

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

MAURÍCIO SIMIANO NUNES

PREÇOS DOS ATIVOS E POLÍTICA MONETÁRIA: UM ESTUDO PARA OS PAÍSES
EMERGENTES NO PERÍODO 1990 – 2006

Porto Alegre

2008

Livros Grátis

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

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

MAURÍCIO SIMIANO NUNES

PREÇOS DOS ATIVOS E POLÍTICA MONETÁRIA: UM ESTUDO PARA OS PAÍSES
EMERGENTES NO PERÍODO 1990 – 2006

Tese submetida ao programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal do Rio Grande do Sul como quesito parcial para obtenção do Grau de Doutor em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Eraldo Sérgio Barbosa da Silva

Porto Alegre

2008

N972p

Nunes, Maurício Simiano.

Preços dos ativos e política monetária: um estudo para os países emergentes no período 1990 – 2006 / Maurício Simiano Nunes. – Porto Alegre, 2008.

322 f.

Orientador: Eraldo Sérgio Barbosa da Silva

Ênfase em Economia Aplicada.

Tese (Doutorado em Economia) - Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas, Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre, 2008.

1. Política monetária : Países emergentes. 2. Inflação : Países emergentes. 3. Preço das Ações : Países emergentes. I. Silva, Eraldo Sérgio Barbosa da. II. Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Faculdade de Ciências Econômicas. Programa de Pós-Graduação em Economia. III. Preços dos Ativos e Política Monetária: um estudo para os países emergentes no período 1990 – 2006.

CDU 336.74
336.76
336.761.5

MAURÍCIO SIMIANO NUNES

PREÇOS DOS ATIVOS E POLÍTICA MONETÁRIA: UM ESTUDO PARA OS PAÍSES
EMERGENTES NO PERÍODO 1990 – 2006

Dissertação submetida ao programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal do Rio Grande do Sul como quesito parcial para obtenção do Grau de Doutor em Economia.

Aprovada em: Porto Alegre, 08 de maio de 2008.

Prof. Dr. Eraldo Sérgio Barbosa da Silva – Orientador
UFRGS

Prof. Dr. Benjamin Miranda Tabak
UCB

Prof. Dr. Roberto Meurer
UFSC

Prof. Dr. Ronald Otto Hillbrecht
UFRGS

AGRADECIMENTOS

Ao Professor Eraldo Sérgio Barbosa da Silva, por sua orientação na realização desta tese, desde o seu projeto.

Aos meus familiares pelo apoio e compreensão durante a realização desta tese.

Aos meus colegas de curso, pela troca de experiências ao longo destes quatro anos de estudos.

Ao meu amigo Guilherme Valle Moura, pela ajuda na obtenção de algumas informações utilizadas nesta tese.

Aos professores e funcionários do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul, pelas importantes contribuições acadêmicas transmitidas.

RESUMO

Nesta tese analisamos a influência dos preços dos ativos na condução da política monetária nos países emergentes no período de 1990 a 2006. Primeiramente, investigamos a presença de bolhas racionais nos preços das ações dos países emergentes através de testes de cointegração linear e não linear. Os resultados indicam a presença de bolhas racionais em pelo menos um dos testes realizados para cada um dos países estudados. Todavia, nossos resultados permitem concluir que as bolhas tendem a ser provocadas por fatores extrínsecos e não pela relação não linear intrínseca entre os preços das ações e os dividendos. Estudamos também a relação entre os retornos de mercado, inflação esperada e crescimento/hiato do produto, através de testes individuais e em conjunto utilizando modelos em painel linear e não linear. Em ambos verificamos que as variáveis financeiras carregam informações úteis, tanto direta como indireta, a respeito da inflação e do crescimento do produto, dentro ou fora da amostra. Por fim, investigamos se os preços dos ativos devem exercer um papel central nas decisões de política monetária, através de modelos GMM (individuais e em painel) e de otimização dinâmica. Os resultados indicam que a razão dividendo-preço e a taxa de câmbio real são bons instrumentos na função de reação dos bancos centrais dos países emergentes, porém não podemos concluir que estas variáveis devam ser utilizadas como argumentos nestas funções de reação. Os resultados também indicam que, nos países que optaram pelo regime de metas de inflação estrita, a melhor opção seria não considerar explicitamente os retornos das ações em suas funções de reação. Para bancos centrais atuando em regimes de metas de inflação com política monetária acomodatória ou outro tipo de regime, a melhor opção seria considerar os preços das ações em suas funções de reação.

