas de inflação. Neste período, o foco do governo foi o ajuste e o controle da inflação através do canal da taxa de juros. A taxa de juros é determinada pelo Bacen, através dos títulos públicos, visando o controle da quantidade de moeda na mão do público, influenciando-a por conta de um custo de

oportunidade. Geralmente, esta determinação está atrelada à regra de Taylor⁴⁰.

Este segundo período, a partir de 1999, mostrou que as variáveis dif(INFLAÇÃO) e dif(JUROS) são muitas vezes exógenas. No longo prazo, a dif(INFLAÇÃO) mostrou-se exógena em todos os subperíodos, $m_2(t)$ do modelo VECM I, e $m_2(t)$, $m_3(t)$, e $m_4(t)$ do modelo VECM II, enquanto que a dif(JUROS) mostrou ser exógena no subperíodo $m_3(t)$, do VECM II. No curto prazo, estas variáveis oscilam entre endogeneidade e exogeneidade, dependendo do subperíodo considerado.

Estes resultados econométricos encontrados para o período após a mudança para o câmbio flutuante, demonstram que, apesar do objetivo do Banco Central em controlar a inflação, impondo metas de inflação, esta demonstra-se ser, no longo prazo, muitas vezes exógena às variáveis macroeconômicas aqui em pauta, isto é, a *diferença(INFLAÇÃO)*, no longo prazo, não pode ser determinada a partir de movimentos nas variáveis *ln(CÂMBIO)*, *diferença(JUROS)*, *diferença(lnPIB)*, e *diferença(lnM1)*. A partir das informações acima destacadas, dependendo do sub-período considerado, pode-se afirmar que o Banco Central foi incapaz de determinar a inflação do país, pelo menos no longo prazo.

Além disto, os sinais das variáveis, ou seja, a direção que as variáveis afetam as demais variáveis, apresentaram mudanças dependendo do subperíodo considerado. Isto mostra que, dependendo da situação econômica do país, assim como a política imposta no período, afetam não somente o poder que o Bacen tem em controlar as variáveis macroeconômicas destacadas, mas também a direção do impacto destas variáveis.

Dito isto, fica o questionamento: será que o regime de câmbio flutuante é adequado para economias emergentes? Para responder a esta pergunta, é necessário um estudo que envolva mais países, além de aprofundar a análise em cada período considerado, por exemplo, segregando períodos com características similares, como recessões, crises e expansões da economia, para verificar as similaridades quanto à endogeneidade e exogeneidade das variáveis entre estes períodos, e o grau de poder que o Banco Central possui em cada momento da economia.

⁴⁰ A Regra de Taylor é uma regra de política macroeconômica, no qual determina-se exogenamente a taxa de juros $i - i^* = a_\pi * (\pi - \pi^*) + a_y * (Y - Y^8)$, onde i é a taxa de juros estimada, i^* é a taxa real de equilíbrio, π é a inflação observada, π^* é a meta de inflação, $Y - Y^8$ é o hiato do produto, a_π e a_y são os coeficientes de sensibilidade à variação da inflação e do produto, respectivamente.

REFERÊNCIAS

- ADOLFSON, M., ANDERSSON, M., LINDÉ, J., VILLANI, M. and VREDIN, A., 2007. Modern forecasting models in action: Improving macroeconomic analyses at central banks.
- ARAÚJO, E.C.D. and PERES, S.C., 2013. Política Cambial, Estrutura Produtiva e Crescimento Econômico: fundamentos teóricos e evidências empíricas para o Brasil.
- ARIDA, P., BACHA, E., & LARA-RESENDE, A. (2004). High Interest Rates in Brazil: Conjectures on the Jurisdictional Uncertainty. Nucleo de Estudos de Política Economica, Casa das Garcas (NUPE/CdG), March.
- ARIDA, P., BACHA, E., & LARARESENDE, A. (2005). Credit, interest, and jurisdictional uncertainty: Conjectures on the case of brazil. In *Inflation Targeting and Debt: The Case of Brazil*. MIT Press.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL, Sistema de expectativas de Mercado.
- BAIG, T.G., I.(2000),“Monetary Policy In The Aftermath Of Currency Crisis: The Case Of Asia. Review Of International Economics.
- BARRO, R. and GROSSMAN, H., 1976. Money, Employment and Inflation.
- BECKETTI, S., 2013. Introduction to time series using Stata (pp. 176-182). College Station, TX: Stata Press.
- BERNANKE, B.S., 2012, August. Opening remarks: monetary policy since the onset of the crisis. In *Proceedings: Economic Policy Symposium Jackson Hole* (pp. 1-22).
- BERNANKE, BEN S. e GERTLER, Mark (1995). Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission. *Journal of Economic Perspectives*, vol. 9, n. 4, p. 27-48.
- BLINDER, ALAN S., (1999). Bancos Centrais: Teoria e Prática. São Paulo, Editora 34.
- CALVO, G.A. and TALVI, E., 2005. Sudden stop, financial factors and economic collapse in Latin America: learning from Argentina and Chile (No. w11153). National Bureau of Economic Research.
- CAGAN, P., The monetary dynamics of hyperinflation. In: Friedman, M. *Studies in the quantity theory of money*. Chicago: The University of Chicago Press, 1956.
- CARVALHO, F. & MINELLA A. (2012). Survey Forecasts in Brazil: A Prismatic Assessment of Epidemiology, Performance, and Determinants. *Journal of International Money and Finance* 31(6): 1371-1391.
- CHAN, K.S. and TONG, H., 1986. On estimating thresholds in autoregressive models. *Journal of time series analysis*, 7(3), pp.179-190.

- CLARIDA, R.; GALI, J. e GERTLER M. (1999). The Science of Monetary Policy: a New Keynesian Perspective. *Journal of Economic Literature*, V. XXXVII, p. 1661-1707.
- CLEMENTE, J., MONTAÑÉS, A. and REYES, M., 1998. Testing for a unit root in variables with a double change in the mean. *Economics Letters*, 59(2), pp.175-182.
- COLUCCI, D. and VALORI, V., 2015. Stabilizing inflation in a simple monetary policy model with heterogeneous agents. *Mathematics and Computers in Simulation*, 108, pp.233-244.
- CUIABANO, S.M., 2007. Determinação da taxa de câmbio: Aplicação do modelo de cagan para o Brasil.
- CUIABANO, S.M. and DIVINO, J.A., 2010. Exchange rate determination: an application of a monetary model for Brazil. *International advances in economic research*, 16(4), pp.345-357.
- DICKEY, D.A., FULLER, W.A., 1979. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association* 74, 427–431.
- DICKEY, D.A. and FULLER, W.A., 1981. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp.1057-1072.
- DORNBUSCH, R., 1976. Expectations and exchange rate dynamics. *Journal of Political Economy* 84, 1161–1176.
- EICHENGREEN, B. & HAUSMANN, R. (1999). Exchange rate and financial fragility. In *New Challenges for Monetary Policy*, pages 329–68. Federal Reserve Bank of Kansas City, Kansas City.
- ELLIOTT, G., ROTHENBERG, T., STOCK, J.H., 1996. Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica* 64 (4), 813–836.
- ENDERS, W., *Applied Econometric Time Series*. Nova York, Wiley, 1995.
- ENGEL, C. and WEST, K.D., 2005. Exchange rates and fundamentals. *Journal of political Economy*, 113(3), pp.485-517.
- FAVERO, C. A. & GIAVAZZI, F. (2002). Why are brazil's interest rates so high? Working Papers 224, IGER (Innocenzo Gasparini Institute for Economic Research), Bocconi University. available at <http://ideas.repec.org/p/igi/igierp/224.html>.
- FRANKEL, J., 1979. On the mark: a theory of floating exchange rate based on real interest rate differentials. *American Economic Review* 69, 610–622.
- FURMAN, J., STIGLITZ, J.E., BOSWORTH, B.P. and RADELET, S., 1998. Economic crises: evidence and insights from East Asia. *Brookings papers on economic activity*, 1998(2), pp.1-135.

- FLEMING, J. M. (1962). Domestic financial policies under fixed and under floating exchange rates. *IMF Staff Papers* n° 9.
- FLOOD, R.P., ROSE, A.K., 1995. Fixing exchange rates; a virtual quest for fundamentals. *Journal of Monetary Economics* 36, 3–37.
- FRATZSCHER, M., LO DUCA, M. and STRAUB, R., 2013. On the international spillovers of US quantitative easing. *The Economic Journal*.
- FRENKEL, J.A., 1976. A monetary approach to the exchange rate: doctrinal aspects and empirical evidence. *Scandinavian Journal of Economics* 78, 200–224.
- GARCIA, M.; GUILLÉN, D. (2014). Expectativas desagregadas, credibilidade do Banco Central e cadeias de Markov. *Revista Brasileira de Economia*, v. 68, n. 2, pp. 197–223.
- HAMILTON, J.D., 1994. *Time Series Analysis*. Princeton Press.
- Hendry, D. F., Juselius, K., 2001. Explaining Cointegration Analysis: Part II. *The Energy Journal*. 22, 1, 75-120.
- HICKS, J. 1937. Mr. Keynes and the “Classics”: A Suggested Interpretation. *Econometrica*. 5 (April): 147-59.
- HUNTER, J. and ALI, F.M., 2014. Money demand instability and real exchange rate persistence in the monetary model of USD–JPY exchange rate. *Economic Modelling*, 40, pp.42-51.
- JOHANSEN, S., 1995. *Likelihood-based Inference in Cointegrated VAR Models*. Oxford University Press, Oxford, UK.
- JUNTILA, J. and KORHONEN, M., 2011. Nonlinearity and time-variation in the monetary model of exchange rates. *Journal of Macroeconomics*, 33(2), pp.288-302.
- KEYNES, J.M. 1936. *The General Theory of Employment, Interest and Money*. London: Macmillan.
- KIM, Y.S.; Jang, B.B. (2015). Dispersion of Inflation Expectations: Stylized Facts, Puzzles, and Macroeconomic Implications. *The Korean Economic Review*, v. 31, n. 1, pp. 89-119.
- LEHMANN, E.L. and CASELLA, G., 1998. Unbiasedness. *Theory of Point Estimation*, pp.83-146.
- LIVIATAN, N., 1980. Anti-inflationary monetary policy and the capital import tax (No. 171). University of Warwick, Department of Economics.
- LÜTKEPOHL, H., 2005. *New introduction to multiple time series analysis*. Springer Science & Business Media.
- LÜTKEPOHL, H. and KRÄTZIG, M. eds., 2004. *Applied time series econometrics*. Cambridge university press.

- MEESE, R.; ROGOFF, K. (1983). Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: do they fit out of sample?. *Journal of International Economics*, 14.
- MISHKIN, Frederic S. (2007) *Monetary Policy Strategy*. Cambridge (MA), MIT Press.
- MONTES, G.C. ; OLIVEIRA, L.V.; CURI, A. and NICOLAY, R.T.F. (2016). Effects of transparency, monetary policy signaling and clarity of central bank communication on disagreement about inflation expectations. *Applied Economics*, v. 48, n. 7, pp. 590-607.
- MORGAN, P., 2011. Impact of US quantitative easing policy on emerging Asia.
- MUNDELL, R. A. (1963). Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates. *Canadian Journal of Economics and Political Science*, 9(4), 475–485.
- MUSSA M. 1976. The exchange rate, the balance of payments, and monetary and fiscal policy under a regime of controlled floating. *The Scandinavian Journal of Economics* 78(2): 229–248.
- MUSSA, M., 1976. Real and monetary factors in a dynamic theory of foreign exchange. *School of Economics & Political Science*.
- MUSSA, M., 1977. A Dynamic Theory of Foreign Exchange, in M. Artis and A. Nobay, eds., *Studies in Modern Economic Analysis: The Proceedings of the Association of University Teachers of Economics* (Oxford: Basil Blackwell, 1977).
- MUSSA, M., 1981. *The role of official intervention*. New York: Group of Thirty.
- MUSSA, M., 1982. A model of exchange rate dynamics. *Journal of Political Economy*, 90(1), pp.74-104.
- NG, S. and PERRON, P., 1995. Unit root tests in ARMA models with data-dependent methods for the selection of the truncation lag. *Journal of the American Statistical Association*, 90(429), pp.268-281.
- NG, S., PERRON, P., 2001. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica* 69 (6), 1519–1554.
- OBSTFELD, M., ROGOFF, K., 1984. Exchange rate dynamics with sluggish prices under alternative price-adjustment rules. NBER Working Paper No. 1173.
- OBSTFELD, M., & ROGOFF, K. (1996). *Foundations of International Macroeconomics*, chapter 8. Cambridge: MIT.
- PALMA, A.A. and PORTUGAL, M.S., 2009. Análise Empírica da Formação de Expectativas de Inflação no Brasil: Uma aplicação de redes neurais artificiais a dados em painel. *Revista de economia*

contemporânea. Rio de Janeiro. Vol. 13, n. 3 (set./dez. 2009), p. 391-438.

PARK, C. and PARK, S., 2013. Exchange rate predictability and a monetary model with time-varying cointegration coefficients. *Journal of International Money and Finance*, 37, pp.394-410.

PEREIRA, L.C.B., 2009. Construindo o Estado republicano: democracia e reforma da gestão pública. Fgv.

PHILLIPS, P., & PERRON, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335–346.

SANQUER, M., CHATELAIN, F., EL-GUEDRI, M. and MARTIN, N., 2013. A smooth transition model for multiple-regime time series. *IEEE Transactions on Signal Processing*, 61(7), pp.1835-1847.

DA SILVA, C.E.S. and VERNENGO, M., 2008. The Decline of the Exchange Rate Pass-Through in Brazil: Explaining the "Fear of Floating". *International Journal of Political Economy*, 37(4), pp.64-79.

SILVEIRA, J.J. e LIMA, G.T. (2013). Regime monetário de meta de inflação em um ambiente de heterogeneidade de estratégias de formação de expectativas de inflação. *Estudos Econômicos*, v. 43, n. 2, pp. 213-239.

SIMS, C.A. (1980), "Macroeconomics and Reality", *Econometrica* 48, 1 — 48.

STOCK, J.H., WATSON, M.W., 1993. A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica* 61, 783–820.

STOCK, J. H., WATSON, M. W., 2001. Vector Autoregressions. *Journal of Economic Perspectives* 15, 4, 101–115.

SYLLIGNAKIS, M.N. and KOURETAS, G.P., 2011. Markov-Switching regimes and the monetary model of exchange rate determination: Evidence from the Central and Eastern European markets. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 21(5), pp.707-723.

TAYLOR, J., 1979. Staggered wage setting in a macro model. *American Economic Review, Papers and Proceedings* 69 (2), 108–113.

TERASVIRTA, T. and ANDERSON, H.M., 1992. Characterizing nonlinearities in business cycles using smooth transition autoregressive models. *Journal of Applied Econometrics*, 7(S1).

ŽIVOT, E. and ANDREWS, D.W.K., 1992. Further evidence on the Great Crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), pp.251-270.

ANEXO A – Demonstração do desenvolvimento das equações dos modelos

A.1 DEMONSTRAÇÃO DO DESENVOLVIMENTO DAS EQUAÇÕES DOS MODELOS MONETÁRIOS CLÁSSICOS

A.1.1 Modelo de Cagan

Considerando-se as Equações (2.1) e (2.2), transcritas abaixo

$$m_t^d - p_t = -\eta E_t\{p_{t+1} - p_t\}, \quad (\text{A.1})$$

$$1 + i_{t+1} = (1 + r_{t+1}) \frac{P_{t+1}}{P_t}, \quad (\text{A.2})$$

e, assumindo agora que a oferta monetária é exógena. No equilíbrio, temos que

$$m_t^d = m_t, \quad (\text{A.3})$$

onde m_t é a oferta de moeda no tempo t , no estado de equilíbrio.

Portanto, considerando (A.3), a Equação (A.1) torna-se a condição de equilíbrio monetário

$$m_t - p_t = -\eta E_t\{p_{t+1} - p_t\}. \quad (\text{A.4})$$

Lembrando que Cagan criou este modelo para estudar as hiperinflações, no qual a demanda por moedas depende apenas da expectativa de inflação futura. Entretanto, considerando uma economia na condição de preços totalmente flexíveis, com inflação regular (baixa ou moderada), aberta e pequena, cujo produto é exógeno, então, a demanda por moeda depende tanto da taxa nominal de juros quanto da renda real, modelo este proposto por Frenkel (1976) e Mussa (1976) que segue:

$$m_t - p_t = -\eta i_{t+1} + \phi y_t, \quad (\text{A.5})$$

onde $i = \ln(1 + i)$, $y = \ln(Y)$, sendo Y a renda real, e ϕ uma constante positiva.

Ao se tratar de modelo monetário com preços flexíveis, é fundamental a premissa da Paridade do Poder de Compra (PPP). Sob a PPP, os países têm níveis de preços semelhantes quando os preços são mensurados na mesma moeda. Considerando ε como a taxa de câmbio nominal, definida como o preço da moeda estrangeiro em valores da

moeda nacional, P^* o preço da cesta de consumo internacional, e P o preço da mesma cesta de bens nacional. A Paridade do Poder de Compra mostra que

$$P_t = \varepsilon_t P_t^*, \quad (\text{A.6})$$

ou, em termos de logaritmo, com $e_t = \ln(\varepsilon_t)$, $p_t = \ln(P_t)$, e $p_t^* = \ln(P_t^*)$, torna

$$p_t = e_t + p_t^*. \quad (\text{A.7})$$

Uma segunda premissa do modelo monetário (Cagan, 1956) é a Paridade de Juros Descoberta. Esta implica que

$$1 + i_{t+1} = (1 + i_{t+1}^*) E_t \left\{ \frac{\varepsilon_{t+1}}{\varepsilon_t} \right\}. \quad (\text{A.8})$$

Esta relação da Paridade de Juros Descoberta, acima, quando se trata de previsão perfeita, deve valer por conta do argumento da arbitragem⁴¹. Ainda em relação à Paridade de Juros Descoberta (Equação A.8), passando-a para termos de logaritmos, fica aproximadamente

$$\dot{i}_{t+1} = i_{t+1}^* + E_t(e_{t+1} - e_t), \quad (\text{A.9})$$

onde $\dot{i}_{t+1} = \ln(1 + i_{t+1})$ e $i_{t+1}^* = \ln(1 + i_{t+1}^*)$.

Substituindo a hipótese da PPP (Equação A.7), e a aproximação da Paridade de Juros Descoberta (Equação A.9), na Equação de demanda por moeda (A.5), temos

$$(m_t - \phi y_t + \eta i_{t+1}^* - p_t^*) - e_t = -\eta(E_t e_{t+1} - e_t). \quad (\text{A.10})$$

Resolvendo a Equação (A.10) acima⁴², para a taxa de câmbio, temos

⁴¹ Considerando-se que não há custos de transação, um investidor que tem previsão perfeita pode pegar seu dinheiro em moeda nacional, comprar moeda estrangeira e aplicá-lo em algum título estrangeiro, que paga o principal mais um juro $1 + i_{t+1}^*$. Ao resgatar o principal mais os juros na data $t + 1$, troca-se este montante de volta à moeda nacional pela taxa de câmbio corrente, ε_{t+1} . Portanto, o retorno total corrente em moeda nacional é a parte direita da Equação (3.7), que deve ser igual ao retorno total da parte esquerda da mesma equação, $1 + i_{t+1}$.

⁴² Para solução, ver Foundations of International Macroeconomics (1996), página 521.

$$e_t = \frac{1}{1+\eta} \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{\eta}{1+\eta}\right)^{s-t} E_t \{m_s - \phi y_s + \eta i_{t+1}^* - p_s^*\}. \quad (\text{A.11})$$

A.1.2 Modelo de Mundell-Fleming-Dornbusch

A Equação (2.6) segue transcrita abaixo:

$$y_t^d = \bar{y} + \delta(e_t + p^* - p_t - \bar{q}), \quad (\text{A.12})$$

onde $\bar{q} = \ln\left(\frac{\varepsilon P^*}{P}\right)$, \bar{y} a taxa “natural” de produto doméstico, e δ uma constante positiva.

Se considerar que ocorra o “market clearing”, ou seja, numa situação de nível de preço flexível, então, a taxa de câmbio real torna igual a $q = \ln\left(\frac{\varepsilon P^*}{P}\right)$, assim, temos

$$q_t = e_t + p^* - p_t. \quad (\text{A.13})$$

Portanto, podemos interpretar \bar{q} , conforme inserido na Equação (A.12), como a taxa de câmbio real de equilíbrio consistente com o nível de desemprego zero. Por simplicidade, assume-se que \bar{y} e \bar{q} são constantes.

A Equação (A.12) nos mostra que um aumento no nível de preços estrangeiros relativo ao país doméstico (ou seja, o aumento em $e + p^*$ relativo a p) faz com que a demanda mundial exija mais bens produzidos domesticamente.

No modelo de Cagan, Equação (A.6), o equilíbrio no mercado de bens ocorre a cada instante, enquanto que no modelo de Dornbusch o equilíbrio de mercado não necessariamente ocorre. Com preços totalmente flexíveis, como no modelo de Cagan, o produto sempre se iguala ao nível natural assim $y_t^d = y_t = \bar{y}$ e, portanto, q sempre iguala a \bar{q} , mas empiricamente esta premissa se mostra um tanto quanto irrealista. Na prática, ajuste nominal nos preços de bens são bem mais devagar que as mudanças no câmbio. Assim, ao assumir preços rígidos, isto é, assumir que p é predeterminado, e que estes respondem lentamente a choques, significa se aproximar da realidade.