Palavras-chave: Preços dos Ativos. Política Monetária. Inflação Esperada. Crescimento do Produto.

ABSTRACT

We examine the relationship (if any) between stock prices and monetary policy in 22 emerging countries over the period 1990-2006. First, we investigate whether rational stock price bubbles are present in such countries using linear and nonlinear cointegration. Bubbles were found in at least one out of the six tests considered. These were likely to be caused by extrinsic factors, rather than by the intrinsic nonlinear relation between the stock prices and dividends. Secondly, we evaluate the link between market returns, expected inflation and output gap and growth by employing both individual and joint tests of linear and nonlinear panel models. We find that the stock prices convey useful information about inflation and output growth in-sample and out-of-the-sample. Finally, we ask whether the stock prices are to be given a central role in monetary policy decisions using both (individual and panel) GMM models and dynamic optimization. We find that though the dividend-price ratio and the real exchange rate can provide useful information for monetary policy decisions, we should not jump to the conclusion that they have to be considered as arguments of the central banks' reaction functions. For the central banks with explicit inflation targeting, the best choice is not to consider the stock returns in their reaction functions. However, for the other regimes the best choice is to consider the stock returns in the reaction functions.

Keywords: Asset Prices. Monetary Policy. Expected Inflation. Output Growth.

FIGURAS

Figura 1 - Funções de Impulso-Resposta – África do Sul.....	221
Figura 2 - Funções de Impulso-Resposta – Argentina.....	221
Figura 3 - Funções de Impulso-Resposta – Brasil.....	222
Figura 4 - Funções de Impulso-Resposta – Chile.....	222
Figura 5 - Funções de Impulso-Resposta – China.....	222
Figura 6 - Funções de Impulso-Resposta – Colômbia.....	223
Figura 7 - Funções de Impulso-Resposta – Coréia do Sul.....	223
Figura 8 - Funções de Impulso-Resposta – Filipinas.....	223
Figura 9 - Funções de Impulso-Resposta – Índia.....	224
Figura 10 - Funções de Impulso-Resposta – Indonésia.....	224
Figura 11 - Funções de Impulso-Resposta – Israel.....	224
Figura 12 - Funções de Impulso-Resposta – Malásia.....	225
Figura 13 - Funções de Impulso-Resposta – México.....	225
Figura 14 - Funções de Impulso-Resposta – Peru.....	225
Figura 15 - Funções de Impulso-Resposta – Polônia.....	226
Figura 16 - Funções de Impulso-Resposta – República Tcheca.....	226
Figura 17 - Funções de Impulso-Resposta – Rússia.....	226
Figura 18 - Funções de Impulso-Resposta – Sri Lanka.....	227
Figura 19 - Funções de Impulso-Resposta – Tailândia.....	227
Figura 20 - Funções de Impulso-Resposta – Taiwan.....	227
Figura 21 - Funções de Impulso-Resposta – Turquia.....	228
Figura 22 - Funções de Impulso-Resposta – Venezuela.....	228
Figura 23 - Previsão Fora da Amostra – Variação da Inflação.....	251
Figura 24 - Previsão Fora da Amostra – Inflação.....	252
Figura 25 - Previsão Fora da Amostra – Crescimento do Produto.....	253

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 - Previsão do Hiato do Produto – África do Sul	229
Gráfico 2 - Previsão do Hiato do Produto – Argentina	229
Gráfico 3 - Previsão do Hiato do Produto – Brasil	230
Gráfico 4 - Previsão do Hiato do Produto – Chile	230
Gráfico 5 - Previsão do Hiato do Produto – China	231
Gráfico 6 - Previsão do Hiato do Produto – Colômbia	231
Gráfico 7 - Previsão do Hiato do Produto – Coreia	232
Gráfico 8 - Previsão do Hiato do Produto – Filipinas.....	232
Gráfico 9 - Previsão do Hiato do Produto – Índia	233
Gráfico 10 - Previsão do Hiato do Produto – Filipinas.....	233
Gráfico 11 - Previsão do Hiato do Produto – Israel.....	234
Gráfico 12 - Previsão do Hiato do Produto – Malásia	234
Gráfico 13 - Previsão do Hiato do Produto – México	235
Gráfico 14 - Previsão do Hiato do Produto – Peru	235
Gráfico 15 - Previsão do Hiato do Produto – Polônia.....	236
Gráfico 16 - Previsão do Hiato do Produto – Republica Tcheca.....	236
Gráfico 17 - Previsão do Hiato do Produto – Rússia	237
Gráfico 18 - Previsão do Hiato do Produto – Sri Lanka.....	237
Gráfico 19 - Previsão do Hiato do Produto – Tailândia	238
Gráfico 20 - Previsão do Hiato do Produto – Taiwan.....	238
Gráfico 21 - Previsão do Hiato do Produto – Turquia	239
Gráfico 22 - Previsão do Hiato do Produto – Venezuela	239
Gráfico 23 - Previsão da Inflação – África do Sul.....	240
Gráfico 24 - Previsão da Inflação – Argentina.....	240
Gráfico 25 - Previsão da Inflação – Brasil	241
Gráfico 26 - Previsão da Inflação – Chile.....	241
Gráfico 27 - Previsão da Inflação – Índia.....	242
Gráfico 28 - Previsão da Inflação – Colômbia	242
Gráfico 29 - Previsão da Inflação – Coreia	243
Gráfico 30 - Previsão da Inflação – Filipinas	243

Gráfico 31 - Previsão da Inflação – Filipinas	244
Gráfico 32 - Previsão da Inflação – Indonésia	244
Gráfico 33 - Previsão da Inflação – Israel.....	245
Gráfico 34 - Previsão da Inflação – Malásia	245
Gráfico 35 - Previsão da Inflação – México	246
Gráfico 36 - Previsão da Inflação – Peru	246
Gráfico 37 - Previsão da Inflação – Polônia	247
Gráfico 38 - Previsão da Inflação – Republica Tcheca	247
Gráfico 39 - Previsão da Inflação – Rússia	248
Gráfico 40 - Previsão da Inflação – Sri Lanka.....	248
Gráfico 41 - Previsão da Inflação – Tailândia	249
Gráfico 42 - Previsão da Inflação – Taiwan.....	249
Gráfico 43 - Previsão da Inflação – Turquia.....	250
Gráfico 44 - Previsão da Inflação – Venezuela	250
Gráfico 45 - Funções de Reação – África do Sul.....	301
Gráfico 46 - Funções de Reação – Argentina	301
Gráfico 47 - Funções de Reação – Brasil.....	302
Gráfico 48 - Funções de Reação – Chile	302
Gráfico 49 - Funções de Reação – China.....	303
Gráfico 50 - Funções de Reação – Colômbia.....	303
Gráfico 51 - Funções de Reação – Coreia do Sul	304
Gráfico 52 - Funções de Reação – Filipinas	304
Gráfico 53 - Funções de Reação – Índia.....	305
Gráfico 54 - Funções de Reação – Indonésia.....	305
Gráfico 55 - Funções de Reação – Israel	306
Gráfico 56 - Funções de Reação – Malásia.....	306
Gráfico 57 - Funções de Reação – México.....	307
Gráfico 58 - Funções de Reação – Peru.....	307
Gráfico 59 - Funções de Reação – Polônia	308
Gráfico 60 - Funções de Reação – República Tcheca	308
Gráfico 61 - Funções de Reação – Rússia.....	309
Gráfico 62 - Funções de Reação – Sri Lanka	309
Gráfico 63 - Funções de Reação – Tailândia.....	310
Gráfico 64 - Funções de Reação – Taiwan	310