Agora, com preços rígidos, não há a necessidade do equilíbrio mercados, portanto choques não antecipados levam a uma sobra de demanda ou oferta na economia. Neste caso, deve-se fazer alguma consideração sobre como o nível corrente de produto é determinado. Seguindo Keynes (Keynes, 1936), assumimos que o nível de produto na economia é determinado pela demanda, portanto temos que $y_t = y_t^d$.

Neste caso, os preços não mais se ajustam imediatamente às mudanças não antecipadas na economia. Seus ajustes agora são gradativos e lentos a um excesso de demanda, por exemplo. Neste caso, o nível de preços se ajusta de acordo com a curva de Phillips de expectativa de inflação aumentada

$$p_{t+1} - p_t = \psi(y_t^d - \bar{y}) + (\tilde{p}_{t+1} - \tilde{p}_t), \quad (\text{A.14})$$

onde

$$\tilde{p}_t = e_t + p_t^* - \bar{q}_t \quad (\text{A.15})$$

é o nível de preços que prevaleceria caso ocorresse o equilíbrio no mercado de produtos (para dados e_t , p_t^* , e \bar{q}_t). O primeiro termo do lado direito da Equação (A.14), acima, leva em conta a inflação causada pelo excesso de demanda na data t , enquanto que o segundo termo representa o ajuste do nível de preços necessário para equilibrar com o crescimento da inflação esperada ou da produtividade. Ou seja, $(\tilde{p}_{t+1} - \tilde{p}_t)$ quantifica o ajuste necessário para manter $y = \bar{y}$, caso o mercado de produto estivesse em equilíbrio. Então, aplicando a Relação (A.15) no tempos “ t ” e “ $t+1$ ”, e fazendo a diferença, temos

$$\tilde{p}_{t+1} - \tilde{p}_t = (e_{t+1} + p_{t+1}^* - \bar{q}_{t+1}) - (e_t + p_t^* - \bar{q}_t). \quad (\text{A.16})$$

Lembrando que p^* e \bar{q} são considerados constantes, e substituindo a Equação (A.15) na Equação (A.14), tem-se

$$p_{t+1} - p_t = \psi(y_t^d - \bar{y}) + e_{t+1} - e_t, \quad (\text{A.17})$$

onde $e_t = \bar{q}_t$, a taxa de câmbio real de equilíbrio consistente com o nível de desemprego zero.

A.1.3 Modelo de Obstfeld e Rogoff

As Equações (2.7) a (2.11) seguem transcritas abaixo:

$$m^d - \alpha p - (1 - \alpha)e = -\lambda i + \psi y, \quad (\text{A.18})$$

$$i = i^* + \dot{e}, \quad (\text{A.19})$$

$$y^d = \phi(e - p + u) - \sigma[i - \alpha \dot{p} - (1 - \alpha)\dot{e}] + \gamma y, \quad (\text{A.20})$$

$$m^d = m, \quad (\text{A.21})$$

$$y^d = y, \quad (\text{A.22})$$

onde $p = \ln(P)$, sendo P o nível dos preços dos bens domésticos, $e = \ln(\varepsilon)$, sendo ε a taxa de câmbio, $m = \ln(M)$, sendo M a oferta monetária nominal, $y = \ln(Y)$, sendo Y a produção doméstica de bens, i é a taxa de juros nominal doméstica, α é a parcela de bens internos no índice de preços do consumidor doméstico, e u é um choque da demanda estrangeira por produtos domésticos. Como anteriormente, variáveis com asteriscos representam as mesmas variáveis para o país estrangeiro. O ponto acima da variável, como por exemplo, \dot{e} e \dot{p} , significa taxa de mudança das respectivas variáveis. α é considerado fixo, e y e i^* são assumidos fixos e seus logaritmos naturais foram normalizados ao zero.

Assumindo-se preços rígidos, implica que a Equação (A.22), acima, de equilíbrio nos mercados de bens não precisa ser mantida. Assim como Dornbusch (1976), assume-se aqui que o preço da produção doméstica é uma variável predeterminada que se ajusta gradualmente para eliminar o desequilíbrio do mercado de bens. Dornbusch faz o seguinte ajuste nos preços:

$$\dot{p} = \pi(y^d - y). \quad (\text{A.23})$$

A Equação (A.23), acima, torna-se uma caracterização inadequada do que acontece com o ajuste quando choques antecipados ou movimentos tendenciais em variáveis exógenas são introduzidos, principalmente quando estes choques de moeda são antecipados muito antes de ocorrerem.

Um método de correção da Equação (A.23), feito por Frankel (1979) e Liviatan (1980), é adicionar ao termo de excesso de demanda a taxa corrente do crescimento da moeda. Como resultado temos

$$\dot{p} = \pi(y^d - y) + \dot{m}. \quad (\text{A.24})$$

Barro e Grossman (1976) sugeriram como regra de preços para uma economia fechada, embora não assumissem expectativas racionais que \dot{p} seja uma função não só do desequilíbrio atual, mas também da taxa em que o preço da produção interna aumentaria se esse preço fosse totalmente flexível. Assim, com este pressuposto, (A.23) pode ser escrita como segue:

$$\dot{p} = \pi(y^d - y) + \dot{\tilde{p}}, \quad (\text{A.25})$$

onde $\dot{\tilde{p}}$ é a taxa de variação do nível de preço do produto de equilíbrio, considerando preços flexíveis.

Para o caso no qual $\dot{\tilde{p}} = 0$, ou seja, não havendo saltos não antecipados nas variáveis exógenas do modelo, a regra de Barro e Grossman torna semelhante à regra de Dornbusch (Equação (A.24)). No entanto, a regra de Barro-Grossman é mais completa, pois esta vale para os choques perfeitamente antecipados, sejam real ou nominal e, portanto, não causando desequilíbrio quando o ajuste é feito pela Equação (A.25).

Mussa (1977, 1982) propõe um outro tipo de ajuste nos preços, que também vale para quando os choques são perfeitamente antecipados. O autor sugere que:

$$\dot{p} = \theta(y^d - y) + \bar{p}, \quad (\text{A.26})$$

onde \bar{p} é definido como o preço de produto doméstico que equilibraria o mercado de bens para dados valores correntes, possivelmente em desequilíbrios, das variáveis endógenas e, p, i, \dot{e} e \dot{p} .

A diferença entre \bar{p} e \tilde{p} consiste em que \tilde{p} é o preço do produto que prevaleceria em um hipotético equilíbrio geral walrasiano, com preços totalmente flexíveis, enquanto que \bar{p} é o preço do produto que equilibraria o mercado de bens, considerando os níveis atuais das variáveis endógenas do sistema de preços rígidos.

Quando comparados um modelo com outro, de Barro-Grossman com o de Mussa, os resultados sugerem que ambos ajustes nos preços geram modelos de taxa de câmbio estruturalmente equivalentes, quando prevalece a seguinte condição:

$$1 - \pi\alpha\sigma > 0, \quad (\text{A.27})$$

onde π, α , e σ são constantes contidas nas Equações de (A.18) a (A.23).

A.1.4 Modelo de Flood e Rose

Transcrevendo a Equação (2.14) abaixo, temos

$$(p - p^*)_t = (m - m^*)_t - \beta(y - y^*)_t + \alpha(i - i^*)_t + v_t, \quad (\text{A.28})$$

onde $v_t = \epsilon_t - \epsilon_t^*$ é uma perturbação estocástica.

Assume-se que os preços são perfeitamente flexíveis e que não há custos de transporte ou outras distorções. Neste caso, a paridade de poder de compra (PPP) se mantém, então, $e_t = (m - m^*)_t - \beta(y - y^*)_t + \alpha(i - i^*)_t$, então tem-se:

$$(p - p^*)_t = e_t + v_t, \quad (\text{A.29})$$

onde e_t indica o preço doméstico de uma unidade de câmbio, e_t^* o processo da economia externa, e v_t uma perturbação estocástica.

No modelo de preço flexível, uma maneira padrão de medir fundamentos é por meio do "traditional fundamental" (TF), dado por $TF_t^F = (m - m^*)_t - \beta(y - y^*)_t$. No entanto, apesar de que os distúrbios na paridade do poder de compra não sejam significantes, normalmente, assume-se uma variante de TF, denominada de "traditional fundamental aumentado" (ATF)⁴³ que permite incluir um termo para distúrbios monetários, definido por:

$$ATF_t^F = (m - m^*)_t - \beta(y - y^*)_t + v_t. \quad (\text{A.30})$$

Para o modelo com preços fixos, pode-se substituir e_t e e_{t+1} , obtidos pela Equação (A.29), na equação de curva de Phillips, dada por (A.14), tomando o valor esperado da diferença dos níveis de preços nos períodos subsequentes, $E_t(p_{t+1} - p_t)$, e considerando uma perturbação estocástica generalizada bem comportado para o equilíbrio do mercado de bens ($g_t = v_{t+1} - v_t$). Assim,

$$p_{t+1} - p_t = \mu(y - \bar{y})_t + g_t + E_t(p_{t+1} - p_t), \quad (\text{A.31})$$

onde \bar{y} é o nível de produto de longo prazo.

Agora, considerando que no equilíbrio, o produto do país doméstico iguala à demanda mundial agregada para o produto do país doméstico, y^d . Nesse caso, pode-se assumir a relação (3.14), considerando, como no modelo Mundell-Fleming-Dornbusch apresentado anteriormente, que $\bar{q} = \ln\left(\frac{\varepsilon P^*}{P}\right)$, relação que caracteriza a depreciação da moeda doméstica, podendo ser representada pela taxa de juros real esperada "ex ante". Assim, pode-se escrever (A.12) como:

$$y_t - \bar{y} = \delta(e + p^* - p)_t + \varphi r_t, \quad (\text{A.32})$$

onde a taxa de juros real esperada "ex ante" é definida por $r_t = i_t - E_t(p_{t+1} - p_t)$.

Substituindo (A.32) em (A.31), obtém-se uma relação de recorrência para p :

⁴³ ATF_t^F representa a taxa esperada de mudança da taxa de câmbio, expressa como sendo $ATF_t^F = e_t + E_t\left(\frac{de_t}{dt}\right)$.

$$p_{t+1} - p_t = \theta(e + p^* - p)_t + \varphi r_t + g_t + E_t(p_{t+1} - p_t). \quad (\text{A.33})$$

No estado de equilíbrio, a seguinte relação prevalece:

$$\theta(e + p^* - p)_t + \varphi r_t + g_t = 0. \quad (\text{A.34})$$

A equação (A.34) pode ser resolvida para p_t (e, conseqüentemente, para p_{t+1}), o que permite estimar $E_t(p_{t+1} - p_t)$, como segue:

$$E_t(p_{t+1} - p_t) = E_t(p_{t+1}^* - p_t^*) + E_t(e_{t+1} - e_t) + \theta^{-1}E_t(g_{t+1} - g_t) + \frac{\phi}{\theta}E_t(r_{t+1} - r_t). \quad (\text{A.35})$$

Portanto, substituindo (A.35) em (A.33), obtém-se:

$$p_{t+1} - p_t = \theta(e + p^* - p)_t + \varphi r_t + g_t + E_t(p_{t+1}^* - p_t^*) + E_t(e_{t+1} - e_t) + \theta^{-1}E_t(g_{t+1} - g_t) + \frac{\phi}{\theta}E_t(r_{t+1} - r_t). \quad (\text{A.36})$$

Agora, considerando-se a Relação (A.30), assumindo a paridade de poder de compra (PPP), na qual $e_t = (m - m^*)_t - \beta(y - y^*)_t + \alpha(i - i^*)_t$, utilizando a relação da Paridade Descoberta de Juros $i_{t+1} - i^* = e_{t+1} - e_t$, e assumindo que o parâmetro α é desconhecido, mas que produzirá resultados robustos em uma ampla gama de valores inclusive para $\alpha \approx 1$, o que possibilita obter:

$$ATF_{t+1}^F - ATF_t^F = e_t - \alpha[(i_{t+1} - i_{t+1}^*) - (i_t - i_t^*)] + (v_{t+1} - v_t) \approx e_t - (p_t - p_t^*). \quad (\text{A.37})$$

Portanto, substituindo (A.36) em (A.37), pode-se derivar a seguinte relação para estimar ATF_{t+1}^S :

$$ATF_{t+1}^S = ATF_t^F - \frac{\phi}{\theta}r_t - \theta^{-1}g_t - \frac{\phi}{\theta^2}E_t(r_{t+1} - r_t) - \theta^{-1}E_t[(e_{t+1} - e_t) + (p_{t+1}^* - p_t^*)] + \theta^{-1}(p_{t+1} - p_t) - \theta^{-2}E_t(g_{t+1} - g_t). \quad (\text{A.38})$$

A.1.5 Modelo de Junttila e Korhonen

Trascrevendo abaixo a Equação (2.16), temos:

$$p_{t+1} - p_t = \theta(e + p^* - p)_t + \phi r_t + g_t + E_t(p_{t+1}^* - p_t^*) + E_t(e_{t+1} - e_t) + \theta^{-1}E_t(g_{t+1} - g_t) + \frac{\phi}{\theta}E_t(r_{t+1} - r_t), \quad (\text{A.39})$$

onde θ é a velocidade de ajustamento, g é um choque no equilíbrio do mercado de bens, $r_t = i_t - E_t(p_{t+1} - p_t)$ é a taxa real de juros “ex ante”, e p_t é o preço do produto que limparia o mercado de bens para dados níveis atuais das variáveis endógenas do sistema de preços rígidos (Obstfeld e Rogoff, 1984).

A análise desse modelo se inicia com o modelo de preços monetário da taxa de câmbio flexível, tendo como base a equação da Paridade do Poder de Compra (PPP). Portanto, isolando e_t na Equação (A.39), substituindo no resultado a Equação (A.28), e desprezando o termo residual, temos que:

$$e_t = (m_t - m_t^*) - \beta(y_t - y_t^*) + \alpha(i_t - i_t^*) - \theta^{-1}E_t[(e_{t+1} - e_t) + (p_{t+1}^* - p_t^*)] + \theta^{-1}(p_{t+1} - p_t) - \theta^{-1}g_t - \theta^{-2}E_t(g_{t+1} - g_t) - \frac{\phi}{\theta}r_t - \frac{\phi}{\theta^2}E_t(r_{t+1} - r_t). \quad (\text{A.40})$$

No estudo de Junttila e Korhonen (2011) é assumido as seguintes condições de equilíbrio permanente: (i) $-\theta^{-1}g_t - \theta^{-2}E_t(g_{t+1} - g_t) = 0$, levando em consideração que choques em mercado de bens são nulos no estado de equilíbrio; (ii) $-\frac{\phi}{\theta^2}E_t(r_{t+1} - r_t) = 0$, tendo em consideração que a mudança na taxa de juros real ex-ante é zero; (iii) $-\frac{\phi}{\theta}r_t = \alpha_0$, considerando que a taxa de juros real ex-ante é constante; (iv) $E_t(e_{t+1} - e_t) = i_t - i_t^*$, pois a taxa de juros descoberta mantém a paridade, e; (v) $\pi_{t+1} = (p_{t+1} - p_t)$, e $\pi_{t+1}^* = (p_{t+1}^* - p_t^*)$. Com essas considerações, a Equação (A.40) torna:

$$e_t = \alpha_0 + (m_t - m_t^*) - \beta(y_t - y_t^*) + \alpha(i_t - i_t^*) - \theta^{-1}E_t(i_t - i_t^*) + \theta^{-1}E_t(\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*). \quad (\text{A.41})$$

Na sequência do estudo de Junttila e Korhonen (2011), é introduzido na Equação (A.40) o modelo de preços rígidos de Taylor (1979), onde o ajustamento nos preços das firmas domésticas depende da inflação relativa (inflação doméstica \times inflação global). Neste modelo, as firmas não ajustam preços no mesmo período, então quando há mudanças na inflação, há distorções nos preços. Ainda, assumindo que a relação entre mudanças nos preços e ajustamentos nos preços pode ser não-linear, e por isso é assumido que o parâmetro de ajustamento nos preços θ é definido como uma função de uma função G (esta função G pode ser uma

função logística ou exponencial, como caracterizado em Terasvirta, M. e Anderson, H. M. (1992)), e da diferença de inflação, tal que $\theta = \theta(G; \pi - \pi^*)$. Esta relação substitui θ na Equação (A.41), obtendo-se:

$$e_t = \alpha_0 + (m_t - m_t^*) - \beta(y_t - y_t^*) + \alpha(i_t - i_t^*) - \frac{1}{\theta(G; \pi - \pi^*)} E_t(i_t - i_t^*) + \frac{1}{\theta(G; \pi - \pi^*)} E_t(\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*). \quad (\text{A.42})$$

Como argumentado anteriormente, com preços rígidos, não há a necessidade constante de limpeza nos mercados, portanto choques não antecipados levam a uma sobra de demanda ou oferta na economia. Neste caso, deve-se fazer alguma consideração sobre como o nível corrente de produto é determinado. Keynes (1936), assume que o nível de produto na economia é determinado pela demanda, portanto tem-se que $y_t = y_t^d$. Neste caso, os preços não mais se ajustam imediatamente às mudanças não antecipadas na economia. Seus ajustes agora são gradativos e lentos a um excesso de demanda, por exemplo. Neste caso, o nível de preços se ajusta de acordo com a curva de Phillips de expectativa de inflação aumentada, conforme Equação (A.14), transcrita abaixo:

$$p_{t+1} - p_t = \psi(y_t^d - \bar{y}) + (\tilde{p}_{t+1} - \tilde{p}_t), \quad (\text{A.43})$$

onde \tilde{p}_t o nível de preços que prevaleceria caso ocorresse o *output market clearing*. Em especial, o segundo termo do lado direito da Equação (3.46) representa o ajuste do nível de preços necessário para equilibrar o crescimento da inflação esperada ou da produtividade. Ou seja, $(\tilde{p}_{t+1} - \tilde{p}_t)$ quantifica o ajuste necessário para manter $y = \bar{y}$, caso o mercado de produto estivesse em equilíbrio. Para essa situação, pode-se assumir que a expectativa da diferença dos preços no longo prazo de cada país é baseada na surpresa da oferta de moeda. Assim,

$$E_t(\tilde{p}_{t+1} - \tilde{p}_t) \approx E_t(m_t - \bar{m}), \quad (\text{A.44})$$

onde \bar{m} é o nível de equilíbrio da oferta de moeda no longo prazo.

Portanto, substituindo (A.44) em (A.43), e considerando que $\pi_{t+1} = p_{t+1} - p_t$, pode-se escrever que:

$$\pi_{t+1} = \psi(y_t - \bar{y}) + \gamma E_t(m_t - \bar{m}), \quad (\text{A.45})$$

e, de forma similar, para o país estrangeiro tem-se que:

$$\pi_{t+1}^* = \psi(y_t^* - \bar{y}^*) + \gamma E_t(m_t^* - \bar{m}^*). \quad (\text{A.46})$$

Agora, assumindo as expectativas racionais, valores similares de longo prazo para o produto e a oferta de moeda, nos países doméstico e estrangeiro, e subtraindo (A.46) de (A.45), obtém-se:

$$\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^* = \psi(y_t - y_t^*) + \gamma E_t(m_t - m_t^*). \quad (\text{A.47})$$

Finalmente, substituindo (A.47) em (A.42), obtém-se a uma nova relação para taxa de câmbio no longo prazo, escrita a seguir:

$$e_t = \alpha_0 + (m_t - m_t^*) - \beta(y_t - y_t^*) + \alpha(i_t - i_t^*) - \frac{1}{\theta(G; \pi - \pi^*)} E_t(i_t - i_t^*) + \frac{1}{\theta(G; \pi - \pi^*)} E_t[\psi((y_t - y_t^*) + \gamma E_t(m_t - m_t^*))]. \quad (\text{A.48})$$

A.2 DEMONSTRAÇÃO DO DESENVOLVIMENTO DAS EQUAÇÕES DO MODELO MONETÁRIOS MISTO

Tomando as Eqs. (3.5) e (3.6), transcritas abaixo:

$$p_{t+1} - p_t = \psi(y_t - \bar{y}) + g_t + E_t(\tilde{p}_{t+1} - \tilde{p}_t), \quad (\text{A.49})$$

e

$$y_t - \bar{y} = \delta(e_t + p_t^* - p_t) + \varphi r_t. \quad (\text{A.50})$$

Inserindo (A.50) em (A.49), obtém-se:

$$p_{t+1} - p_t = \psi(y_t - \bar{y}) + g_t + E_t(\tilde{p}_{t+1} - \tilde{p}_t) \rightarrow$$

$$\tilde{p}_t) \rightarrow p_{t+1} - p_t = \psi(\delta(e_t + p_t^* - p_t) + \varphi r_t - \bar{y}) + g_t + E_t(\tilde{p}_{t+1} -$$

$$\tilde{p}_t), \quad (\text{A.51})$$

Reduzindo os produtos de constantes em (A.51) numa única constante⁴⁴, tais que $\psi\delta = \theta$ e $\psi\varphi = \phi$, então, tem-se:

⁴⁴ Considera-se que um produto de constantes também é uma constante, portanto, os seus efeitos podem ser representados por uma única constante.

$$p_{t+1} - p_t = \theta(e_t + p_t^* - p_t) + \phi r_t + g_t + E_t(\tilde{p}_{t+1} - \tilde{p}_t). \quad (\text{A.52})$$

Agora, considera-se a relação que elimina a rigidez dos níveis de preços, Equação (3.8), transcrita abaixo:

$$\theta(e_t + p_t^* - \tilde{p}_t) + \phi r_t + g_t = 0. \quad (\text{A.53})$$

Isolando o termo \tilde{p}_t na Eq. (A.53), donde obtém-se:

$$\tilde{p}_t = e_t + p_t^* + \frac{\phi}{\theta} r_t + \theta^{-1} g_t. \quad (\text{A.54})$$

Analogamente, a Equação (A.54) pode ser aplicada para um período à frente, $t + 1$, obtendo-se:

$$\tilde{p}_{t+1} = e_{t+1} + p_{t+1}^* + \frac{\phi}{\theta} r_{t+1} + \theta^{-1} g_{t+1}. \quad (\text{A.55})$$

A partir das Equações (A.54) e (A.55) acima, podemos estimar o valor de $E_t(\tilde{p}_{t+1} - \tilde{p}_t)$, conforme segue:

$$\begin{aligned} E_t(\tilde{p}_{t+1} - \tilde{p}_t) &= E_t\left[\left(e_{t+1} + p_{t+1}^* + \frac{\phi}{\theta} r_{t+1} + \theta^{-1} g_{t+1}\right) - \right. \\ &\left. \left(e_t + p_t^* + \frac{\phi}{\theta} r_t + \theta^{-1} g_t\right)\right] \rightarrow \\ E_t(\tilde{p}_{t+1} - \tilde{p}_t) &= E_t[(e_{t+1} - e_t) + (p_{t+1}^* - p_t^*) + \frac{\phi}{\theta}(r_{t+1} - r_t) \\ &\quad + \theta^{-1}(g_{t+1} - g_t)] \rightarrow \\ E_t(\tilde{p}_{t+1} - \tilde{p}_t) &= E_t(p_{t+1}^* - p_t^*) + E_t(e_{t+1} - e_t) + \\ \theta^{-1} E_t(g_{t+1} - g_t) &+ \frac{\phi}{\theta} E_t(r_{t+1} - r_t). \end{aligned} \quad (\text{A.56})$$

Transcrevendo a Equação (3.7) abaixo:

$$p_{t+1} - p_t = \theta(e_t + p_t^* - p_t) + \phi r_t + g_t + E_t(\hat{p}_{t+1} - \hat{p}_t), \quad (\text{A.57})$$

e substituindo (A.56) em (A.57), obtém-se

$$p_{t+1} - p_t = \theta(e_t + p_t^* - p_t) + \phi r_t + g_t + E_t(p_{t+1}^* - p_t^*) + E_t(e_{t+1} - e_t) + \theta^{-1} E_t(g_{t+1} - g_t) + \frac{\phi}{\theta} E_t(r_{t+1} - r_t). \quad (\text{A.58})$$

A Equação (A.58) pode ser resolvida, isolando a taxa de câmbio, e_t , conforme desenvolvimento abaixo:

$$p_{t+1} - p_t = \theta e_t + \theta(p_t^* - p_t) + \phi r_t + g_t + E_t(p_{t+1}^* - p_t^*) + E_t(e_{t+1} - e_t) + \theta^{-1}E_t(g_{t+1} - g_t) + \frac{\phi}{\theta}E_t(r_{t+1} - r_t) \rightarrow$$

$$\theta e_t = -\theta(p_t^* - p_t) - \phi r_t - g_t - E_t(p_{t+1}^* - p_t^*) - E_t(e_{t+1} - e_t) - \theta^{-1}E_t(g_{t+1} - g_t) - \frac{\phi}{\theta}E_t(r_{t+1} - r_t) + p_{t+1} - p_t \rightarrow$$

$$e_t = -(p_t^* - p_t) - \frac{\phi}{\theta}r_t - \theta^{-1}g_t - \theta^{-1}E_t(p_{t+1}^* - p_t^*) - \theta^{-1}E_t(e_{t+1} - e_t) - \theta^{-2}E_t(g_{t+1} - g_t) - \frac{\phi}{\theta^2}E_t(r_{t+1} - r_t) + \theta^{-1}(p_{t+1} - p_t) \rightarrow$$

$$e_t = -(p_t^* - p_t) - \theta^{-1}E_t[(e_{t+1} - e_t) + p_{t+1}^* - p_t^*] + \theta^{-1}(p_{t+1} - p_t) - \theta^{-1}g_t - \theta^{-2}E_t(g_{t+1} - g_t) - \frac{\phi}{\theta}r_t - \frac{\phi}{\theta^2}E_t(r_{t+1} - r_t). \quad (\text{A.59})$$

ANEXO B - Tabelas e gráficos de testes de raízes unitária e de quebra de estruturas

Tabela B.1: Teste DF-GLS no nível para *diferença(INFLACÃO)* (sem tendência determinística).

<i>diferença(INFLACÃO)</i>			Número de obs.	262
[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
10	0.216	-2.580	-1.950	-1.620
9	0.052	-2.580	-1.950	-1.620
8	0.009	-2.580	-1.950	-1.620
7	-0.234	-2.580	-1.950	-1.620
6	-0.373	-2.580	-1.950	-1.620
5	-0.415	-2.580	-1.950	-1.620
4	-0.614	-2.580	-1.950	-1.620
3	-0.787	-2.580	-1.950	-1.620
2	-0.947	-2.580	-1.950	-1.620
1	-1.507	-2.580	-1.950	-1.620
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 10 with RMSE .3632315				
Min SC = -1.807482 at lag 8 with RMSE .3681073				
Min MAIC = -1.948695 at lag 10 with RMSE .3632315				

Tabela B.2: Teste DF-GLS no nível para *diferença(JUROS)* (sem tendência determinística).

<i>diferença(JUROS)</i>			Número de obs.	262
[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
10	-1.423	-2.580	-1.950	-1.620
9	-1.334	-2.580	-1.950	-1.620
8	-1.331	-2.580	-1.950	-1.620
7	-1.544	-2.580	-1.950	-1.620
6	-1.640	-2.580	-1.950	-1.620
5	-1.817	-2.580	-1.950	-1.620
4	-1.744	-2.580	-1.950	-1.620
3	-1.772	-2.580	-1.950	-1.620
2	-2.516	-2.580	-1.950	-1.620
1	-2.678	-2.580	-1.950	-1.620
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 8 with RMSE .5446527				
Min SC = -1.102156 at lag 3 with RMSE .5523439				
Min MAIC = -1.13803 at lag 8 with RMSE .5446527				

Tabela B.3: Teste DF-GLS no nível para *diferença(lnM1)* (sem tendência determinística).

<i>diferença(lnM1)</i>				Número de obs.	262		
[lags]	DF-GLS Statistic	Test	1% Value	Critical Value	5% Value	Critical Value	10% Critical Value
10	-0.489		-2.580		-1.950		-1.620
9	-0.513		-2.580		-1.950		-1.620
8	-0.468		-2.580		-1.950		-1.620
7	-0.576		-2.580		-1.950		-1.620
6	-0.651		-2.580		-1.950		-1.620
5	-0.688		-2.580		-1.950		-1.620
4	-0.727		-2.580		-1.950		-1.620
3	-0.766		-2.580		-1.950		-1.620
2	-0.986		-2.580		-1.950		-1.620
1	-1.052		-2.580		-1.950		-1.620
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 8 with RMSE .1086205							
Min SC = -4.314507 at lag 3 with RMSE .1108297							
Min MAIC = -4.376942 at lag 8 with RMSE .1086205							

Tabela B.4: Teste DF-GLS no nível para *diferença(lnPIB)* (sem tendência determinística).

<i>diferença(lnPIB)</i>				Número de obs.	262		
[lags]	DF-GLS Statistic	Test	1% Value	Critical Value	5% Value	Critical Value	10% Critical Value
10	-0.935		-2.580		-1.950		-1.620
9	-0.905		-2.580		-1.950		-1.620
8	-1.020		-2.580		-1.950		-1.620
7	-1.054		-2.580		-1.950		-1.620
6	-0.987		-2.580		-1.950		-1.620
5	-1.216		-2.580		-1.950		-1.620
4	-1.265		-2.580		-1.950		-1.620
3	-1.216		-2.580		-1.950		-1.620
2	-1.858		-2.580		-1.950		-1.620
1	-1.936		-2.580		-1.950		-1.620
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 9 with RMSE .0886181							
Min SC = -4.703909 at lag 3 with RMSE .0912218							
Min MAIC = -4.775522 at lag 6 with RMSE .0893915							

Tabela B.5: Teste DF-GLS no nível para $\ln(CAMBIO)$ (sem tendência determinística).

<i>ln(CAMBIO)</i>				Número de obs.	262
[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
10	0.650	-2.580	-1.950		-1.620
9	0.774	-2.580	-1.950		-1.620
8	0.739	-2.580	-1.950		-1.620
7	0.583	-2.580	-1.950		-1.620
6	0.592	-2.580	-1.950		-1.620
5	0.294	-2.580	-1.950		-1.620
4	0.263	-2.580	-1.950		-1.620
3	0.321	-2.580	-1.950		-1.620
2	-0.285	-2.580	-1.950		-1.620
1	-0.302	-2.580	-1.950		-1.620
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 6 with RMSE .0791763					
Min SC = -4.949421 at lag 3 with RMSE .0806838					
Min MAIC = -5.023454 at lag 6 with RMSE .0791763					

Tabela B.6: Teste DF-GLS no nível para *diferença(INFLACÃO)* (com tendência determinística).

<i>diferença(INFLACÃO)</i>				Número de obs.	262
[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
10	-0.939	-3.480	-2.890		-2.570
9	-1.105	-3.480	-2.890		-2.570
8	-1.150	-3.480	-2.890		-2.570
7	-1.435	-3.480	-2.890		-2.570
6	-1.609	-3.480	-2.890		-2.570
5	-1.662	-3.480	-2.890		-2.570
4	-1.941	-3.480	-2.890		-2.570
3	-2.188	-3.480	-2.890		-2.570
2	-2.433	-3.480	-2.890		-2.570
1	-3.390	-3.480	-2.890		-2.570
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 10 with RMSE .3627175					
Min SC = -1.814477 at lag 2 with RMSE .3909724					
Min MAIC = -1.943491 at lag 10 with RMSE .3627175					

Tabela B.7: Teste DF-GLS no nível para *diferença(JUROS)* (com tendência determinística).

<i>diferença(JUROS)</i>				Número de obs.	262		
[lags]	DF-GLS Statistic	Test	1% Value	Critical Value	5% Value	Critical Value	10% Critical Value
10	-1.659		-3.480		-2.890		-2.570
9	-1.568		-3.480		-2.890		-2.570
8	-1.565		-3.480		-2.890		-2.570
7	-1.788		-3.480		-2.890		-2.570
6	-1.887		-3.480		-2.890		-2.570
5	-2.074		-3.480		-2.890		-2.570
4	-1.993		-3.480		-2.890		-2.570
3	-2.022		-3.480		-2.890		-2.570
2	-2.838		-3.480		-2.890		-2.570
1	-3.011		-3.480		-2.890		-2.570
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 8 with RMSE .5437834							
Min SC = -1.106072 at lag 3 with RMSE .5512634							
Min MAIC = -1.134523 at lag 8 with RMSE .5437834							

Tabela B.8 : Teste DF-GLS no nível para *diferença(lnM1)* (com tendência determinística).

<i>diferença(lnM1)</i>				Número de obs.	262		
[lags]	DF-GLS Statistic	Test	1% Value	Critical Value	5% Value	Critical Value	10% Critical Value
10	-0.578		-3.480		-2.890		-2.570
9	-0.643		-3.480		-2.890		-2.570
8	-0.504		-3.480		-2.890		-2.570
7	-0.803		-3.480		-2.890		-2.570
6	-0.996		-3.480		-2.890		-2.570
5	-1.080		-3.480		-2.890		-2.570
4	-1.164		-3.480		-2.890		-2.570
3	-1.246		-3.480		-2.890		-2.570
2	-1.730		-3.480		-2.890		-2.570
1	-1.853		-3.480		-2.890		-2.570
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 8 with RMSE .1086614							
Min SC = -4.317913 at lag 3 with RMSE .1106412							
Min MAIC = -4.37564 at lag 8 with RMSE .1086614							

Tabela B.9: Teste DF-GLS no nível para *diferença(lnPIB)* (com tendência determinística).

<i>diferença(lnPIB)</i>				Número de obs.	262
[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
10	-1.102	-3.480	-2.890		-2.570
9	-1.068	-3.480	-2.890		-2.570
8	-1.193	-3.480	-2.890		-2.570
7	-1.230	-3.480	-2.890		-2.570
6	-1.157	-3.480	-2.890		-2.570
5	-1.397	-3.480	-2.890		-2.570
4	-1.448	-3.480	-2.890		-2.570
3	-1.395	-3.480	-2.890		-2.570
2	-2.073	-3.480	-2.890		-2.570
1	-2.154	-3.480	-2.890		-2.570
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 9 with RMSE .088587					
Min SC = -4.705291 at lag 3 with RMSE .0911588					
Min MAIC = -4.773309 at lag 6 with RMSE .08935					

Tabela B.10: Teste DF-GLS no nível para *ln(CAMBIO)* (com tendência determinística).

<i>ln(CAMBIO)</i>				Número de obs.	262
[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
10	-1.018	-3.480	-2.890		-2.570
9	-0.965	-3.480	-2.890		-2.570
8	-0.996	-3.480	-2.890		-2.570
7	-1.099	-3.480	-2.890		-2.570
6	-1.103	-3.480	-2.890		-2.570
5	-1.344	-3.480	-2.890		-2.570
4	-1.378	-3.480	-2.890		-2.570
3	-1.332	-3.480	-2.890		-2.570
2	-2.020	-3.480	-2.890		-2.570
1	-2.037	-3.480	-2.890		-2.570
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 6 with RMSE .0786483					
Min SC = -4.962744 at lag 3 with RMSE .0801481					
Min MAIC = -5.029501 at lag 6 with RMSE .0786483					

ANEXO C - Tabelas dos resultados das estimativas do VECM I

Tabela C.1: Teste DF-GLS para o modelo m_1 , no nível: (a) para variável *diferença(INFLACÃO)* (sem tendência determinística), e; (b) para *diferença(JUROS)* (sem tendência determinística).

<i>diferença(INFLACÃO)</i>			Número de obs. 53	<i>diferença(JUROS)</i>		Número de obs. 53	
[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value
10	0.122	-2.619	-1.950	10	-0.746	-2.619	-1.950
9	-0.184	-2.619	-1.950	9	-0.424	-2.619	-1.950
8	-0.025	-2.619	-1.950	8	-0.391	-2.619	-1.950
7	-0.366	-2.619	-1.950	7	-0.517	-2.619	-1.950
6	-0.119	-2.619	-1.950	6	-0.530	-2.619	-1.950
5	0.255	-2.619	-1.950	5	-0.593	-2.619	-1.950
4	-0.251	-2.619	-1.950	4	-0.981	-2.619	-1.950
3	-1.122	-2.619	-1.950	3	-0.795	-2.619	-1.950
2	-1.295	-2.619	-1.950	2	-0.849	-2.619	-1.950
1	-1.378	-2.619	-1.950	1	-0.914	-2.619	-1.950
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 10 with RMSE 0.2827373				Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 10 with RMSE 0.2797809			
Min SC = -1.726641 at lag 1 with RMSE 0.3858477				Min SC = -2.114268 at lag 1 with RMSE 0.3178658			
Min MAIC = -2.048446 at lag 10 with RMSE 0.2827373				Min MAIC = -2.2018 at lag 1 with RMSE 0.3178658			

(a)

(b)

Tabela C.2: Teste DF-GLS para o modelo m_1 , no nível: (a) para *diferença(lnM1)* (sem tendência determinística), e; (b) para *diferença(lnPIB)* (sem tendência determinística).

<i>diferença(lnM1)</i>			Número de obs. 53	<i>diferença(lnM1)</i>			Número de obs. 53
[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value
10	0.584	-2.619	-1.950	10	0.584	-2.619	-1.950
9	0.835	-2.619	-1.950	9	0.835	-2.619	-1.950
8	0.903	-2.619	-1.950	8	0.903	-2.619	-1.950
7	0.603	-2.619	-1.950	7	0.603	-2.619	-1.950
6	0.462	-2.619	-1.950	6	0.462	-2.619	-1.950
5	0.611	-2.619	-1.950	5	0.611	-2.619	-1.950
4	0.539	-2.619	-1.950	4	0.539	-2.619	-1.950
3	0.409	-2.619	-1.950	3	0.409	-2.619	-1.950
2	0.577	-2.619	-1.950	2	0.577	-2.619	-1.950
1	0.565	-2.619	-1.950	1	0.565	-2.619	-1.950
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 0 [use maxlag(0)]				Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 0 [use maxlag(0)]			
Min SC = -5.068043 at lag 1 with RMSE 0.0725838				Min SC = -5.068043 at lag 1 with RMSE 0.0725838			
Min MAIC = -5.181611 at lag 1 with RMSE 0.0725838				Min MAIC = -5.181611 at lag 1 with RMSE 0.0725838			

(a)

(b)

Tabela C.3: Teste DF-GLS para o modelo m_1 , no nível: (a) para $\ln(\text{CAMBIO})$ (sem tendência determinística), e; (b) para $\text{diferença}(\text{INFLACÃO})$ (com tendência determinística).

<i>ln(CAMBIO)</i>			Número de obs. 53	<i>diferença(INFLACÃO)</i>			Número de obs. 53
[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value
10	1.532	-2.619	-1.950	10	-1.606	-3.759	-3.180
9	1.234	-2.619	-1.950	9	-2.125	-3.759	-3.180
8	1.624	-2.619	-1.950	8	-2.046	-3.759	-3.180
7	1.576	-2.619	-1.950	7	-2.646	-3.759	-3.180
6	1.452	-2.619	-1.950	6	-2.344	-3.759	-3.180
5	1.157	-2.619	-1.950	5	-2.128	-3.759	-3.180
4	1.813	-2.619	-1.950	4	-2.898	-3.759	-3.180
3	1.472	-2.619	-1.950	3	-4.393	-3.759	-3.180
2	1.740	-2.619	-1.950	2	-4.282	-3.759	-3.180
1	1.229	-2.619	-1.950	1	-4.171	-3.759	-3.180
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 9 with RMSE 0.0018956				Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 10 with RMSE 0.229224			
Min SC = -11.77452 at lag 6 with RMSE 0.002032				Min SC = -2.059776 at lag 1 with RMSE 0.3266454			
Min MAIC = -11.62954 at lag 4 with RMSE 0.0023278				Min MAIC = -1.523345 at lag 10 with RMSE 0.229224			

(a)

(b)

Tabela C.4: Teste DF-GLS para o modelo m_1 , no nível: (a) para *diferença(JUROS)* (com tendência determinística), e; (b) para *diferença(lnM1)* (com tendência determinística).

<i>diferença(JUROS)</i>				<i>diferença(lnM1)</i>			
Número de obs. 42				Número de obs. 42			
[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value
10	-1.273	-3.759	-3.180	10	-1.723	-3.759	-3.180
9	-0.897	-3.759	-3.180	9	-1.562	-3.759	-3.180
8	-0.892	-3.759	-3.180	8	-1.641	-3.759	-3.180
7	-1.076	-3.759	-3.180	7	-2.119	-3.759	-3.180
6	-1.126	-3.759	-3.180	6	-2.329	-3.759	-3.180
5	-1.225	-3.759	-3.180	5	-2.124	-3.759	-3.180
4	-1.746	-3.759	-3.180	4	-2.244	-3.759	-3.180
3	-1.533	-3.759	-3.180	3	-2.413	-3.759	-3.180
2	-1.618	-3.759	-3.180	2	-2.082	-3.759	-3.180
1	-1.722	-3.759	-3.180	1	-2.135	-3.759	-3.180
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 10 with RMSE 0.27348				Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 0 [use maxlag(0)]			
Min SC = -2.173653 at lag 1 with RMSE 0.3085663				Min SC = -5.239697 at lag 1 with RMSE 0.066614			
Min MAIC = -2.139918 at lag 1 with RMSE 0.3085663				Min MAIC = -5.106537 at lag 1 with RMSE 0.066614			

(a)

(b)

Tabela C.5: Teste DF-GLS para o modelo m_1 , no nível: (a) para *diferença(lnPIB)* (com tendência determinística), e; (b) para *ln(CAMBIO)* (com tendência determinística).

<i>diferença(lnPIB)</i>		Número de obs. 42		<i>ln(CAMBIO)</i>		Número de obs. 53	
[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value
10	-0.386	-3.759	-3.180	10	-1.690	-3.759	-3.180
9	-0.468	-3.759	-3.180	9	-2.845	-3.759	-3.180
8	-0.528	-3.759	-3.180	8	-4.656	-3.759	-3.180
7	-0.523	-3.759	-3.180	7	-5.306	-3.759	-3.180
6	-0.610	-3.759	-3.180	6	-4.918	-3.759	-3.180
5	-0.886	-3.759	-3.180	5	-4.777	-3.759	-3.180
4	-0.720	-3.759	-3.180	4	-4.789	-3.759	-3.180
3	-0.913	-3.759	-3.180	3	-5.078	-3.759	-3.180
2	-1.253	-3.759	-3.180	2	-4.647	-3.759	-3.180
1	-1.543	-3.759	-3.180	1	-4.173	-3.759	-3.180
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 3 with RMSE 0.0361125				Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 7 with RMSE 0.001485			
Min SC = -6.373607 at lag 1 with RMSE 0.0377868				Min SC = -12.31273 at lag 7 with RMSE 0.001485			
Min MAIC = -6.44582 at lag 3 with RMSE 0.0361125				Min MAIC = -10.13741 at lag 1 with RMSE 0.0019459			

(a)

(b)

Tabela C.6: Teste DF-GLS para o modelo m_2 , no nível: (a) para *diferença(INFLACÃO)* (sem tendência determinística), e; (b) para *diferença(JUROS)* (sem tendência determinística).