Gráfico 65 - Funções de Reação – Turquia	311
Gráfico 66 - Funções de Reação – Venezuela.....	311
Gráfico 67 - Funções de Reação – África do Sul.....	312
Gráfico 68 - Funções de Reação – Argentina	312
Gráfico 69 - Funções de Reação – Brasil.....	313
Gráfico 70 - Funções de Reação – Chile	313
Gráfico 71 - Funções de Reação – China.....	314
Gráfico 72 - Funções de Reação – Colômbia.....	314
Gráfico 73 - Funções de Reação – Coréia do Sul	315
Gráfico 74 - Funções de Reação – Filipinas	315
Gráfico 75 - Funções de Reação – Índia.....	316
Gráfico 76 - Funções de Reação – Indonésia.....	316
Gráfico 77 - Funções de Reação – Israel	317
Gráfico 78 - Funções de Reação – Malásia.....	317
Gráfico 79 - Funções de Reação – México.....	318
Gráfico 80 - Funções de Reação – Peru.....	318
Gráfico 81 - Funções de Reação – Polônia	319
Gráfico 82 - Funções de Reação – República Tcheca	319
Gráfico 83 - Funções de Reação – Rússia.....	320
Gráfico 84 - Funções de Reação – Sri Lanka	320
Gráfico 85 - Funções de Reação – Tailândia.....	321
Gráfico 86 - Funções de Reação – Taiwan	321
Gráfico 87 - Funções de Reação – Turquia	322
Gráfico 88 - Funções de Reação – Venezuela.....	322

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 - Regime de Metas de Inflação em Países Emergentes: Quadro Resumo	33
Quadro 2 - Preços dos Ativos e Inflação: Demais Evidências Empíricas.....	82
Quadro 3 - Preços dos Ativos e Atividade Econômica: Demais Evidências Empíricas.....	86
Quadro 4 - Preços dos Ativos e Política Monetária: Outros Estudos Recentes	125

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Países e Período em Análise	66
Tabela 2 - Bolhas Racionais em Economias Emergentes.....	75
Tabela 3 - Países e Período em Análise	99
Tabela 4 - Equações na Forma Reduzida.....	135
Tabela 5 - Estimativa de Bolha nos Preços dos Ativos – África do Sul.....	179
Tabela 6 - Estimativas de Bolha nos Preços dos Ativos – Argentina	179
Tabela 7 - Estimativa de Bolha nos Preços dos Ativos - Brasil (Mensal)	180
Tabela 8 - Estimativa de Bolha nos Preços dos Ativos – Chile.....	180
Tabela 9 - Estimativa de Bolha nos Preços dos Ativos – China.....	181
Tabela 10 - Estimativa de Bolha nos Preços dos Ativos – Colômbia.....	181
Tabela 11 - Estimativa de Bolha nos Preços dos Ativos - Coréia Do Sul	182
Tabela 12 - Estimativa de Bolha nos Preços dos Ativos – Filipinas	182
Tabela 13 - Estimativa de Bolha nos Preços dos Ativos – Índia.....	183
Tabela 14 - Estimativa de Bolha nos Preços dos Ativos – Indonésia.....	183
Tabela 15 - Estimativa de Bolha nos Preços dos Ativos – Israel	184
Tabela 16 - Estimativa de Bolha nos Preços dos Ativos – Malásia.....	184
Tabela 17 - Estimativa de Bolha nos Preços dos Ativos - México	185
Tabela 18 - Estimativa de Bolha nos Preços dos Ativos – Peru.....	185
Tabela 19 - Estimativa de Bolha nos Preços dos Ativos – Polônia	186
Tabela 20 - Estimativa de Bolha nos Preços dos Ativos - República Tcheca.....	186
Tabela 21 - Estimativa de Bolha nos Preços dos Ativos – Rússia.....	187
Tabela 22 - Estimativa de Bolha nos Preços dos Ativos - Sri Lanka.....	187
Tabela 23 - Estimativa de Bolha nos Preços dos Ativos – Tailândia.....	188
Tabela 24 - Estimativa de Bolha nos Preços dos Ativos – Taiwan	188
Tabela 25 - Estimativa de Bolha nos Preços dos Ativos – Turquia	189
Tabela 26 - Estimativa de Bolha nos Preços dos Ativos – Venezuela.....	189
Tabela 27 - Estimativa de Bolhas Intrínsecas - África Do Sul.....	190
Tabela 28 - Estimativa de Bolhas Intrínsecas – Argentina.....	191
Tabela 29 - Estimativa de Bolhas Intrínsecas – Brasil.....	191
Tabela 30 - Estimativa de Bolhas Intrínsecas – Chile.....	192