<i>diferença(INFLACÃO)</i>			Número de obs. 209	<i>diferença(JUROS)</i>			Número de obs. 209
[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value
10	-0.202	-2.584	-1.950	10	-0.836	-2.584	-1.950
9	-0.295	-2.584	-1.950	9	-0.727	-2.584	-1.950
8	-0.183	-2.584	-1.950	8	-0.575	-2.584	-1.950
7	-0.265	-2.584	-1.950	7	-0.856	-2.584	-1.950
6	-0.493	-2.584	-1.950	6	-0.833	-2.584	-1.950
5	-0.649	-2.584	-1.950	5	-0.945	-2.584	-1.950
4	-0.644	-2.584	-1.950	4	-0.814	-2.584	-1.950
3	-0.564	-2.584	-1.950	3	-0.779	-2.584	-1.950
2	-0.451	-2.584	-1.950	2	-0.444	-2.584	-1.950
1	-0.514	-2.584	-1.950	1	-0.569	-2.584	-1.950
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 7 with RMSE 0.0351236				Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 9 with RMSE 0.0929458			
Min SC = -6.61349 at lag 1 with RMSE 0.0357106				Min SC = -4.519289 at lag 3 with RMSE 0.0991851			
Min MAIC = -6.652456 at lag 1 with RMSE 0.0357106				Min MAIC = -4.659743 at lag 9 with RMSE 0.0929458			

(a)

(b)

Tabela C.7: Teste DF-GLS para o modelo m_2 , no nível: (a) para *diferença(lnM1)* (sem tendência determinística), e; (b) para *diferença(lnPIB)* (sem tendência determinística).

<i>diferença(lnM1)</i>			Número de obs. 209	<i>diferença(lnPIB)</i>			Número de obs. 209
[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value
10	-0.981	-2.584	-1.950	10	-0.505	-2.584	-1.950
9	-1.106	-2.584	-1.950	9	-0.674	-2.584	-1.950
8	-1.111	-2.584	-1.950	8	-0.756	-2.584	-1.950
7	-1.155	-2.584	-1.950	7	-0.778	-2.584	-1.950
6	-1.133	-2.584	-1.950	6	-0.712	-2.584	-1.950
5	-1.116	-2.584	-1.950	5	-0.998	-2.584	-1.950
4	-1.002	-2.584	-1.950	4	-0.909	-2.584	-1.950
3	-0.991	-2.584	-1.950	3	-0.833	-2.584	-1.950
2	-0.982	-2.584	-1.950	2	-0.763	-2.584	-1.950
1	-0.957	-2.584	-1.950	1	-0.814	-2.584	-1.950
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 5 with RMSE 0.0598827				Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 10 with RMSE 0.0472726			
Min SC = -5.561769 at lag 1 with RMSE 0.0604194				Min SC = -5.918694 at lag 1 with RMSE 0.0505441			
Min MAIC = -5.594431 at lag 1 with RMSE 0.0604194				Min MAIC = -6.005244 at lag 10 with RMSE 0.0472726			

(a)

(b)

Tabela C.8: Teste DF-GLS para o modelo m_2 , no nível: (a) para $\ln(CAMBIO)$ (sem tendência determinística), e; (b) para $diferença(INFLACÃO)$ (com tendência determinística).

$\ln(CAMBIO)$				Número de obs. 209	$diferença(INFLACÃO)$				Número de obs. 209
[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value		
10	-2.264	-2.584	-1.950	10	-2.967	-3.480	-2.890		
9	-2.554	-2.584	-1.950	9	-3.270	-3.480	-2.890		
8	-2.590	-2.584	-1.950	8	-3.288	-3.480	-2.890		
7	-3.025	-2.584	-1.950	7	-3.748	-3.480	-2.890		
6	-4.190	-2.584	-1.950	6	-5.000	-3.480	-2.890		
5	-4.162	-2.584	-1.950	5	-4.898	-3.480	-2.890		
4	-4.548	-2.584	-1.950	4	-5.264	-3.480	-2.890		
3	-4.258	-2.584	-1.950	3	-4.875	-3.480	-2.890		
2	-4.498	-2.584	-1.950	2	-5.085	-3.480	-2.890		
1	-5.500	-2.584	-1.950	1	-6.120	-3.480	-2.890		
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 7 with RMSE 0.2826667				Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 7 with RMSE 0.2793874					
Min SC = -2.385226 at lag 1 with RMSE 0.2957696				Min SC = -2.415253 at lag 1 with RMSE 0.2913623					
Min MAIC = -2.318346 at lag 10 with RMSE 0.2800343				Min MAIC = -2.198939 at lag 10 with RMSE 0.2774537					

(a)

(b)

Tabela C.9: Teste DF-GLS para o modelo m_2 , no nível: (a) para *diferença(JUROS)* (com tendência determinística), e; (b) para *diferença(lnM1)* (com tendência determinística).

<i>diferença(JUROS)</i>			Número de obs.	<i>diferença(lnM1)</i>			Número de obs. 209
[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value
10	-2.625	-3.480	-2.890	10	-0.893	-3.480	-2.890
9	-2.351	-3.480	-2.890	9	-1.096	-3.480	-2.890
8	-2.003	-3.480	-2.890	8	-1.098	-3.480	-2.890
7	-2.635	-3.480	-2.890	7	-1.166	-3.480	-2.890
6	-2.551	-3.480	-2.890	6	-1.126	-3.480	-2.890
5	-2.738	-3.480	-2.890	5	-1.094	-3.480	-2.890
4	-2.431	-3.480	-2.890	4	-0.902	-3.480	-2.890
3	-2.336	-3.480	-2.890	3	-0.881	-3.480	-2.890
2	-1.766	-3.480	-2.890	2	-0.861	-3.480	-2.890
1	-1.904	-3.480	-2.890	1	-0.818	-3.480	-2.890
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 10 with RMSE 0.091157				Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 5 with RMSE 0.059897			
Min SC = -4.540273 at lag 3 with RMSE 0.0981499				Min SC = -5.560266 at lag 1 with RMSE 0.0604648			
Min MAIC = -4.624799 at lag 8 with RMSE 0.0930275				Min MAIC = -5.59528 at lag 1 with RMSE 0.0604648			

(a)

(b)

Tabela C.10: Teste DF-GLS para o modelo m_2 , no nível: (a) para *diferença(lnPIB)* (com tendência determinística), e; (b) para *ln(CAMBIO)* (com tendência determinística).

<i>diferença(lnPIB)</i>				<i>ln(CAMBIO)</i>			
[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value
10	-0.876	-3.480	-2.890	10	-1.295	-3.480	-2.890
9	-1.117	-3.480	-2.890	9	-1.371	-3.480	-2.890
8	-1.244	-3.480	-2.890	8	-1.289	-3.480	-2.890
7	-1.274	-3.480	-2.890	7	-1.354	-3.480	-2.890
6	-1.172	-3.480	-2.890	6	-1.547	-3.480	-2.890
5	-1.585	-3.480	-2.890	5	-1.699	-3.480	-2.890
4	-1.442	-3.480	-2.890	4	-1.693	-3.480	-2.890
3	-1.330	-3.480	-2.890	3	-1.620	-3.480	-2.890
2	-1.226	-3.480	-2.890	2	-1.518	-3.480	-2.890
1	-1.302	-3.480	-2.890	1	-1.577	-3.480	-2.890
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 10 with RMSE 0.047162				Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 7 with RMSE 0.0349293			
Min SC = -5.92472 at lag 1 with RMSE 0.0503921				Min SC = -6.625712 at lag 1 with RMSE 0.0354931			
Min MAIC = -6.004006 at lag 10 with RMSE 0.047162				Min MAIC = -6.643082 at lag 1 with RMSE 0.0354931			

(a)

(b)

Tabela C.11: Distribuição dos Resíduos antes da quebra.

Residual disturbances on VAR model						
	Bartlett's periodogram-based test for white noise		Portmanteau (Q) test for white noise		Jarque-Bera normality test	
	Estatística B	p-valor	Estatística Q	p-valor	JB	p-valor
lnCAMBIO	0.6625	0.7724	8.1224	0.1496	0.9672	0.6166
difPIB	0.5520	0.9208	1.6951	0.8895	1.369	0.5043
difINFLACAO	0.4549	0.9858	2.9319	0.7105	1.24	0.5379
difJUROS	0.4434	0.9893	2.6680	0.7510	6.238	0.0542
difM1	0.6156	0.8430	6.3153	0.2767	1.497	0.4731
Residual disturbances on cointegration equations						
ce1	2.0921	0.0003	15.5372	0.037	11.11	0.0039

Tabela C.12: Distribuição dos Resíduos depois da quebra.

Residual disturbances on VAR model						
	Bartlett's periodogram-based test for white noise		Portmanteau (Q) test for white noise		Jarque-Bera normality test	
	Estatística B	p-valor	Estatística Q	p-valor	JB	p-valor
lnCAMBIO	0.4880	0.9711	0.4795	0.9929	19.55	0.0823
DifPIB	0.5165	0.9524	2.1992	0.8209	1.368	0.5045
DifINFLACAO	0.9042	0.3870	5.8075	0.3254	460.7	-0.0563
difJUROS	0.8391	0.4821	11.2516	0.0466	240.8	0.05.32
difM1	0.6560	0.7827	3.7001	0.5933	7.147	0.0681
Residual disturbances on cointegration equations						
ce1	4.5602	0.0000	107.1391	0.00480	589.0000	1.e-128

Tabela C.13 – Autovalores e condição de estabilidade do VECM antes da quebra Eigenvalue stability condition (the VECM specification imposes 4 unit moduli).

Eigenvalue	Modulus
1	1
1	1
1	1
1	1
0.8342488 + 0.5236115i	0.984957
0.8342488 - 0.5236115i	0.984957
-0.54133 + 0.8228474i	0.984945
-0.54133 - 0.8228474i	0.984945
0.9717664	0.971766
0.4865508 + 0.817004i	0.950909
0.4865508 - 0.817004i	0.950909
-0.284872 + 0.8893056i	0.933818
-0.284872 - 0.8893056i	0.933818
-0.7585194 + 0.4791817i	0.897199
-0.7585194 - 0.4791817i	0.897199
0.8022076 + 0.3959376i	0.894597
0.8022076 - 0.3959376i	0.894597
-0.8137775 + 0.3700828i	0.893977
-0.8137775 - 0.3700828i	0.893977
0.141269 + 0.8634879i	0.874968
0.141269 - 0.8634879i	0.874968
-0.8649981 + 0.0529068i	0.866615
-0.8649981 - 0.0529068i	0.866615
0.5811541 + 0.5824129i	0.822767
0.5811541 - 0.5824129i	0.822767
0.2584801 + 0.7700163i	0.812242
0.2584801 - 0.7700163i	0.812242
-0.2740886 + 0.7087557i	0.759907
-0.2740886 - 0.7087557i	0.759907
0.0681757 + 0.6736151i	0.677056
0.0681757 - 0.6736151i	0.677056
-0.558284 + 0.354542i	0.661348
-0.558284 - 0.354542i	0.661348
0.471721 + 0.2871511i	0.552247
0.471721 - 0.2871511i	0.552247

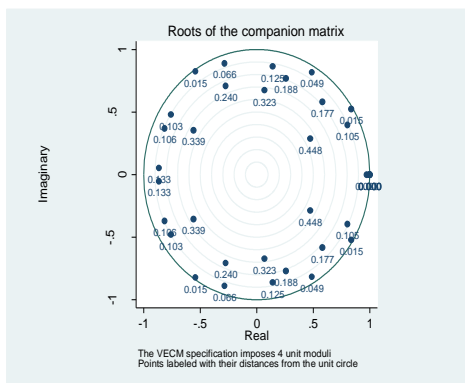


Tabela C.14 – Autovalores e condição de estabilidade do VECM depois da quebra Eigenvalue stability condition (the VECM specification imposes 4 unit moduli).

Eigenvalue	Modulus
1	1
1	1
1	1
1	1
-0.7161749 + 0.4475449i	0.844513
-0.7161749 - 0.4475449i	0.844513
0.8282548	0.828255
0.08005834 + 0.7980767i	0.802082
0.08005834 - 0.7980767i	0.802082
0.728708 + 0.2317014i	0.764657
0.728708 - 0.2317014i	0.764657
0.6307102 + 0.4033521i	0.748658
0.6307102 - 0.4033521i	0.748658
-0.3286986 + 0.6094008i	0.692396
-0.3286986 - 0.6094008i	0.692396
-0.1436199 + 0.6323123i	0.648418
-0.1436199 - 0.6323123i	0.648418
0.1503388 + 0.5898232i	0.608681
0.1503388 - 0.5898232i	0.608681
0.5758768	0.575877
-0.5451129	0.545113
-0.423033 + 0.2162639i	0.475107
-0.423033 - 0.2162639i	0.475107
0.1034077 + 0.4551835i	0.466782
0.1034077 - 0.4551835i	0.466782

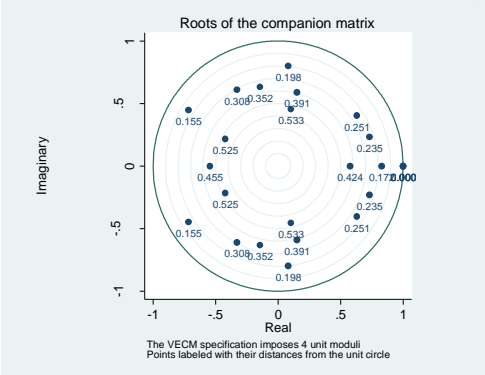


Tabela C.15: Teste DF-GLS para $ce1$ do modelo m_1 , no nível: (a) sem tendência determinística, e; (b) tendência determinística.

Ce1		Numero de Obs. 53		Ce1		Numero de Obs. 53	
[lags]	DF-GLS test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value
10	-0.387	-2.619	-1.950	10	-0.939	-3.759	-3.180
9	-0.959	-2.619	-1.950	9	-1.700	-3.759	-3.180
8	-0.699	-2.619	-1.950	8	-1.313	-3.759	-3.180
7	-0.791	-2.619	-1.950	7	-1.433	-3.759	-3.180
6	-0.652	-2.619	-1.950	6	-1.230	-3.759	-3.180
5	-0.541	-2.619	-1.950	5	-0.984	-3.759	-3.180
4	-1.057	-2.619	-1.950	4	-1.862	-3.759	-3.180
3	-1.829	-2.619	-1.950	3	-3.139	-3.759	-3.180
2	-2.042	-2.619	-1.950	2	-3.322	-3.759	-3.180
1	-2.426	-2.619	-1.950	1	-3.804	-3.759	-3.180
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 10 with RMSE 0.0894725 Min SC = -3.919002 at lag 5 with RMSE 0.1079079 Min MAIC = -4.333753 at lag 10 with RMSE				Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 10 with RMSE 0.0904789 Min SC = -3.900049 at lag 5 with RMSE 0.1089353 Min MAIC = -4.114182 at lag 10 with RMSE .0904789			

(a)

(b)

Tabela C.16: Teste DF-GLS para $ce1$ do modelo m_2 , no nível: (a) sem tendência determinística, e; (b) tendência determinística.

Ce1		Numero de		Ce1		Numero de Obs. 209	
[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value
10	-2.168	-2.584	-1.950	10	-3.606	-3.480	-2.890
9	-2.561	-2.584	-1.950	9	-4.006	-3.480	-2.890
8	-2.646	-2.584	-1.950	8	-4.036	-3.480	-2.890
7	-3.181	-2.584	-1.950	7	-4.596	-3.480	-2.890
6	-4.433	-2.584	-1.950	6	-5.973	-3.480	-2.890
5	-4.460	-2.584	-1.950	5	-5.827	-3.480	-2.890
4	-4.767	-2.584	-1.950	4	-6.033	-3.480	-2.890
3	-4.447	-2.584	-1.950	3	-5.511	-3.480	-2.890
2	-4.737	-2.584	-1.950	2	-5.733	-3.480	-2.890
1	-5.767	-2.584	-1.950	1	-6.788	-3.480	-2.890
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 7 with RMSE 21.42484 Min SC = 6.254435 at lag 1 with RMSE 22.23474 Min MAIC = 6.354289 at lag 10 with RMSE 21.21468				Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 7 with RMSE 20.88157 Min SC = 6.202274 at lag 1 with RMSE 21.66235 Min MAIC = 6.649212 at lag 2 with RMSE 21.61746			

(a)

(b)

Tabela C.17: Decomposição de variância paraos resultados do modelo VECM I (antes da quebra). (a) impulso em todas as variáveis com resposta em lnCAMBIO, e; (b) impulso em todas as variáveis com resposta em dif(lnPIB).

step	CAM	PIB	INF	JUR	M1	step	PIB	CAM	INF	JUR	M1
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1	0.97	0.03	0.00	0.00	0.00
2	0.81	0.00	0.06	0.00	0.12	2	0.88	0.05	0.05	0.00	0.02
3	0.66	0.00	0.05	0.00	0.29	3	0.81	0.04	0.09	0.01	0.05
4	0.63	0.01	0.04	0.08	0.24	4	0.75	0.05	0.09	0.06	0.05
5	0.63	0.01	0.02	0.08	0.26	5	0.68	0.05	0.12	0.06	0.08
6	0.63	0.01	0.02	0.08	0.26	6	0.64	0.06	0.12	0.10	0.08
7	0.63	0.02	0.02	0.06	0.27	7	0.59	0.08	0.12	0.11	0.10
8	0.62	0.02	0.02	0.06	0.28	8	0.57	0.09	0.13	0.10	0.11
9	0.61	0.02	0.02	0.05	0.29	9	0.55	0.09	0.14	0.10	0.12
10	0.61	0.03	0.02	0.04	0.31	10	0.53	0.08	0.16	0.09	0.13
11	0.60	0.03	0.02	0.04	0.32	11	0.53	0.08	0.17	0.09	0.13
12	0.60	0.03	0.02	0.03	0.32	12	0.54	0.08	0.17	0.09	0.12
13	0.59	0.03	0.02	0.03	0.33	13	0.57	0.08	0.16	0.08	0.12
14	0.59	0.03	0.01	0.02	0.34	14	0.59	0.08	0.14	0.08	0.11
15	0.58	0.03	0.01	0.02	0.35	15	0.59	0.08	0.14	0.08	0.11
16	0.58	0.03	0.01	0.02	0.35	16	0.57	0.08	0.13	0.11	0.11
17	0.58	0.03	0.01	0.02	0.36	17	0.54	0.09	0.14	0.12	0.11
18	0.57	0.03	0.01	0.02	0.36	18	0.52	0.09	0.14	0.13	0.12
19	0.57	0.04	0.01	0.02	0.37	19	0.51	0.09	0.15	0.12	0.13
20	0.57	0.04	0.01	0.02	0.37	20	0.51	0.09	0.15	0.12	0.13
21	0.56	0.04	0.01	0.02	0.37	21	0.51	0.09	0.15	0.12	0.13
22	0.56	0.04	0.01	0.01	0.38	22	0.51	0.09	0.15	0.11	0.13
23	0.56	0.04	0.01	0.01	0.38	23	0.51	0.09	0.15	0.11	0.13
24	0.56	0.04	0.01	0.01	0.38	24	0.52	0.09	0.15	0.11	0.13
25	0.56	0.04	0.01	0.01	0.38	25	0.53	0.09	0.15	0.11	0.13
26	0.56	0.04	0.01	0.01	0.39	26	0.53	0.09	0.14	0.11	0.13
27	0.55	0.04	0.01	0.01	0.39	27	0.52	0.09	0.14	0.11	0.13
28	0.55	0.04	0.01	0.01	0.39	28	0.51	0.10	0.14	0.11	0.13
29	0.55	0.04	0.01	0.01	0.39	29	0.50	0.10	0.15	0.12	0.14
30	0.55	0.04	0.01	0.01	0.39	30	0.50	0.10	0.15	0.11	0.14

(a)

(b)

Tabela C.18: Decomposição de variância para os resultados do modelo VECM I (antes da quebra). (a) impulso em todas as variáveis com resposta em difINFLACAO, e; (b) impulso em todas as variáveis com resposta em difJUROS.

step	CAM	PIB	INF	JUR	MI	step	PIB	CAM	INF	JUR	MI
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1	0.66	0.33	0.01	0.00	0.00	1	0.90	0.03	0.03	0.04	0.00
2	0.63	0.27	0.10	0.00	0.01	2	0.81	0.07	0.02	0.07	0.03
3	0.55	0.18	0.24	0.02	0.02	3	0.77	0.11	0.01	0.06	0.04
4	0.46	0.15	0.26	0.11	0.01	4	0.74	0.11	0.01	0.07	0.06
5	0.30	0.17	0.35	0.15	0.04	5	0.74	0.11	0.01	0.08	0.06
6	0.30	0.16	0.33	0.15	0.07	6	0.73	0.12	0.01	0.08	0.06
7	0.26	0.11	0.25	0.34	0.05	7	0.73	0.12	0.01	0.07	0.06
8	0.28	0.10	0.22	0.34	0.05	8	0.74	0.11	0.01	0.08	0.06
9	0.29	0.10	0.23	0.33	0.05	9	0.74	0.11	0.01	0.08	0.06
10	0.31	0.12	0.21	0.31	0.04	10	0.74	0.11	0.01	0.08	0.06
11	0.30	0.12	0.24	0.30	0.04	11	0.74	0.11	0.02	0.08	0.06
12	0.29	0.12	0.23	0.33	0.04	12	0.75	0.10	0.02	0.08	0.05
13	0.27	0.15	0.22	0.31	0.05	13	0.75	0.10	0.02	0.07	0.05
14	0.27	0.14	0.22	0.32	0.05	14	0.76	0.10	0.02	0.08	0.05
15	0.28	0.14	0.22	0.32	0.05	15	0.77	0.09	0.02	0.08	0.05
16	0.27	0.13	0.21	0.34	0.05	16	0.77	0.09	0.02	0.08	0.05
17	0.27	0.12	0.21	0.35	0.05	17	0.77	0.09	0.02	0.08	0.05
18	0.27	0.12	0.21	0.35	0.05	18	0.77	0.09	0.02	0.09	0.04
19	0.28	0.13	0.20	0.35	0.04	19	0.77	0.08	0.02	0.09	0.04
20	0.29	0.13	0.19	0.34	0.04	20	0.77	0.08	0.02	0.09	0.04
21	0.29	0.15	0.19	0.33	0.05	21	0.77	0.08	0.02	0.09	0.04
22	0.29	0.16	0.18	0.32	0.05	22	0.77	0.08	0.02	0.09	0.04
23	0.28	0.16	0.19	0.31	0.05	23	0.78	0.08	0.02	0.09	0.04
24	0.28	0.17	0.19	0.30	0.06	24	0.78	0.07	0.02	0.08	0.04
25	0.27	0.18	0.19	0.30	0.06	25	0.79	0.07	0.02	0.08	0.04
26	0.28	0.17	0.19	0.30	0.06	26	0.79	0.07	0.02	0.09	0.04
27	0.28	0.17	0.18	0.31	0.06	27	0.79	0.07	0.02	0.09	0.03
28	0.28	0.17	0.17	0.32	0.06	28	0.79	0.07	0.02	0.09	0.03
29	0.28	0.17	0.17	0.32	0.06	29	0.79	0.07	0.02	0.09	0.03
30	0.29	0.18	0.17	0.31	0.06	30	0.79	0.06	0.02	0.09	0.03