Tabela 31 - Estimativa de Bolhas Intrínsecas – China	192
Tabela 32 - Estimativa de Bolhas Intrínsecas – Colômbia	193
Tabela 33 - Estimativa de Bolhas Intrínsecas – Coréia do Sul.....	193
Tabela 34 - Estimativa de Bolhas Intrínsecas – Filipinas	194
Tabela 35 - Estimativa de Bolhas Intrínsecas – Índia.....	194
Tabela 36 - Estimativa de Bolhas Intrínsecas - Indonésia	195
Tabela 37 - Estimativa de Bolhas Intrínsecas – Israel	195
Tabela 38 - Estimativa de Bolhas Intrínsecas - Malásia	196
Tabela 39 - Estimativa de Bolhas Intrínsecas – México	196
Tabela 40 - Estimativa de Bolhas Intrínsecas – Peru	197
Tabela 41 - Estimativa de Bolhas Intrínsecas – Polônia	197
Tabela 42 - Estimativa de Bolhas Intrínsecas – República Tcheca	198
Tabela 43 - Estimativa de Bolhas Intrínsecas - Rússia	198
Tabela 44 - Estimativa de Bolhas Intrínsecas – Sri Lanka.....	199
Tabela 45 - Estimativa de Bolhas Intrínsecas – Tailândia.....	199
Tabela 46 - Estimativa de Bolhas Intrínsecas – Taiwan	200
Tabela 47 - Estimativa de Bolhas Intrínsecas – Turquia.....	200
Tabela 48 - Estimativa de Bolhas Intrínsecas – Venezuela.....	201
Tabela 49 - Teste de Raiz Unitária em Painel - Retornos de Mercado	202
Tabela 50 - Teste de Raiz Unitária em Painel – Crescimento do Produto	202
Tabela 51 - Teste de Raiz Unitária em Painel – Inflação.....	203
Tabela 52 - Teste de Raiz Unitária em Painel – Hiato do Produto.....	203
Tabela 53 - Teste de Raiz Unitária em Painel – Taxa de Juros.....	204
Tabela 54 - Teste de Raiz Unitária em Painel – Taxa de Câmbio	204
Tabela 55 - Teste de Raiz Unitária em Painel – Diferencial dos Retornos de Mercado ..	205
Tabela 56 - Teste de Raiz Unitária em Painel – Variação da Inflação	205
Tabela 57 - Estimativa dos Coeficientes do Modelo Estrutural – África do Sul.....	254
Tabela 58 - Estimativa dos Coeficientes do Modelo Estrutural – Argentina.....	254
Tabela 59 - Estimativa dos Coeficientes do Modelo Estrutural – Brasil.....	255
Tabela 60 - Estimativa dos Coeficientes do Modelo Estrutural – Chile.....	255
Tabela 61 - Estimativa dos Coeficientes do Modelo Estrutural – China	255
Tabela 62 - Estimativa dos Coeficientes do Modelo Estrutural – Colômbia	256
Tabela 63 - Estimativa dos Coeficientes do Modelo Estrutural – Coréia do Sul.....	256
Tabela 64 - Estimativa dos Coeficientes do Modelo Estrutural – Filipinas	256