(a)

(b)

Tabela C.19: Decomposição de variância para os resultados do modelo VECM I (antes da quebra): (a) impulso em todas as variáveis com resposta em dif(lnM1), e; (b) impulso em todas as variáveis com resposta em lnCAMBIO.

step	CAM	PIB	INF	JUR	M1	step	PIB	CAM	INF	JUR	M1
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1	0.41	0.00	0.13	0.27	0.19	1	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2	0.38	0.00	0.11	0.36	0.15	2	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00
3	0.37	0.01	0.07	0.41	0.15	3	0.99	0.00	0.00	0.00	0.00
4	0.37	0.00	0.06	0.39	0.17	4	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00
5	0.38	0.00	0.05	0.39	0.18	5	0.99	0.00	0.00	0.00	0.00
6	0.39	0.00	0.04	0.41	0.16	6	0.99	0.00	0.00	0.00	0.01
7	0.41	0.01	0.04	0.40	0.14	7	0.99	0.00	0.00	0.00	0.01
8	0.42	0.01	0.03	0.41	0.13	8	0.98	0.00	0.00	0.00	0.01
9	0.42	0.01	0.03	0.42	0.12	9	0.98	0.00	0.00	0.00	0.01
10	0.42	0.01	0.03	0.42	0.11	10	0.98	0.00	0.00	0.00	0.01
11	0.43	0.01	0.03	0.41	0.12	11	0.98	0.00	0.00	0.00	0.01
12	0.44	0.01	0.03	0.40	0.11	12	0.98	0.00	0.00	0.00	0.01
13	0.44	0.02	0.04	0.39	0.11	13	0.98	0.00	0.00	0.00	0.01
14	0.45	0.02	0.04	0.38	0.10	14	0.98	0.00	0.00	0.00	0.01
15	0.46	0.02	0.04	0.38	0.10	15	0.98	0.00	0.00	0.00	0.01
16	0.46	0.03	0.04	0.38	0.09	16	0.98	0.00	0.00	0.00	0.01
17	0.47	0.03	0.04	0.37	0.09	17	0.98	0.00	0.00	0.00	0.01
18	0.48	0.03	0.03	0.37	0.09	18	0.98	0.00	0.00	0.00	0.01
19	0.48	0.03	0.03	0.36	0.09	19	0.98	0.00	0.00	0.01	0.01
20	0.48	0.03	0.03	0.36	0.09	20	0.97	0.00	0.00	0.01	0.01
21	0.49	0.03	0.03	0.36	0.09	21	0.97	0.00	0.00	0.01	0.01
22	0.49	0.04	0.03	0.35	0.09	22	0.97	0.00	0.00	0.01	0.01
23	0.49	0.04	0.03	0.35	0.09	23	0.97	0.00	0.00	0.01	0.01
24	0.50	0.04	0.03	0.35	0.09	24	0.97	0.00	0.00	0.01	0.01
25	0.50	0.04	0.03	0.34	0.08	25	0.97	0.00	0.00	0.01	0.01
26	0.51	0.05	0.03	0.34	0.08	26	0.97	0.00	0.00	0.01	0.01
27	0.51	0.05	0.03	0.33	0.07	27	0.97	0.00	0.00	0.01	0.01
28	0.51	0.05	0.03	0.33	0.07	28	0.97	0.00	0.00	0.01	0.01
29	0.52	0.05	0.03	0.33	0.07	29	0.97	0.00	0.00	0.01	0.01
30	0.52	0.06	0.03	0.32	0.07	30	0.97	0.00	0.00	0.01	0.01

(a)

(b)

Tabela C.20: Decomposição de variância para os resultados do modelo VECM I (após a quebra): (a) impulso em todas as variáveis com resposta em dif(lnPIB), e; (b) impulso em todas as variáveis com resposta em difINFLACAO.

step	CAM	PIB	INF	JUR	M1	step	PIB	CAM	INF	JUR	M1
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1	0.43	0.57	0.00	0.00	0.00	1	0.97	0.01	0.02	0.00	0.00
2	0.28	0.70	0.00	0.02	0.00	2	0.92	0.02	0.03	0.01	0.02
3	0.20	0.77	0.00	0.02	0.01	3	0.83	0.06	0.07	0.02	0.02
4	0.15	0.83	0.00	0.01	0.01	4	0.77	0.11	0.08	0.03	0.02
5	0.12	0.86	0.01	0.01	0.01	5	0.70	0.16	0.09	0.03	0.03
6	0.11	0.86	0.01	0.01	0.00	6	0.65	0.19	0.11	0.02	0.02
7	0.11	0.86	0.02	0.01	0.00	7	0.62	0.22	0.11	0.02	0.03
8	0.10	0.87	0.02	0.01	0.00	8	0.60	0.24	0.11	0.02	0.03
9	0.10	0.86	0.02	0.01	0.00	9	0.58	0.25	0.11	0.03	0.03
10	0.10	0.86	0.02	0.01	0.00	10	0.57	0.26	0.11	0.03	0.03
11	0.11	0.85	0.03	0.01	0.00	11	0.57	0.26	0.10	0.04	0.03
12	0.11	0.85	0.03	0.01	0.00	12	0.56	0.26	0.10	0.05	0.03
13	0.11	0.85	0.03	0.01	0.00	13	0.55	0.26	0.10	0.05	0.03
14	0.11	0.84	0.03	0.01	0.00	14	0.55	0.26	0.10	0.06	0.03
15	0.11	0.84	0.03	0.01	0.00	15	0.54	0.27	0.10	0.06	0.03
16	0.11	0.84	0.03	0.01	0.00	16	0.53	0.27	0.10	0.07	0.03
17	0.11	0.84	0.03	0.01	0.00	17	0.53	0.27	0.10	0.07	0.03
18	0.11	0.84	0.03	0.01	0.00	18	0.52	0.27	0.10	0.08	0.03
19	0.11	0.84	0.03	0.01	0.00	19	0.52	0.27	0.10	0.08	0.03
20	0.11	0.84	0.03	0.01	0.00	20	0.51	0.28	0.10	0.08	0.03
21	0.11	0.83	0.03	0.01	0.00	21	0.51	0.28	0.10	0.09	0.03
22	0.11	0.83	0.03	0.01	0.00	22	0.50	0.28	0.10	0.09	0.03
23	0.11	0.83	0.03	0.02	0.00	23	0.50	0.28	0.10	0.09	0.03
24	0.12	0.83	0.04	0.02	0.00	24	0.50	0.29	0.10	0.09	0.03
25	0.12	0.83	0.04	0.02	0.00	25	0.49	0.29	0.10	0.10	0.03
26	0.12	0.83	0.04	0.02	0.00	26	0.49	0.29	0.10	0.10	0.03
27	0.12	0.83	0.04	0.02	0.00	27	0.48	0.29	0.10	0.10	0.03
28	0.12	0.83	0.04	0.02	0.00	28	0.48	0.29	0.10	0.11	0.03
29	0.12	0.83	0.04	0.02	0.00	29	0.47	0.30	0.10	0.11	0.03
30	0.12	0.83	0.04	0.02	0.00	30	0.47	0.30	0.10	0.11	0.02

(a)

(b)

Tabela C.21: Decomposição de variância para os resultados do modelo VECM I (após a quebra): (a) impulso em todas as variáveis com resposta em difJUROSe; (b) impulso em todas as variáveis com resposta em dif(lnM1).

step	CAM	PIB	INF	JUR	M1	step	PIB	CAM	INF	JUR	M1
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1	0.74	0.04	0.20	0.02	0.00	1	0.59	0.36	0.04	0.00	0.00
2	0.73	0.06	0.17	0.03	0.01	2	0.37	0.53	0.10	0.00	0.01
3	0.71	0.10	0.16	0.03	0.00	3	0.28	0.54	0.17	0.00	0.01
4	0.68	0.12	0.17	0.03	0.01	4	0.26	0.57	0.14	0.01	0.02
5	0.67	0.12	0.16	0.04	0.01	5	0.23	0.59	0.14	0.01	0.03
6	0.66	0.13	0.17	0.04	0.01	6	0.22	0.61	0.13	0.01	0.03
7	0.64	0.13	0.17	0.05	0.01	7	0.20	0.63	0.13	0.01	0.04
8	0.63	0.13	0.18	0.05	0.01	8	0.19	0.65	0.12	0.01	0.04
9	0.61	0.13	0.18	0.06	0.01	9	0.18	0.66	0.11	0.01	0.05
10	0.60	0.14	0.19	0.06	0.01	10	0.17	0.67	0.11	0.01	0.05
11	0.58	0.14	0.19	0.07	0.01	11	0.16	0.68	0.10	0.01	0.05
12	0.57	0.14	0.20	0.07	0.02	12	0.16	0.68	0.10	0.01	0.05
13	0.56	0.15	0.20	0.08	0.02	13	0.15	0.69	0.10	0.01	0.06
14	0.55	0.15	0.21	0.08	0.02	14	0.15	0.69	0.09	0.01	0.06
15	0.54	0.16	0.21	0.08	0.02	15	0.15	0.69	0.09	0.01	0.06
16	0.53	0.16	0.21	0.08	0.02	16	0.15	0.70	0.09	0.01	0.06
17	0.52	0.16	0.21	0.09	0.02	17	0.14	0.70	0.09	0.01	0.06
18	0.52	0.16	0.21	0.09	0.02	18	0.14	0.70	0.08	0.01	0.07
19	0.51	0.17	0.22	0.09	0.02	19	0.14	0.70	0.08	0.01	0.07
20	0.51	0.17	0.22	0.09	0.02	20	0.14	0.71	0.08	0.01	0.07
21	0.50	0.17	0.22	0.09	0.02	21	0.14	0.71	0.08	0.01	0.07
22	0.50	0.17	0.22	0.09	0.02	22	0.13	0.71	0.08	0.01	0.07
23	0.49	0.17	0.22	0.09	0.02	23	0.13	0.71	0.08	0.01	0.07
24	0.49	0.17	0.22	0.10	0.02	24	0.13	0.71	0.08	0.01	0.07
25	0.49	0.18	0.22	0.10	0.02	25	0.13	0.71	0.08	0.01	0.07
26	0.49	0.18	0.22	0.10	0.02	26	0.13	0.72	0.07	0.01	0.07
27	0.48	0.18	0.22	0.10	0.02	27	0.13	0.72	0.07	0.01	0.07
28	0.48	0.18	0.22	0.10	0.02	28	0.13	0.72	0.07	0.01	0.07
29	0.48	0.18	0.22	0.10	0.02	29	0.13	0.72	0.07	0.01	0.07
30	0.48	0.18	0.22	0.10	0.02	30	0.13	0.72	0.07	0.01	0.07

(a)

(b)

ANEXO D - Tabelas dos resultados das estimativas do VECM II

Tabela D.1: Teste DF-GLS para o modelo m_1 , no nível: (a) para variável *diferença(INFLACÃO)* (sem tendência determinística), e; (b) para *diferença(JUROS)* (sem tendência determinística).

<i>diferença(INFLACÃO)</i>			Número de obs. 31	<i>diferença(JUROS)</i>			Número de obs. 31
[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value
10	1.145	-2.633	-1.950	10	-0.508	-2.633	-1.950
9	0.682	-2.633	-1.950	9	-0.162	-2.633	-1.950
8	0.934	-2.633	-1.950	8	-0.186	-2.633	-1.950
7	0.486	-2.633	-1.950	7	-0.387	-2.633	-1.950
6	0.369	-2.633	-1.950	6	-0.520	-2.633	-1.950
5	0.624	-2.633	-1.950	5	-0.547	-2.633	-1.950
4	0.190	-2.633	-1.950	4	-0.973	-2.633	-1.950
3	-0.527	-2.633	-1.950	3	-0.911	-2.633	-1.950
2	-0.432	-2.633	-1.950	2	-1.037	-2.633	-1.950
1	-0.516	-2.633	-1.950	1	-1.168	-2.633	-1.950
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 10 with RMSE 0.2420297				Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 10 with RMSE 0.2661625			
Min SC = -2.104776 at lag 1 with RMSE 0.3124966				Min SC = -1.897326 at lag 1 with RMSE 0.346651			
Min MAIC = -2.242175 at lag 1 with RMSE 0.3124966				Min MAIC = -1.968919 at lag 5 with RMSE 0.3133927			

(a)

(b)

Tabela D.2: Teste DF-GLS para o modelo m_1 , no nível: (a) para *diferença(lnM1)* (sem tendência determinística), e; (b) para *diferença(lnPIB)* (sem tendência determinística).

<i>diferença(lnM1)</i>			Número de obs. 31	<i>diferença(lnM1)</i>			Número de obs. 31
[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value
10	0.161	-2.633	-1.950	10	-0.064	-2.633	-1.950
9	-0.127	-2.633	-1.950	9	-0.212	-2.633	-1.950
8	0.147	-2.633	-1.950	8	-0.310	-2.633	-1.950
7	0.163	-2.633	-1.950	7	-0.582	-2.633	-1.950
6	0.065	-2.633	-1.950	6	-0.902	-2.633	-1.950
5	0.303	-2.633	-1.950	5	-1.276	-2.633	-1.950
4	0.186	-2.633	-1.950	4	-0.842	-2.633	-1.950
3	0.041	-2.633	-1.950	3	-1.123	-2.633	-1.950
2	0.265	-2.633	-1.950	2	-1.470	-2.633	-1.950
1	0.236	-2.633	-1.950	1	-1.676	-2.633	-1.950
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 0 [use maxlag(0)]				Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 5 with RMSE 0.033787			
Min SC = -5.400631 at lag 1 with RMSE 0.0601395				Min SC = -6.374778 at lag 1 with RMSE 0.036951			
Min MAIC = -5.553607 at lag 1 with RMSE 0.0601395				Min MAIC = -6.371672 at lag 8 with RMSE 0.0315839			

(a)

(b)

Tabela D.3: Teste DF-GLS para o modelo m_1 , no nível: (a) para $\ln(\text{CAMBIO})$ (sem tendência determinística), e; (b) para $\text{diferença}(\text{INFLACÃO})$ (com tendência determinística).

<i>ln(CAMBIO)</i>			Número de obs. 31	<i>diferença(INFLACÃO)</i>			Número de obs. 31
[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value
10	0.623	-2.633	-1.950	10	-0.478	-3.770	-3.190
9	0.630	-2.633	-1.950	9	-0.822	-3.770	-3.190
8	0.590	-2.633	-1.950	8	-0.817	-3.770	-3.190
7	0.354	-2.633	-1.950	7	-1.092	-3.770	-3.190
6	0.316	-2.633	-1.950	6	-1.250	-3.770	-3.190
5	0.134	-2.633	-1.950	5	-1.177	-3.770	-3.190
4	0.068	-2.633	-1.950	4	-1.596	-3.770	-3.190
3	0.222	-2.633	-1.950	3	-2.373	-3.770	-3.190
2	0.822	-2.633	-1.950	2	-2.102	-3.770	-3.190
1	1.960	-2.633	-1.950	1	-2.146	-3.770	-3.190
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 8 with RMSE 0.0014303				Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 10 with RMSE 0.21305			
Min SC = -12.10282 at lag 8 with RMSE 0.0014303				Min SC = -2.248727 at lag 1 with RMSE 0.2907949			
Min MAIC = -12.48127 at lag 8 with RMSE 0.0014303				Min MAIC = -2.389933 at lag 10 with RMSE 0.21305			

(a)

(b)

Tabela D.4: Teste DF-GLS para o modelo m_1 , no nível: (a) para *diferença(JUROS)* (com tendência determinística), e; (b) para *diferença(lnM1)* (com tendência determinística).

<i>diferença(JUROS)</i>		Número de obs. 31		<i>diferença(lnM1)</i>		Número de obs. 31	
[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value
10	-1.065	-3.770	-3.190	10	-1.348	-3.770	-3.190
9	-0.586	-3.770	-3.190	9	-1.931	-3.770	-3.190
8	-0.630	-3.770	-3.190	8	-1.448	-3.770	-3.190
7	-0.828	-3.770	-3.190	7	-1.543	-3.770	-3.190
6	-0.955	-3.770	-3.190	6	-1.801	-3.770	-3.190
5	-0.975	-3.770	-3.190	5	-1.506	-3.770	-3.190
4	-1.494	-3.770	-3.190	4	-1.652	-3.770	-3.190
3	-1.412	-3.770	-3.190	3	-1.918	-3.770	-3.190
2	-1.587	-3.770	-3.190	2	-1.559	-3.770	-3.190
1	-1.772	-3.770	-3.190	1	-1.669	-3.770	-3.190
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 10 with RMSE 0.2673864				Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 0 [use maxlag(0)]			
Min SC = -1.941269 at lag 1 with RMSE 0.3391177				Min SC = -5.570441 at lag 1 with RMSE 0.0552441			
Min MAIC = -1.864367 at lag 5 with RMSE 0.3142138				Min MAIC = -5.515456 at lag 1 with RMSE 0.0552441			

(a)

(b)

Tabela D.5: Teste DF-GLS para o modelo m_1 , no nível: (a) para *diferença(lnPIB)* (com tendência determinística), e; (b) para *ln(CAMBIO)* (com tendência determinística).

<i>diferença(lnPIB)</i>				Número de obs. 31	<i>ln(CAMBIO)</i>				Número de obs. 31
[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value		[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	
10	-0.457	-3.770	-3.190		10	-1.439	-3.770	-3.190	
9	-0.629	-3.770	-3.190		9	-1.355	-3.770	-3.190	
8	-0.773	-3.770	-3.190		8	-1.435	-3.770	-3.190	
7	-1.089	-3.770	-3.190		7	-1.693	-3.770	-3.190	
6	-1.470	-3.770	-3.190		6	-1.897	-3.770	-3.190	
5	-1.943	-3.770	-3.190		5	-1.882	-3.770	-3.190	
4	-1.355	-3.770	-3.190		4	-1.871	-3.770	-3.190	
3	-1.665	-3.770	-3.190		3	-1.913	-3.770	-3.190	
2	-2.341	-3.770	-3.190		2	-1.958	-3.770	-3.190	
1	-2.511	-3.770	-3.190		1	-2.103	-3.770	-3.190	
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 5 with RMSE 0.0323046					Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 8 with RMSE 0.0013848				
Min SC = -6.453311 at lag 1 with RMSE 0.0355282					Min SC = -12.70525 at lag 1 with RMSE 0.0015595				
Min MAIC = -6.282491 at lag 10 with RMSE 0.0301174					Min MAIC = -12.46433 at lag 2 with RMSE 0.0015311				

(a)

(b)

Tabela D.6: Teste DF-GLS para o modelo m_2 , no nível: (a) para *diferença(INFLACÃO)* (sem tendência determinística), e; (b) para *diferença(JUROS)* (sem tendência determinística).

<i>diferença(INFLACÃO)</i>			Número de obs. 54	<i>diferença(JUROS)</i>			Número de obs. 54	
[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value		[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	
10	-1.971	-2.614	-1.950	10	-1.342	-2.614	-1.950	
9	-2.161	-2.614	-1.950	9	-1.195	-2.614	-1.950	
8	-1.947	-2.614	-1.950	8	-1.006	-2.614	-1.950	
7	-2.104	-2.614	-1.950	7	-1.310	-2.614	-1.950	
6	-2.906	-2.614	-1.950	6	-1.268	-2.614	-1.950	
5	-2.695	-2.614	-1.950	5	-1.400	-2.614	-1.950	
4	-2.877	-2.614	-1.950	4	-1.376	-2.614	-1.950	
3	-2.471	-2.614	-1.950	3	-1.471	-2.614	-1.950	
2	-2.588	-2.614	-1.950	2	-0.974	-2.614	-1.950	
1	-3.349	-2.614	-1.950	1	-1.042	-2.614	-1.950	
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 0 [use maxlag(0)]				Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 8 with RMSE 0.1198048				
Min SC = -1.441388 at lag 1 with RMSE 0.4517781				Min SC = -3.820753 at lag 3 with RMSE 0.1276943				
Min MAIC = -1.137926 at lag 2 with RMSE 0.447133				Min MAIC = -3.912562 at lag 3 with RMSE 0.1276943				

(a)

(b)

Tabela D.7: Teste DF-GLS para o modelo m_2 , no nível: (a) para $diferença(\ln M1)$ (sem tendência determinística), e; (b) para $diferença(\ln PIB)$ (sem tendência determinística).

<i>diferença(lnM1)</i>				Número de obs. 54	<i>diferença(lnPIB)</i>				Número de obs. 54
[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value		[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	
10	-0.696	-2.614	-1.950		10	-0.203	-2.614	-1.950	
9	-1.217	-2.614	-1.950		9	-0.425	-2.614	-1.950	
8	-1.466	-2.614	-1.950		8	-0.763	-2.614	-1.950	
7	-1.474	-2.614	-1.950		7	-0.714	-2.614	-1.950	
6	-1.537	-2.614	-1.950		6	-0.926	-2.614	-1.950	
5	-1.562	-2.614	-1.950		5	-1.226	-2.614	-1.950	
4	-1.542	-2.614	-1.950		4	-1.075	-2.614	-1.950	
3	-1.557	-2.614	-1.950		3	-1.002	-2.614	-1.950	
2	-1.662	-2.614	-1.950		2	-0.821	-2.614	-1.950	
1	-1.898	-2.614	-1.950		1	-0.856	-2.614	-1.950	
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 10 with RMSE 0.0636484					Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 10 with RMSE 0.0459024				
Min SC = -5.188311 at lag 1 with RMSE 0.0693891					Min SC = -5.735305 at lag 1 with RMSE 0.0527853				
Min MAIC = -5.150338 at lag 0 2 with RMSE 0.0689733					Min MAIC = -5.817228 at lag 1 with RMSE 0.0527853				

(a)

(b)

Tabela D.8: Teste DF-GLS para o modelo m_2 , no nível: (a) para $\ln(CAMBIO)$ (sem tendência determinística), e; (b) para $diferença(INFLACÃO)$ (com tendência determinística).

<i>ln(CAMBIO)</i>			Número de obs. 54	<i>diferença(INFLACÃO)</i>			Número de obs. 54
[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value
10	0.525	-2.614	-1.950	10	-1.985	-3.713	-3.142
9	0.487	-2.614	-1.950	9	-2.175	-3.713	-3.142
8	0.468	-2.614	-1.950	8	-1.963	-3.713	-3.142
7	0.542	-2.614	-1.950	7	-2.120	-3.713	-3.142
6	0.337	-2.614	-1.950	6	-2.921	-3.713	-3.142
5	-0.027	-2.614	-1.950	5	-2.708	-3.713	-3.142
4	-0.202	-2.614	-1.950	4	-2.890	-3.713	-3.142
3	-0.067	-2.614	-1.950	3	-2.484	-3.713	-3.142
2	-0.004	-2.614	-1.950	2	-2.600	-3.713	-3.142
1	0.047	-2.614	-1.950	1	-3.360	-3.713	-3.142
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 6 with RMSE 0.0389314				Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 0 [use maxlag(0)]			
Min SC = -6.22303 at lag 1 with RMSE 0.0413623				Min SC = -1.442636 at lag 1 with RMSE 0.4514962			
Min MAIC = -6.333644 at lag 1 with RMSE 0.0413623				Min MAIC = -1.135171 at lag 2 with RMSE 0.446893			

(a)

(b)

Tabela D.9: Teste DF-GLS para o modelo m_2 , no nível: (a) para *diferença(JUROS)* (com tendência determinística), e; (b) para *diferença(lnM1)* (com tendência determinística).

<i>diferença(JUROS)</i>				Número de obs. 54	<i>diferença(lnM1)</i>				Número de obs. 54
[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value		[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	
10	-1.718	-3.713	-3.142		10	-2.171	-3.713	-3.142	
9	-1.475	-3.713	-3.142		9	-2.915	-3.713	-3.142	
8	-1.221	-3.713	-3.142		8	-3.208	-3.713	-3.142	
7	-1.578	-3.713	-3.142		7	-3.131	-3.713	-3.142	
6	-1.513	-3.713	-3.142		6	-3.115	-3.713	-3.142	
5	-1.656	-3.713	-3.142		5	-3.012	-3.713	-3.142	
4	-1.619	-3.713	-3.142		4	-2.793	-3.713	-3.142	
3	-1.713	-3.713	-3.142		3	-2.698	-3.713	-3.142	
2	-1.236	-3.713	-3.142		2	-2.781	-3.713	-3.142	
1	-1.307	-3.713	-3.142		1	-3.058	-3.713	-3.142	
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 8 with RMSE 0.1192635					Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 10 with RMSE 0.0610331				
Min SC = -3.83147 at lag 3 with RMSE 0.1270118					Min SC = -5.28441 at lag 1 with RMSE 0.0661338				
Min MAIC = -3.890295 at lag 3 with RMSE 0.1270118					Min MAIC = -4.970411 at lag 1 with RMSE 0.0661338				

(a)

(b)

Tabela D.10: Teste DF-GLS para o modelo m_2 , no nível: (a) para $diferença(\ln PIB)$ (com tendência determinística), e; (b) para $\ln(CAMBIO)$ (com tendência determinística).

<i>diferença(lnPIB)</i>			Número de obs. 54	<i>ln(CAMBIO)</i>			Número de obs. 54
[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value
10	-1.186	-3.713	-3.142	10	-1.782	-3.713	-3.142
9	-1.710	-3.713	-3.142	9	-1.915	-3.713	-3.142
8	-2.207	-3.713	-3.142	8	-1.956	-3.713	-3.142
7	-1.986	-3.713	-3.142	7	-1.875	-3.713	-3.142
6	-2.446	-3.713	-3.142	6	-2.283	-3.713	-3.142
5	-3.002	-3.713	-3.142	5	-3.040	-3.713	-3.142
4	-2.458	-3.713	-3.142	4	-3.259	-3.713	-3.142
3	-2.213	-3.713	-3.142	3	-2.653	-3.713	-3.142
2	-1.882	-3.713	-3.142	2	-2.421	-3.713	-3.142
1	-1.886	-3.713	-3.142	1	-2.240	-3.713	-3.142
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 5 with RMSE 0.0480316				Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 4 with RMSE 0.0369066			
Min SC = -5.791473 at lag 1 with RMSE 0.0513235				Min SC = -6.334365 at lag 1 with RMSE 0.0391227			
Min MAIC = -5.754652 at lag 1 with RMSE 0.0513235				Min MAIC = -6.23969 at lag 1 with RMSE 0.0391227			

(a)

(b)

Tabela D.11: Teste DF-GLS para o modelo m_3 , no nível: (a) para variável *diferença(INFLACÃO)* (sem tendência determinística), e; (b) para *diferença(JUROS)* (sem tendência determinística).

<i>diferença(INFLACÃO)</i>			Número de obs. 110	<i>diferença(JUROS)</i>			Número de obs. 110
[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value
10	-1.046	-2.597	-1.950	10	-1.628	-2.597	-1.950
9	-1.319	-2.597	-1.950	9	-1.596	-2.597	-1.950
8	-1.522	-2.597	-1.950	8	-1.449	-2.597	-1.950
7	-1.862	-2.597	-1.950	7	-1.794	-2.597	-1.950
6	-2.548	-2.597	-1.950	6	-1.682	-2.597	-1.950
5	-2.776	-2.597	-1.950	5	-1.811	-2.597	-1.950
4	-3.050	-2.597	-1.950	4	-1.480	-2.597	-1.950
3	-3.427	-2.597	-1.950	3	-1.360	-2.597	-1.950
2	-3.466	-2.597	-1.950	2	-0.830	-2.597	-1.950
1	-3.520	-2.597	-1.950	1	-0.920	-2.597	-1.950
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 10 with RMSE 0.1762777				Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 8 with RMSE 0.0751944			
Min SC = -3.198793 at lag 1 with RMSE 0.1935677				Min SC = -4.904555 at lag 3 with RMSE 0.0790448			
Min MAIC = -3.243515 at lag 10 with RMSE 0.1762777				Min MAIC = -4.984271 at lag 3 with RMSE 0.0790448			

(a)

(b)

Tabela D.12: Teste DF-GLS para o modelo m_3 , no nível: (a) para *diferença(lnM1)* (sem tendência determinística), e; (b) para *diferença(lnPIB)* (sem tendência determinística).

<i>diferença(lnM1)</i>			Número de obs. 110	<i>diferença(lnPIB)</i>			Número de obs. 110
[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value
10	-0.501	-2.597	-1.950	10	0.568	-2.597	-1.950
9	-0.496	-2.597	-1.950	9	0.353	-2.597	-1.950
8	-0.417	-2.597	-1.950	8	0.327	-2.597	-1.950
7	-0.502	-2.597	-1.950	7	0.189	-2.597	-1.950
6	-0.463	-2.597	-1.950	6	0.406	-2.597	-1.950
5	-0.427	-2.597	-1.950	5	0.064	-2.597	-1.950
4	-0.361	-2.597	-1.950	4	0.133	-2.597	-1.950
3	-0.413	-2.597	-1.950	3	0.132	-2.597	-1.950
2	-0.342	-2.597	-1.950	2	0.130	-2.597	-1.950
1	-0.257	-2.597	-1.950	1	0.096	-2.597	-1.950
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 0 [use maxlag(0)]				Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 10 with RMSE 0.0451022			
Min SC = -5.64487 at lag 1 with RMSE 0.0569736				Min SC = -5.941546 at lag 1 with RMSE 0.0491192			
Min MAIC = -5.710919 at lag 1 with RMSE 0.0569736				Min MAIC = -6.019272 at lag 7 with RMSE 0.0462518			

(a)

(b)

Tabela D.13: Teste DF-GLS para o modelo m_3 , no nível: (a) para $\ln(\text{CAMBIO})$ (sem tendência determinística), e; (b) para $\text{diferença}(\text{INFLACÃO})$ (com tendência determinística).

<i>ln(CAMBIO)</i>			Número de obs. 110	<i>diferença(INFLACÃO)</i>			Número de obs. 110
[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value
10	-0.463	-2.597	-1.950	10	-1.270	-3.555	-3.009
9	-0.561	-2.597	-1.950	9	-1.609	-3.555	-3.009
8	-0.476	-2.597	-1.950	8	-1.860	-3.555	-3.009
7	-0.557	-2.597	-1.950	7	-2.293	-3.555	-3.009
6	-0.655	-2.597	-1.950	6	-3.139	-3.555	-3.009
5	-0.678	-2.597	-1.950	5	-3.371	-3.555	-3.009
4	-0.629	-2.597	-1.950	4	-3.648	-3.555	-3.009
3	-0.686	-2.597	-1.950	3	-4.035	-3.555	-3.009
2	-0.697	-2.597	-1.950	2	-3.997	-3.555	-3.009
1	-0.773	-2.597	-1.950	1	-3.993	-3.555	-3.009
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 1 with RMSE 0.0316391				Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 10 with RMSE 0.1757783			
Min SC = -6.821261 at lag 1 with RMSE 0.0316391				Min SC = -3.228091 at lag 1 with RMSE 0.1907528			
Min MAIC = -6.877434 at lag 1 with RMSE 0.0316391				Min MAIC = -3.20478 at lag 10 with RMSE 0.1757783			

(a)

(b)

Tabela D.14: Teste DF-GLS para o modelo m_3 , no nível: (a) para *diferença(JUROS)* (com tendência determinística), e; (b) para *diferença(lnM1)* (com tendência determinística).

<i>diferença(JUROS)</i>			Número de obs. 110	<i>diferença(lnM1)</i>			Número de obs. 110
[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value
10	-2.801	-3.555	-3.009	10	-0.862	-3.555	-3.009
9	-2.698	-3.555	-3.009	9	-0.848	-3.555	-3.009
8	-2.421	-3.555	-3.009	8	-0.696	-3.555	-3.009
7	-2.927	-3.555	-3.009	7	-0.850	-3.555	-3.009
6	-2.687	-3.555	-3.009	6	-0.779	-3.555	-3.009
5	-2.832	-3.555	-3.009	5	-0.722	-3.555	-3.009
4	-2.251	-3.555	-3.009	4	-0.575	-3.555	-3.009
3	-2.060	-3.555	-3.009	3	-0.675	-3.555	-3.009
2	-1.290	-3.555	-3.009	2	-0.508	-3.555	-3.009
1	-1.427	-3.555	-3.009	1	-0.324	-3.555	-3.009
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 5 with RMSE 0.0750793				Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 0 [use maxlag(0)]			
Min SC = -4.928695 at lag 3 with RMSE 0.0780964				Min SC = -5.643002 at lag 1 with RMSE 0.0570269			
Min MAIC = -4.955267 at lag 3 with RMSE 0.0780964				Min MAIC = -5.708304 at lag 1 with RMSE 0.0570269			

(a)

(b)

Tabela D.15: Teste DF-GLS para o modelo m_3 , no nível: (a) para *diferença(lnPIB)* (com tendência determinística), e; (b) para *ln(CAMBIO)* (com tendência determinística).

<i>diferença(lnPIB)</i>			Número de obs. 110	<i>ln(CAMBIO)</i>			Número de obs. 110
[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value
10	-0.427	-3.555	-3.009	10	-0.775	-3.555	-3.009
9	-0.795	-3.555	-3.009	9	-1.018	-3.555	-3.009
8	-0.877	-3.555	-3.009	8	-0.799	-3.555	-3.009
7	-1.083	-3.555	-3.009	7	-0.944	-3.555	-3.009
6	-0.782	-3.555	-3.009	6	-1.145	-3.555	-3.009
5	-1.357	-3.555	-3.009	5	-1.177	-3.555	-3.009
4	-1.218	-3.555	-3.009	4	-1.039	-3.555	-3.009
3	-1.220	-3.555	-3.009	3	-1.155	-3.555	-3.009
2	-1.231	-3.555	-3.009	2	-1.158	-3.555	-3.009
1	-1.300	-3.555	-3.009	1	-1.292	-3.555	-3.009
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 10 with RMSE 0.044397				Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 1 with RMSE 0.0315282			
Min SC = -5.96657 at lag 1 with RMSE 0.0485085				Min SC = -6.828283 at lag 1 with RMSE 0.0315282			
Min MAIC = -6.042025 at lag 10 with RMSE 0.044397				Min MAIC = -6.864067 at lag 1 with RMSE 0.0315282			

(a)

(b)

Tabela D.16: Teste DF-GLS para o modelo m_4 , no nível: (a) para *diferença(INFLACÃO)* (sem tendência determinística), e; (b) para *diferença(JUROS)* (sem tendência determinística).

<i>diferença(INFLACÃO)</i>			Número de obs. 23	<i>diferença(JUROS)</i>			Número de obs. 23
[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value
10	-1.116	-2.646	-1.950	10	-1.265	-2.646	-1.950
9	-1.046	-2.646	-1.950	9	-0.954	-2.646	-1.950
8	-1.102	-2.646	-1.950	8	-0.781	-2.646	-1.950
7	-1.153	-2.646	-1.950	7	-1.254	-2.646	-1.950
6	-1.249	-2.646	-1.950	6	-1.127	-2.646	-1.950
5	-1.318	-2.646	-1.950	5	-1.176	-2.646	-1.950
4	-1.544	-2.646	-1.950	4	-0.980	-2.646	-1.950
3	-1.592	-2.646	-1.950	3	-0.877	-2.646	-1.950
2	-1.570	-2.646	-1.950	2	-0.676	-2.646	-1.950
1	-1.708	-2.646	-1.950	1	-0.907	-2.646	-1.950
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 0 [use maxlag(0)]				Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 1 with RMSE 0.0935453			
Min SC = -2.94797 at lag 1 with RMSE 0.1998254				Min SC = -4.465967 at lag 1 with RMSE 0.0935453			
Min MAIC = -2.820916 at lag 1 with RMSE 0.1998254				Min MAIC = -4.558558 at lag 1 with RMSE 0.0935453			

(a)

(b)

Tabela D.17: Teste DF-GLS para o modelo m_4 , no nível: (a) para *diferença(lnM1)* (sem tendência determinística), e; (b) para *diferença(lnPIB)* (sem tendência determinística).

<i>diferença(lnM1)</i>				Número de obs. 23	<i>diferença(lnPIB)</i>				Número de obs. 23
[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value		[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	
10	-0.419	-2.646	-1.950		10	-0.665	-2.646	-1.950	
9	-0.413	-2.646	-1.950		9	-0.724	-2.646	-1.950	
8	-1.161	-2.646	-1.950		8	-0.869	-2.646	-1.950	
7	-1.305	-2.646	-1.950		7	-0.986	-2.646	-1.950	
6	-0.881	-2.646	-1.950		6	-0.679	-2.646	-1.950	
5	-0.605	-2.646	-1.950		5	-0.846	-2.646	-1.950	
4	-0.299	-2.646	-1.950		4	-0.671	-2.646	-1.950	
3	-0.082	-2.646	-1.950		3	-0.480	-2.646	-1.950	
2	-0.192	-2.646	-1.950		2	-0.456	-2.646	-1.950	
1	-0.132	-2.646	-1.950		1	-0.604	-2.646	-1.950	
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 0 [use maxlag(0)]					Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 0 [use maxlag(0)]				
Min SC = -5.622835 at lag 1 with RMSE 0.0524579					Min SC = -5.470232 at lag 1 with RMSE 0.0566172				
Min MAIC = -5.806803 at lag 1 with RMSE 0.0524579					Min MAIC = -5.620374 at lag 1 with RMSE 0.0566172				

(a)

(b)

Tabela D.18: Teste DF-GLS para o modelo m_4 , no nível: (a) para $\ln(CAMBIO)$ (sem tendência determinística), e; (b) para $diferença(INFLACÃO)$ (com tendência determinística).

<i>ln(CAMBIO)</i>			Número de obs. 23	<i>diferença(INFLACÃO)</i>			Número de obs. 23
[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value
10	-1.001	-2.646	-1.950	10	-0.914	-3.770	-3.190
9	-0.785	-2.646	-1.950	9	-0.735	-3.770	-3.190
8	-0.725	-2.646	-1.950	8	-0.888	-3.770	-3.190
7	-0.800	-2.646	-1.950	7	-1.023	-3.770	-3.190
6	-1.136	-2.646	-1.950	6	-1.207	-3.770	-3.190
5	-0.934	-2.646	-1.950	5	-1.295	-3.770	-3.190
4	-0.837	-2.646	-1.950	4	-1.730	-3.770	-3.190
3	-0.694	-2.646	-1.950	3	-1.780	-3.770	-3.190
2	-0.487	-2.646	-1.950	2	-1.636	-3.770	-3.190
1	-0.690	-2.646	-1.950	1	-1.911	-3.770	-3.190
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 1 with RMSE 0.0367359				Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 0 [use maxlag(0)]			
Min SC = -6.335348 at lag 1 with RMSE 0.0367359				Min SC = -2.981544 at lag 1 with RMSE 0.196499			
Min MAIC = -6.519762 at lag 2 with RMSE 0.0347647				Min MAIC = -2.767193 at lag 2 with RMSE 0.1940443			

(a)

(b)

Tabela D.19: Teste DF-GLS para o modelo m_4 , no nível: (a) para *diferença(JUROS)* (com tendência determinística), e; (b) para *diferença(lnM1)* (com tendência determinística).

<i>diferença(JUROS)</i>				Número de obs. 23	<i>diferença(lnM1)</i>				Número de obs. 23
[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	[lags]	
10	-1.251	-3.770	-3.190	10	-3.425	-3.770	-3.190		
9	-0.982	-3.770	-3.190	9	-2.763	-3.770	-3.190		
8	-0.848	-3.770	-3.190	8	-3.829	-3.770	-3.190		
7	-1.317	-3.770	-3.190	7	-3.388	-3.770	-3.190		
6	-1.158	-3.770	-3.190	6	-2.178	-3.770	-3.190		
5	-1.197	-3.770	-3.190	5	-1.558	-3.770	-3.190		
4	-0.975	-3.770	-3.190	4	-1.107	-3.770	-3.190		
3	-0.858	-3.770	-3.190	3	-0.601	-3.770	-3.190		
2	-0.614	-3.770	-3.190	2	-0.763	-3.770	-3.190		
1	-0.906	-3.770	-3.190	1	-0.580	-3.770	-3.190		
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 1 with RMSE 0.0936557				Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 7 with RMSE 0.0336867					
Min SC = -4.463607 at lag 1 with RMSE 0.0936557				Min SC = -5.739201 at lag 8 with RMSE 0.0307131					
Min MAIC = -4.549357 at lag 1 with RMSE 0.0936557				Min MAIC = -5.773113 at lag 1 with RMSE 0.0524981					

(a)

(b)

Tabela D.20: Teste DF-GLS para o modelo m_4 , no nível: (a) para *ddiferença(lnPIB)* (com tendência determinística), e; (b) para *ln(CAMBIO)* (com tendência determinística).

<i>diferença(lnPIB)</i>			Número de obs. 23	<i>ln(CAMBIO)</i>			Número de obs. 23
[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value
10	-1.474	-3.770	-3.190	10	-1.704	-3.770	-3.190
9	-1.502	-3.770	-3.190	9	-1.308	-3.770	-3.190
8	-1.670	-3.770	-3.190	8	-1.153	-3.770	-3.190
7	-1.751	-3.770	-3.190	7	-1.231	-3.770	-3.190
6	-1.265	-3.770	-3.190	6	-1.685	-3.770	-3.190
5	-1.493	-3.770	-3.190	5	-1.257	-3.770	-3.190
4	-1.228	-3.770	-3.190	4	-1.098	-3.770	-3.190
3	-0.860	-3.770	-3.190	3	-0.911	-3.770	-3.190
2	-0.778	-3.770	-3.190	2	-0.585	-3.770	-3.190
1	-0.972	-3.770	-3.190	1	-0.930	-3.770	-3.190
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 0 [use maxlag(0)]				Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 1 with RMSE 0.036775			
Min SC = -5.477049 at lag 1 with RMSE 0.0564246				Min SC = -6.333225 at lag 1 with RMSE 0.036775			
Min MAIC = -5.56504 at lag 1 with RMSE 0.0564246				Min MAIC = -6.466171 at lag 2 with RMSE 0.0354554			

(a)

(b)

Tabela D.21: Distribuição dos Resíduos para m_2

Residual disturbances on VAR model						
	Bartlett's periodogram-based test for white noise		Portmanteau (Q) test for white noise		Jarque-Bera normality test	
	Estatística B	p-valor	Estatística Q	p-valor	JB	p-valor
lnCAMBIO	0.7364	0.6501	2.1233	0.8318	0.7943	0.6722
diffPIB	0.5443	0.9284	3.0764	0.6882	1.418	0.4920
diffINFLACAO	0.6646	0.7690	8.2408	0.1435	10.33	0.0570
diffJUROS	0.6504	0.7914	5.8782	0.3182	1.392	0.4986
diffM1	0.8176	0.5158	3.7459	0.5865	2.747	0.2533
Residual disturbances on cointegration equations						
ce1	63.2726	0.0000	3.2205	0.0000	70.99	3.8e-16

Tabela D.22: Distribuição dos Resíduos para m_3

Residual disturbances on VAR model						
	Bartlett's periodogram-based test for white noise		Portmanteau (Q) test for white noise		Jarque-Bera normality test	
	Estatística B	p-valor	Estatística Q	p-valor	JB	p-valor
lnCAMBIO	0.3808	0.9987	0.6139	0.9874	9.390	0.0654
diffPIB	0.6091	0.8520	1.5019	0.9129	3.849	0.1460
diffINFLACAO	0.8708	0.4343	3.5411	0.6172	1.482	0.4768
diffJUROS	1.0573	0.2136	12.2697	0.0313	2.937	0.2303
diffM1	0.5462	0.9266	0.7511	0.9800	1.264	0.5316
Residual disturbances on cointegration equations						
ce1	5.8491	0.0000	315.4127	0.0000	4.483	0.1063
ce2	6.3905	0.0000	344.9830	0.0000	1.812	0.4042

Tabela D.23: Distribuição dos Resíduos para m_4

Residual disturbances on VAR model						
	Bartlett's periodogram-based test for white noise		Portmanteau (Q) test for white noise		Jarque-Bera normality test	
	Estatística B	p-valor	Estatística Q	p-valor	JB	p-valor
lnCAMBIO	1.1789	0.1241	9.5829	0.0880	0.4488	0.799
diffPIB	0.4624	0.9831	1.9177	0.8604	1.813	0.404
diffINFLACAO	0.3100	1.0000	3.4625	0.6291	0.6048	0.739
diffJUROS	0.8889	0.4082	11.3903	0.0442	0.7859	0.6751
diffM1	0.5460	0.9267	0.7642	0.9793	1.359	0.5069
Residual disturbances on cointegration equations						
ce1	13.5221	0.0090	1.6218	0.0104	1.265	0.5314

Tabela D.24: Teste DF-GLS para cel do modelo m_1 , no nível: (a) sem tendência determinística), e; (b) tendência determinística.

Cel		Numero de Obs.			53.	Cel		Numero de Obs			53
[lags]	DF-GLS test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value		
10	-0.387	-2.619	-1.950	-1.610	10	-0.939	-3.759	-3.180	-2.881		
9	-0.959	-2.619	-1.950	-1.610	9	-1.700	-3.759	-3.180	-2.881		
8	-0.699	-2.619	-1.950	-1.610	8	-1.313	-3.759	-3.180	-2.881		
7	-0.791	-2.619	-1.950	-1.610	7	-1.433	-3.759	-3.180	-2.881		
6	-0.652	-2.619	-1.950	-1.610	6	-1.230	-3.759	-3.180	-2.881		
5	-0.541	-2.619	-1.950	-1.610	5	-0.984	-3.759	-3.180	-2.881		
4	-1.057	-2.619	-1.950	-1.610	4	-1.862	-3.759	-3.180	-2.881		
3	-1.829	-2.619	-1.950	-1.610	3	-3.139	-3.759	-3.180	-2.881		
2	-2.042	-2.619	-1.950	-1.610	2	-3.322	-3.759	-3.180	-2.881		
1	-2.426	-2.619	-1.950	-1.610	1	-3.804	-3.759	-3.180	-2.881		
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 10 with RMSE 0.0894725 Min SC = -3.919002 at lag 5 with RMSE 0.1079079 Min MAIC = -4.333753 at lag 10 with RMSE .0894725					Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 10 with RMSE 0.0904789 Min SC = -3.900049 at lag 5 with RMSE 0.1089353 Min MAIC = -4.114182 at lag 10 with RMSE .0904789						

Tabela D.25: Teste DF-GLS para ce1 do modelo m_2 , no nível: (a) sem tendência determinística, e; (b) tendência determinística.

Ce1		Numero de Obs			209	Ce1		Numero de Obs.			209.
[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value		
10	-2.168	-2.584	-1.950	-1.618	10	-3.606	-3.480	-2.890	-2.570		
9	-2.561	-2.584	-1.950	-1.618	9	-4.006	-3.480	-2.890	-2.570		
8	-2.646	-2.584	-1.950	-1.618	8	-4.036	-3.480	-2.890	-2.570		
7	-3.181	-2.584	-1.950	-1.618	7	-4.596	-3.480	-2.890	-2.570		
6	-4.433	-2.584	-1.950	-1.618	6	-5.973	-3.480	-2.890	-2.570		
5	-4.460	-2.584	-1.950	-1.618	5	-5.827	-3.480	-2.890	-2.570		
4	-4.767	-2.584	-1.950	-1.618	4	-6.033	-3.480	-2.890	-2.570		
3	-4.447	-2.584	-1.950	-1.618	3	-5.511	-3.480	-2.890	-2.570		
2	-4.737	-2.584	-1.950	-1.618	2	-5.733	-3.480	-2.890	-2.570		
1	-5.767	-2.584	-1.950	-1.618	1	-6.788	-3.480	-2.890	-2.570		
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 7 with RMSE 21.42484 Min SC = 6.254435 at lag 1 with RMSE 22.23474 Min MAIC = 6.354289 at lag 10 with RMSE 21.21468					Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 7 with RMSE 20.88157 Min SC = 6.202274 at lag 1 with RMSE 21.66235 Min MAIC = 6.649212 at lag 2 with RMSE 21.61746						

Tabela D.26: Teste DF-GLS para ce1 e ce2 do modelo m_3 , no nível: (a) sem tendência determinística, e; (b) tendência determinística.

Ce1		Numero de Obs.			110	Ce1		Numero de Obs			110
[lags]	DF-GLS test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value		
10	-1.476	-2.597	-1.950	-1.611	10	-0.939	-3.555	-3.009	-2.719		
9	-1.260	-2.597	-1.950	-1.611	9	-1.700	-3.555	-3.009	-2.719		
8	-1.178	-2.597	-1.950	-1.611	8	-1.313	-3.555	-3.009	-2.719		
7	-1.480	-2.597	-1.950	-1.611	7	-1.433	-3.555	-3.009	-2.719		
6	-1.497	-2.597	-1.950	-1.611	6	-1.230	-3.555	-3.009	-2.719		
5	-1.758	-2.597	-1.950	-1.611	5	-0.984	-3.555	-3.009	-2.719		
4	-1.924	-2.597	-1.950	-1.611	4	-1.862	-3.555	-3.009	-2.719		
3	-2.023	-2.597	-1.950	-1.611	3	-3.139	-3.555	-3.009	-2.719		
2	-1.428	-2.597	-1.950	-1.611	2	-3.322	-3.555	-3.009	-2.719		
1	-1.508	-2.597	-1.950	-1.611	1	-3.804	-3.555	-3.009	-2.719		
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 10 with RMSE 0.1115281 Min SC = -4.118721 at lag 3 with RMSE 0.1170887 Min MAIC = -4.171342at lag 8 with RMSE 0.1134751					Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 10 with RMSE 0.1112565 Min SC = -4.125273 at lag 3 with RMSE 0.1167057 Min MAIC = -4.164551 at lag 8 with RMSE 0.1132865						
Ce2		Numero de Obs.			110	Ce2		Numero de Obs			110
[lags]	DF-GLS test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value		
10	-1.421	-2.597	-1.950	-1.611	10	-1.793	-3.555	-3.009	-2.719		
9	-1.101	-2.597	-1.950	-1.611	9	-1.329	-3.555	-3.009	-2.719		
8	-0.929	-2.597	-1.950	-1.611	8	-1.061	-3.555	-3.009	-2.719		
7	-1.156	-2.597	-1.950	-1.611	7	-1.409	-3.555	-3.009	-2.719		
6	-1.226	-2.597	-1.950	-1.611	6	-1.501	-3.555	-3.009	-2.719		
5	-1.444	-2.597	-1.950	-1.611	5	-1.813	-3.555	-3.009	-2.719		
4	-1.230	-2.597	-1.950	-1.611	4	-1.475	-3.555	-3.009	-2.719		
3	-1.124	-2.597	-1.950	-1.611	3	-1.311	-3.555	-3.009	-2.719		
2	-0.715	-2.597	-1.950	-1.611	2	-0.631	-3.555	-3.009	-2.719		
1	-0.783	-2.597	-1.950	-1.611	1	-0.750	-3.555	-3.009	-2.719		
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 10 with RMSE 0.2199289 Min SC = -2.631851at lag 3 with RMSE 0.2462547 Min MAIC = -2.801262 at lag 10 with RMSE 0.2199289					Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 10 with RMSE 0.2186974 Min SC = -2.636044at lag 3 with RMSE 0.245739 Min MAIC = -2.773195 at lag 10 with RMSE 0.2186974						

Tabela D.27: Teste DF-GLS para $ce1$ do modelo m_4 , no nível: (a) sem tendência determinística, e; (b) tendência determinística.

Ce1		Numero de Obs			23	Ce1		Numero de Obs.			23
[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	[lags]	DF-GLS Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value		
10	-0.371	-2.646	-1.950	-1.604	10	-1.829	-3.770	-3.190	-2.890		
9	-0.378	-2.646	-1.950	-1.604	9	-1.835	-3.770	-3.190	-2.890		
8	-0.725	-2.646	-1.950	-1.604	8	-2.369	-3.770	-3.190	-2.890		
7	-0.631	-2.646	-1.950	-1.604	7	-1.950	-3.770	-3.190	-2.890		
6	-0.435	-2.646	-1.950	-1.604	6	-1.575	-3.770	-3.190	-2.890		
5	-0.578	-2.646	-1.950	-1.604	5	-1.778	-3.770	-3.190	-2.890		
4	-1.482	-2.646	-1.950	-1.604	4	-2.933	-3.770	-3.190	-2.890		
3	-0.902	-2.646	-1.950	-1.604	3	-2.178	-3.770	-3.190	-2.890		
2	-1.503	-2.646	-1.950	-1.604	2	-3.064	-3.770	-3.190	-2.890		
1	-2.611	-2.646	-1.950	-1.604	1	-4.276	-3.770	-3.190	-2.890		
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 5 with RMSE 0.01475 Min SC = -7.72203 at lag 1 with RMSE 0.0183644 Min MAIC = -7.843719 at lag 5 with RMSE 0.01475					Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 4 with RMSE 0.0138317 Min SC = -8.078512 at lag 1 with RMSE 0.0153663 Min MAIC = -6.180236 at lag 3 with RMSE 0.015175						

Tabela D.28: Autovalores e condição de estabilidade do VECM para m_2 . Eigenvalue stability condition (the VECM specification imposes 4 unit moduli).

Eigenvalue	Modulus
1	1
1	1
1	1
1	1
$0.817749 + 0.3834254i$	0.903177
$0.817749 - 0.3834254i$	0.903177
$-0.3809268 + 0.763073i$	0.852869
$-0.3809268 - 0.763073i$	0.852869
$0.1288199 + 0.8391115i$	0.848942
$0.1288199 - 0.8391115i$	0.848942
$-0.7162676 + 0.444307i$	0.842881
$-0.7162676 - 0.444307i$	0.842881
$0.5421112 + 0.6219944i$	0.825083
$0.5421112 - 0.6219944i$	0.825083
$0.3249314 + 0.7518228i$	0.819035
$0.3249314 - 0.7518228i$	0.819035
$-0.3154171 + 0.6137758i$	0.690079
$-0.3154171 - 0.6137758i$	0.690079
$-0.6522453 + 0.1245151i$	0.664024
$-0.6522453 - 0.1245151i$	0.664024
0.5787923	0.578792
$-0.08655446 + 0.452343i$	0.46055
$-0.08655446 - 0.452343i$	0.46055
0.4547713	0.454771
-0.3625985	0.362599

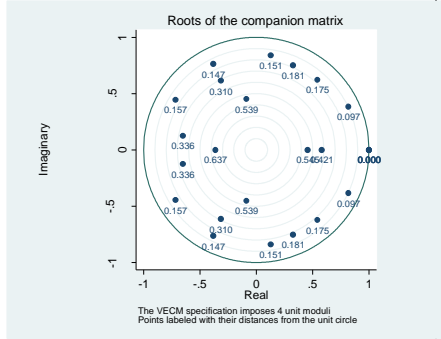


Tabela D.29: Autovalores e condição de estabilidade do VECM para m_3 . Eigenvalue stability condition (the VECM specification imposes 3 unit moduli).

Eigenvalue	Modulus
1	1
1	1
1	1
0.9759214	0.975921
0.8894011	0.889401
-0.5545977 + 0.662230i	0.863787
-0.5545977 - 0.6622303i	0.863787
-0.7617228 + 0.400789i	0.860728
-0.7617228 - 0.4007889i	0.860728
-0.03185221 + 0.800219i	0.800853
-0.03185221 - 0.800219i	0.800853
0.6619204 + 0.432298i	0.790582
0.6619204 - 0.4322983i	0.790582
0.7700472 + 0.177617i	0.790266
0.7700472 - 0.1776169i	0.790266
-0.3546934 + 0.700015i	0.784743
-0.3546934 - 0.7000105i	0.784743
-0.755082	0.755082
0.2281008 + 0.696903i	0.733283
0.2281008 - 0.6969036i	0.733283
0.2882466 + 0.647751i	0.708991
0.2882466 - 0.6477514i	0.708991
-0.5377592	0.537759
0.08581474 + 0.325177i	0.336311
0.08581474 - 0.325177i	0.336311

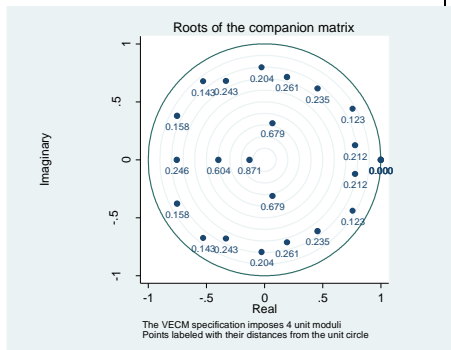


Tabela D.30: Autovalores e condição de estabilidade do VECM para m_4 . Eigenvalue stability condition (the VECM specification imposes 4 unit moduli).

Eigenvalue	Modulus
1	1
1	1
1	1
1	1
$0.1607255 + 0.853089i$	0.868098
$0.1607255 - 0.853089i$	0.868098
$-0.6150877 + 0.5918154i$	0.853568
$-0.6150877 - 0.5918154i$	0.853568
0.7227623	0.722762
-0.7012532	0.701253
$-0.01091264 + 0.6449551i$	0.645047
$-0.01091264 - 0.6449551i$	0.645047
$0.384384 + 0.2760063i$	0.473213
$0.384384 - 0.2760063i$	0.473213
0.1019968	0.101997

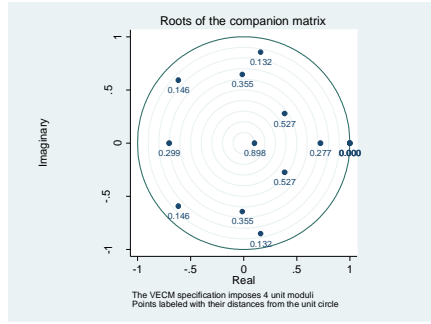


Tabela D.31: Decomposição de variância para os resultados do submodelo m_2 do modelo VECM II. (a) impulso em todas as variáveis com resposta em lnCAMBIO, e; (b) impulso em todas as variáveis com resposta em dif(lnPIB).

step	CAM	PIB	INF	JUR	M1	step	PIB	CAM	INF	JUR	M1
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1	0.25	0.75	0.00	0.00	0.00
2	0.95	0.00	0.01	0.03	0.00	2	0.15	0.75	0.00	0.09	0.01
3	0.90	0.00	0.01	0.08	0.01	3	0.09	0.72	0.00	0.12	0.06
4	0.84	0.00	0.04	0.09	0.02	4	0.07	0.75	0.01	0.10	0.07
5	0.82	0.00	0.06	0.10	0.02	5	0.05	0.77	0.01	0.10	0.07
6	0.80	0.00	0.06	0.12	0.02	6	0.05	0.77	0.01	0.10	0.07
7	0.80	0.00	0.05	0.12	0.02	7	0.04	0.77	0.01	0.12	0.06
8	0.79	0.00	0.06	0.14	0.02	8	0.04	0.75	0.02	0.13	0.06
9	0.78	0.00	0.06	0.14	0.02	9	0.04	0.75	0.02	0.14	0.06
10	0.77	0.00	0.06	0.15	0.02	10	0.04	0.74	0.02	0.14	0.06
11	0.77	0.00	0.06	0.15	0.01	11	0.04	0.74	0.02	0.15	0.05
12	0.77	0.00	0.06	0.16	0.01	12	0.04	0.74	0.02	0.15	0.05
13	0.77	0.00	0.06	0.16	0.01	13	0.04	0.74	0.02	0.15	0.05
14	0.77	0.00	0.06	0.16	0.01	14	0.04	0.74	0.02	0.15	0.05
15	0.77	0.00	0.06	0.16	0.01	15	0.04	0.74	0.02	0.15	0.05
16	0.77	0.00	0.06	0.16	0.01	16	0.04	0.74	0.02	0.15	0.05
17	0.77	0.00	0.05	0.16	0.01	17	0.04	0.74	0.02	0.15	0.05
18	0.77	0.00	0.06	0.15	0.01	18	0.04	0.74	0.02	0.15	0.05
19	0.77	0.00	0.05	0.15	0.01	19	0.04	0.74	0.02	0.15	0.05
20	0.77	0.00	0.05	0.16	0.01	20	0.04	0.74	0.02	0.15	0.05
21	0.77	0.00	0.05	0.16	0.01	21	0.04	0.74	0.02	0.15	0.05
22	0.77	0.00	0.05	0.16	0.01	22	0.04	0.74	0.02	0.15	0.05
23	0.77	0.00	0.05	0.16	0.01	23	0.04	0.74	0.02	0.15	0.05
24	0.77	0.00	0.05	0.16	0.01	24	0.04	0.74	0.02	0.15	0.05
25	0.77	0.00	0.05	0.16	0.01	25	0.04	0.74	0.02	0.15	0.05
26	0.77	0.00	0.05	0.16	0.01	26	0.04	0.74	0.02	0.15	0.05
27	0.77	0.00	0.05	0.16	0.01	27	0.04	0.74	0.01	0.15	0.05
28	0.77	0.00	0.05	0.16	0.01	28	0.04	0.74	0.01	0.15	0.05
29	0.77	0.00	0.05	0.16	0.01	29	0.04	0.74	0.01	0.15	0.05
30	0.77	0.00	0.05	0.16	0.01	30	0.04	0.74	0.01	0.15	0.05

(a)

(b)

Tabela D.32: Decomposição de variância para os resultados do submodelo m_2 do modelo VECM II: (a) impulso em todas as variáveis com resposta em difINFLACAO, e; (b) impulso em todas as variáveis com resposta em difJUROS.

step	CAM	PIB	INF	JUR	M1	step	PIB	CAM	INF	JUR	M1
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1	0.87	0.13	0.00	0.00	0.00	1	0.59	0.09	0.28	0.03	0.00
2	0.86	0.12	0.00	0.01	0.02	2	0.49	0.20	0.23	0.08	0.00
3	0.79	0.15	0.02	0.01	0.03	3	0.35	0.33	0.15	0.09	0.08
4	0.74	0.19	0.03	0.01	0.04	4	0.33	0.38	0.12	0.08	0.08
5	0.71	0.20	0.02	0.03	0.05	5	0.24	0.47	0.10	0.06	0.12
6	0.70	0.20	0.02	0.03	0.05	6	0.24	0.54	0.07	0.06	0.09
7	0.70	0.21	0.02	0.03	0.05	7	0.21	0.57	0.05	0.10	0.07
8	0.67	0.23	0.01	0.04	0.04	8	0.19	0.63	0.04	0.09	0.06
9	0.67	0.23	0.01	0.05	0.04	9	0.18	0.65	0.03	0.09	0.05
10	0.68	0.21	0.01	0.05	0.04	10	0.17	0.67	0.03	0.09	0.04
11	0.69	0.21	0.01	0.05	0.04	11	0.17	0.68	0.02	0.09	0.03
12	0.70	0.20	0.01	0.05	0.04	12	0.17	0.69	0.02	0.09	0.03
13	0.70	0.20	0.01	0.05	0.04	13	0.17	0.69	0.02	0.09	0.03
14	0.71	0.20	0.01	0.05	0.04	14	0.18	0.69	0.01	0.09	0.03
15	0.71	0.19	0.01	0.04	0.04	15	0.18	0.69	0.01	0.09	0.02
16	0.72	0.19	0.01	0.04	0.04	16	0.18	0.69	0.01	0.09	0.02
17	0.72	0.19	0.01	0.04	0.04	17	0.18	0.69	0.01	0.09	0.02
18	0.72	0.19	0.01	0.04	0.04	18	0.18	0.70	0.01	0.09	0.02
19	0.72	0.19	0.01	0.04	0.04	19	0.18	0.70	0.01	0.09	0.02
20	0.72	0.19	0.01	0.04	0.04	20	0.18	0.70	0.01	0.09	0.02
21	0.72	0.19	0.01	0.04	0.04	21	0.18	0.70	0.01	0.09	0.02
22	0.72	0.20	0.01	0.04	0.04	22	0.18	0.70	0.01	0.09	0.02
23	0.72	0.19	0.01	0.04	0.04	23	0.18	0.70	0.01	0.09	0.02
24	0.72	0.19	0.01	0.04	0.04	24	0.18	0.70	0.01	0.09	0.02
25	0.72	0.19	0.01	0.04	0.04	25	0.18	0.71	0.01	0.09	0.02
26	0.72	0.19	0.01	0.04	0.04	26	0.18	0.71	0.01	0.09	0.02
27	0.72	0.19	0.01	0.04	0.04	27	0.18	0.71	0.01	0.09	0.02
28	0.72	0.19	0.01	0.04	0.03	28	0.18	0.71	7023.00	0.09	0.02
29	0.72	0.19	0.01	0.04	0.03	29	0.18	0.71	0.01	0.09	0.02
30	0.72	0.19	0.01	0.04	0.03	30	0.18	0.71	0.01	0.09	0.02

(a)

(b)

Tabela D.33: Decomposição de variância para os resultados do submodelo m_2 do modelo VECM II.: (a) impulso em todas as variáveis com resposta em dif(lnM1), e; (b) impulso em todas as variáveis com resposta em lnCAMBIO.

step	CAM	PIB	INF	JUR	M1	step	PIB	CAM	INF	JUR	M1
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1	0.66	0.33	0.00	0.01	0.01	1	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2	0.37	0.50	0.03	0.01	0.09	2	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00
3	0.26	0.51	0.07	0.01	0.14	3	0.99	0.00	0.00	0.00	0.00
4	0.21	0.50	0.06	0.06	0.18	4	0.98	0.00	0.01	0.01	0.00
5	0.18	0.50	0.06	0.09	0.17	5	0.96	0.00	0.01	0.02	0.01
6	0.16	0.53	0.06	0.07	0.18	6	0.93	0.00	0.01	0.04	0.02
7	0.16	0.54	0.05	0.07	0.18	7	0.88	0.00	0.02	0.07	0.03
8	0.16	0.54	0.06	0.07	0.18	8	0.83	0.00	0.02	0.11	0.04
9	0.16	0.54	0.06	0.07	0.18	9	0.77	0.00	0.02	0.16	0.05
10	0.16	0.54	0.06	0.07	0.18	10	0.72	0.00	0.02	0.20	0.06
11	0.16	0.54	0.06	0.06	0.18	11	0.68	0.00	0.02	0.23	0.07
12	0.15	0.54	0.06	0.06	0.18	12	0.64	0.00	0.02	0.26	0.07
13	0.15	0.55	0.06	0.06	0.18	13	0.60	0.00	0.02	0.29	0.08
14	0.15	0.55	0.06	0.06	0.18	14	0.57	0.00	0.02	0.31	0.09
15	0.15	0.56	0.06	0.06	0.18	15	0.55	0.01	0.02	0.33	0.10
16	0.14	0.56	0.05	0.06	0.18	16	0.52	0.01	0.02	0.35	0.10
17	0.14	0.56	0.05	0.06	0.18	17	0.50	0.01	0.02	0.36	0.11
18	0.14	0.56	0.05	0.06	0.18	18	0.48	0.01	0.02	0.37	0.12
19	0.14	0.56	0.05	0.06	0.18	19	0.46	0.01	0.02	0.38	0.13
20	0.14	0.56	0.05	0.06	0.18	20	0.44	0.01	0.02	0.39	0.14
21	0.14	0.57	0.05	0.06	0.18	21	0.42	0.02	0.02	0.40	0.14
22	0.13	0.57	0.05	0.06	0.18	22	0.41	0.02	0.02	0.40	0.15
23	0.13	0.57	0.05	0.06	0.18	23	0.39	0.02	0.02	0.41	0.16
24	0.13	0.57	0.05	0.06	0.19	24	0.38	0.02	0.02	0.41	0.17
25	0.13	0.57	0.05	0.06	0	25	0.37	0.02	0.02	0.42	0.17
26	0.13	0.57	0.05	0.06	0.02	26	0.36	0.02	0.02	0.42	0.18
27	0.13	0.57	0.05	0.06	0.02	27	0.35	0.03	0.02	0.43	0.19
28	0.13	0.57	0.05	0.06	0.02	28	0.34	0.03	0.02	0.43	0.19
29	0.13	0.57	0.05	0.06	0.19	29	0.33	0.03	0.02	0.43	0.20
30	0.13	0.57	0.05	0.06	0.19	30	0.32	0.03	0.02	0.43	0.20

(a)

(b)

Tabela D.34: Decomposição de variância para os resultados do submodelo m_3 do modelo VECM II: (a) impulso em todas as variáveis com resposta em dif(lnPIB), e; (b) impulso em todas as variáveis com resposta em difINFLACAO.

step	CAM	PIB	INF	JUR	M1	step	PIB	CAM	INF	JUR	M1
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1	0.33	0.67	0.00	0.00	0.00	1	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2	0.18	0.77	0.00	0.05	0.00	2	0.96	0.00	0.00	0.02	0.02
3	0.12	0.83	0.00	0.03	0.01	3	0.91	0.00	0.01	0.03	0.05
4	0.09	0.87	0.00	0.02	0.01	4	0.87	0.00	0.01	0.05	0.07
5	0.08	0.88	0.00	0.02	0.02	5	0.82	0.01	0.02	0.05	0.10
6	0.07	0.87	0.00	0.04	0.02	6	0.78	0.01	0.03	0.07	0.11
7	0.06	0.83	0.01	0.08	0.01	7	0.77	0.01	0.04	0.08	0.10
8	0.06	0.79	0.01	0.13	0.01	8	0.77	0.01	0.04	0.08	0.10
9	0.06	0.74	0.01	0.17	0.01	9	0.78	0.01	0.04	0.08	0.10
10	0.05	0.69	0.01	0.23	0.01	10	0.78	0.01	0.04	0.07	0.10
11	0.05	0.64	0.01	0.28	0.02	11	0.78	0.01	0.04	0.08	0.10
12	0.05	0.60	0.01	0.32	0.02	12	0.78	0.01	0.04	0.08	0.09
13	0.05	0.56	0.01	0.36	0.02	13	0.79	0.01	0.03	0.08	0.09
14	0.05	0.52	0.01	0.40	0.02	14	0.79	0.01	0.03	0.08	0.09
15	0.04	0.49	0.01	0.44	0.02	15	0.79	0.01	0.03	0.08	0.09
16	0.04	0.46	0.01	0.47	0.02	16	0.79	0.01	0.03	0.08	0.09
17	0.04	0.43	0.01	0.49	0.02	17	0.79	0.01	0.03	0.08	0.09
18	0.04	0.41	0.01	0.52	0.02	18	0.79	0.01	0.03	0.08	0.09
19	0.04	0.38	0.01	0.54	0.02	19	0.79	0.01	0.03	0.08	0.09
20	0.04	0.36	0.01	0.56	0.02	20	0.79	0.01	0.03	0.08	0.09
21	0.04	0.34	0.01	0.58	0.02	21	0.80	0.01	0.03	0.08	0.09
22	0.03	0.32	0.01	0.60	0.02	22	0.80	0.01	0.03	0.08	0.08
23	0.03	0.31	0.01	0.62	0.03	23	0.80	0.01	0.03	0.08	0.08
24	0.03	0.29	0.01	0.64	0.03	24	0.80	0.01	0.03	0.08	0.08
25	0.03	0.28	0.01	0.65	0.03	25	0.80	0.01	0.03	0.08	0.08
26	0.03	0.26	0.01	0.67	0.03	26	0.80	0.01	0.03	0.08	0.08
27	0.03	0.25	0.01	0.68	0.03	27	0.80	0.01	0.03	0.09	0.08
28	0.03	0.24	0.01	0.69	0.03	28	0.80	0.01	0.03	0.09	0.08
29	0.03	0.23	0.01	0.71	0.03	29	0.80	0.01	0.03	0.09	0.08
30	0.02	0.22	0.01	0.72	0.03	30	0.80	0.01	0.03	0.09	0.08

(a)

(b)

Tabela D.35: Decomposição de variância para os resultados do submodelo m_3 do modelo VECM II: (a) impulso em todas as variáveis com resposta em difJUROJ, e; (b) impulso em todas as variáveis com resposta em dif(lnM1).

step	CAM	PIB	INF	JUR	M1	step	PIB	CAM	INF	JUR	M1
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1	0.77	0.02	0.17	0.03	0.00	1	0.57	0.31	0.03	0.00	0.09
2	0.67	0.02	0.21	0.05	0.05	2	0.36	0.46	0.08	0.01	0.10
3	0.62	0.02	0.26	0.06	0.04	3	0.26	0.49	0.11	0.03	0.11
4	0.62	0.01	0.25	0.07	0.05	4	0.25	0.48	0.08	0.03	0.17
5	0.67	0.01	0.21	0.07	0.04	5	0.24	0.47	0.07	0.02	0.19
6	0.66	0.01	0.24	0.06	0.03	6	0.23	0.44	0.07	0.02	0.24
7	0.65	0.01	0.23	0.06	0.04	7	0.22	0.40	0.06	0.02	0.30
8	0.66	0.01	0.23	0.06	0.04	8	0.22	0.35	0.06	0.02	0.35
9	0.65	0.01	0.24	0.05	0.05	9	0.22	0.31	0.05	0.02	0.40
10	0.65	0.01	0.23	0.05	0.06	10	0.22	0.28	0.05	0.02	0.44
11	0.64	0.01	0.24	0.05	0.06	11	0.22	0.25	0.04	0.02	0.47
12	0.63	0.01	0.24	0.05	0.07	12	0.21	0.22	0.04	0.02	0.50
13	0.62	0.01	0.25	0.05	0.07	13	0.21	0.20	0.04	0.02	0.52
14	0.62	0.01	0.25	0.05	0.08	14	0.21	0.18	0.04	0.02	0.54
15	0.61	0.01	0.25	0.05	0.08	15	0.21	0.17	0.04	0.02	0.56
16	0.61	0.01	0.26	0.05	0.09	16	0.21	0.16	0.04	0.02	0.57
17	0.60	0.01	0.26	0.05	0.09	17	0.21	0.15	0.04	0.02	0.58
18	0.59	0.01	0.26	0.05	0.09	18	0.22	0.14	0.04	0.02	0.59
19	0.59	0.01	0.26	0.05	0.10	19	0.22	0.13	0.04	0.02	0.60
20	0.58	0.00	0.27	0.05	0.10	20	0.22	0.12	0.04	0.02	0.60
21	0.58	0.00	0.27	0.05	0.10	21	0.22	0.12	0.04	0.02	0.61
22	0.57	0.00	0.27	0.04	0.11	22	0.22	0.11	0.04	0.02	0.61
23	0.57	0.00	0.27	0.04	0.11	23	0.22	0.11	0.04	0.02	0.62
24	0.56	0.00	0.27	0.04	0.11	24	0.22	0.10	0.04	0.02	0.62
25	0.56	0.00	0.28	0.04	0.11	25	0.22	0.10	0.04	0.01	0.63
26	0.56	0.00	0.28	0.04	0.12	26	0.22	0.09	0.04	0.01	0.63
27	0.55	0.00	0.28	0.04	0.12	27	0.23	0.09	0.04	0.01	0.63
28	0.55	0.00	0.28	0.04	0.12	28	0.23	0.09	0.04	0.01	0.63
29	0.54	0.00	0.28	0.04	0.13	29	0.23	0.08	0.04	0.01	0.64
30	0.54	0.00	0.28	0.04	0.13	30	0.23	0.08	0.04	0.01	0.64

(a)

(b)

Tabela D.36: Decomposição de variância para os resultados do submodelo m_4 do modelo VECM II. (a) impulso em todas as variáveis com resposta em lnCAMBIO, e; (b) impulso em todas as variáveis com resposta em dif(lnPIB).

step	CAM	PIB	INF	JUR	M1	step	PIB	CAM	INF	JUR	M1
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1	0.07	0.93	0.00	0.00	0.00
2	0.98	0.01	0.00	0.00	0.01	2	0.03	0.94	0.00	0.02	0.00
3	0.87	0.01	0.02	0.04	0.06	3	0.02	0.88	0.01	0.04	0.06
4	0.70	0.01	0.01	0.11	0.17	4	0.03	0.82	0.02	0.05	0.09
5	0.60	0.00	0.01	0.19	0.20	5	0.02	0.77	0.01	0.09	0.11
6	0.54	0.00	0.01	0.26	0.19	6	0.02	0.72	0.01	0.13	0.12
7	0.50	0.00	0.01	0.31	0.18	7	0.02	0.69	0.01	0.17	0.12
8	0.47	0.00	0.00	0.36	0.17	8	0.01	0.65	0.01	0.21	0.12
9	0.44	0.00	0.00	0.40	0.16	9	0.01	0.63	0.01	0.24	0.12
10	0.42	0.00	0.00	0.42	0.15	10	0.01	0.61	0.01	0.26	0.11
11	0.41	0.00	0.00	0.44	0.14	11	0.01	0.59	0.00	0.28	0.11
12	0.40	0.00	0.00	0.46	0.14	12	0.01	0.58	0.00	0.30	0.11
13	0.40	0.00	0.00	0.47	0.13	13	0.01	0.57	0.00	0.31	0.11
14	0.39	0.00	0.00	0.48	0.13	14	0.01	0.56	0.00	0.33	0.10
15	0.38	0.00	0.00	0.49	0.12	15	0.01	0.55	0.00	0.33	0.10
16	0.38	0.00	0.00	0.50	0.12	16	0.01	0.55	0.00	0.34	0.10
17	0.38	0.00	0.00	0.50	0.12	17	0.01	0.54	0.00	0.35	0.10
18	0.37	0.00	0.00	0.51	0.12	18	0.01	0.54	0.00	0.36	0.10
19	0.37	0.00	0.00	0.51	0.11	19	0.00	0.53	0.00	0.36	0.10
20	0.37	0.00	0.00	0.52	0.11	20	0.00	0.53	0.00	0.37	0.10
21	0.37	0.00	0.00	0.52	0.11	21	0.00	0.53	0.00	0.37	0.10
22	0.36	0.00	0.00	0.52	0.11	22	0.00	0.52	0.00	0.37	0.10
23	0.36	0.00	0.00	0.53	0.11	23	0.00	0.52	0.00	0.38	0.09
24	0.36	0.00	0.00	0.53	0.11	24	0.00	0.52	0.00	0.38	0.09
25	0.36	0.00	0.00	0.53	0.11	25	0.00	0.52	0.00	0.38	0.09
26	0.36	0.00	0.00	0.53	0.11	26	0.00	0.52	0.00	0.39	0.09
27	0.36	0.00	0.00	0.53	0.11	27	0.00	0.51	0.00	0.39	0.09
28	0.36	0.00	0.00	0.54	0.10	28	0.00	0.51	0.00	0.39	0.09
29	0.36	0.00	0.00	0.54	0.10	29	0.00	0.51	0.00	0.39	0.09
30	0.36	0.00	0.00	0.54	0.10	30	0.00	0.51	0.00	0.39	0.09

(a)

(b)

Tabela D.37: Decomposição de variância para os resultados do submodelo m_4 do modelo VECM II. (a) impulso em todas as variáveis com resposta em difINFLACAO, e; (b) impulso todas as variáveis com resposta em difJUROS.

step	CAM	PIB	INF	JUR	M1	step	PIB	CAM	INF	JUR	M1
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1	0.93	0.06	0.00	0.00	0.00	1	0.58	0.05	0.31	0.06	0.00
2	0.84	0.07	0.00	0.05	0.04	2	0.49	0.06	0.22	0.05	0.19
3	0.79	0.06	0.00	0.10	0.05	3	0.59	0.05	0.17	0.03	0.15
4	0.74	0.05	0.00	0.14	0.07	4	0.64	0.04	0.17	0.03	0.12
5	0.72	0.04	0.01	0.15	0.09	5	0.70	0.05	0.13	0.03	0.10
6	0.70	0.03	0.00	0.14	0.12	6	0.73	0.04	0.13	0.02	0.07
7	0.69	0.03	0.00	0.12	0.15	7	0.76	0.03	0.12	0.02	0.07
8	0.69	0.03	0.00	0.12	0.16	8	0.79	0.03	0.11	0.02	0.06
9	0.70	0.03	0.00	0.11	0.16	9	0.80	0.02	0.11	0.02	0.05
10	0.69	0.03	0.00	0.10	0.18	10	0.81	0.02	0.10	0.01	0.05
11	0.69	0.03	0.00	0.09	0.19	11	0.83	0.02	0.10	0.01	0.04
12	0.69	0.03	0.00	0.09	0.19	12	0.83	0.02	0.09	0.01	0.04
13	0.69	0.03	0.00	0.08	0.20	13	0.84	0.02	0.09	0.01	0.04
14	0.69	0.03	0.00	0.08	0.20	14	0.85	0.02	0.09	0.01	0.04
15	0.69	0.03	0.00	0.07	0.21	15	0.85	0.02	0.09	0.01	0.03
16	0.69	0.03	0.00	0.07	0.21	16	0.86	0.02	0.08	0.01	0.03
17	0.69	0.03	0.00	0.07	0.21	17	0.86	0.02	0.08	0.01	0.03
18	0.69	0.03	0.00	0.06	0.22	18	0.86	0.02	0.08	0.01	0.03
19	0.69	0.03	0.00	0.06	0.22	19	0.87	0.02	0.08	0.01	0.03
20	0.69	0.03	0.00	0.06	0.22	20	0.87	0.02	0.08	0.01	0.03
21	0.69	0.03	0.00	0.05	0.22	21	0.87	0.02	0.08	0.01	0.03
22	0.69	0.03	0.00	0.05	0.23	22	0.87	0.02	0.08	0.01	0.03
23	0.69	0.03	0.00	0.05	0.23	23	0.87	0.01	0.08	0.01	0.03
24	0.69	0.03	0.00	0.05	0.23	24	0.88	0.01	0.08	0.01	0.02
25	0.69	0.03	0.00	0.05	0.23	25	0.88	0.01	0.08	0.01	0.02
26	0.69	0.03	0.00	0.05	0.23	26	0.88	0.01	0.08	0.01	0.02
27	0.69	0.03	0.00	0.04	0.23	27	0.88	0.01	0.08	0.01	0.02
28	0.69	0.03	0.00	0.04	0.23	28	0.88	0.01	0.08	0.01	0.02
29	0.69	0.03	0.00	0.04	0.24	29	0.88	0.01	0.08	0.01	0.02
30	0.69	0.03	0.00	0.04	0.24	30	0.88	0.01	0.07	0.01	0.02

(a)

(b)

Tabela D.38: Decomposição de variância para os resultados do submodelo m_4 do modelo VECM II, com impulso em difINFLACAO , lnCAMBIO, dif(lnPIB), difJUROS e dif(lnM1), com resposta em dif(lnM1).

step	difM1	lnCAMBIO	difPIB	difINFLACAO	difJUROS
0	0	0	0	0	0
1	0.271634	0.636941	0.001517	0.004188	0.08572
2	0.134635	0.737888	0.000662	0.003462	0.123353
3	0.073825	0.72099	0.002166	0.003323	0.199696
4	0.053759	0.655854	0.003475	0.007536	0.279376
5	0.041577	0.627085	0.002718	0.006243	0.322377
6	0.033632	0.602782	0.002322	0.006072	0.355191
7	0.026446	0.576647	0.001968	0.004829	0.390111
8	0.021526	0.553009	0.001679	0.003898	0.419888
9	0.017952	0.531508	0.001932	0.003477	0.445131
10	0.015465	0.518648	0.00202	0.003329	0.460538
11	0.013514	0.510207	0.001872	0.003087	0.471321
12	0.011879	0.500799	0.001882	0.002783	0.482657
13	0.010649	0.493029	0.001868	0.002531	0.491923
14	0.009622	0.486366	0.001937	0.002469	0.499606
15	0.008784	0.481471	0.001966	0.002394	0.505385
16	0.008058	0.477822	0.001917	0.002269	0.509935
17	0.007437	0.473783	0.001931	0.002152	0.514698
18	0.006923	0.470258	0.001957	0.002073	0.518789
19	0.006468	0.467459	0.001967	0.002036	0.522071
20	0.006067	0.465052	0.001975	0.001986	0.524921
21	0.005712	0.463007	0.001962	0.001918	0.527401
22	0.005398	0.460909	0.001971	0.001867	0.529855
23	0.005119	0.459029	0.001988	0.001833	0.532032
24	0.004865	0.45752	0.001988	0.001804	0.533823
25	0.004635	0.456116	0.001989	0.00177	0.53549
26	0.004428	0.454813	0.00199	0.001733	0.537037
27	0.004238	0.453573	0.001995	0.001705	0.538488
28	0.004064	0.452443	0.002002	0.001685	0.539805
29	0.003904	0.45148	0.002002	0.001662	0.540951
30	0.003756	0.450561	0.002003	0.001639	0.542041