Tabela 65 - Estimativa dos Coeficientes do Modelo Estrutural – Índia.....	257
Tabela 66 - Estimativa dos Coeficientes do Modelo Estrutural – Indonésia	257
Tabela 67 - Estimativa dos Coeficientes do Modelo Estrutural – Israel	257
Tabela 68 - Estimativa dos Coeficientes do Modelo Estrutural – Malásia	258
Tabela 69 - Estimativa dos Coeficientes do Modelo Estrutural – México	258
Tabela 70 - Estimativa dos Coeficientes do Modelo Estrutural – Peru.....	258
Tabela 71 - Estimativa dos Coeficientes do Modelo Estrutural – Polônia	259
Tabela 72 - Estimativa dos Coeficientes do Modelo Estrutural – República Tcheca	259
Tabela 73 - Estimativa dos Coeficientes do Modelo Estrutural – Rússia.....	259
Tabela 74 - Estimativa dos Coeficientes do Modelo Estrutural – Sri Lanka.....	260
Tabela 75 - Estimativa dos Coeficientes do Modelo Estrutural – Tailândia.....	260
Tabela 76 - Estimativa dos Coeficientes do Modelo Estrutural – Taiwan	260
Tabela 77 - Estimativa dos Coeficientes do Modelo Estrutural – Turquia.....	261
Tabela 78 - Estimativa dos Coeficientes do Modelo Estrutural – Venezuela.....	261
Tabela 79 - Estimativa dos Coeficientes do Modelo Estrutural – Painel	261
Tabela 80 - Estimativa da Regra de Política Monetária – África do Sul	262
Tabela 81 - Estimativa da Regra de Política Monetária – Argentina	262
Tabela 82 - Estimativa da Regra de Política Monetária – Brasil	263
Tabela 83 - Estimativa da Regra de Política Monetária – Chile	263
Tabela 84 - Estimativa da Regra de Política Monetária – China.....	263
Tabela 85 - Estimativa da Regra de Política Monetária – Colômbia	264
Tabela 86 - Estimativa da Regra de Política Monetária – Coreia do Sul.....	264
Tabela 87 - Estimativa da Regra de Política Monetária – Filipinas.....	264
Tabela 88 - Estimativa da Regra de Política Monetária – Índia	265
Tabela 89 - Estimativa da Regra de Política Monetária – Indonésia	265
Tabela 90 - Estimativa da Regra de Política Monetária – Israel.....	265
Tabela 91 - Estimativa da Regra de Política Monetária – Malásia	266
Tabela 92 - Estimativa da Regra de Política Monetária – México	266
Tabela 93 - Estimativa da Regra de Política Monetária – Peru	266
Tabela 94 - Estimativa da Regra de Política Monetária – Polônia.....	267
Tabela 95 - Estimativa da Regra de Política Monetária – República Tcheca.....	267
Tabela 96 - Estimativa da Regra de Política Monetária – Rússia	267
Tabela 97 - Estimativa da Regra de Política Monetária – Sri Lanka	268
Tabela 98 - Estimativa da Regra de Política Monetária – Tailândia	268

Tabela 99 - Estimativa da Regra de Política Monetária – Taiwan.....	268
Tabela 100 - Estimativa da Regra de Política Monetária – Turquia	269
Tabela 101 - Estimativa da Regra de Política Monetária – Venezuela	269
Tabela 102 - Estimativa da Regra de Política Monetária – África do Sul	269
Tabela 103 - Estimativa da Regra de Política Monetária – Argentina	270
Tabela 104 - Estimativa da Regra de Política Monetária – Brasil	270
Tabela 105 - Estimativa da Regra de Política Monetária – Chile	270
Tabela 106 - Estimativa da Regra de Política Monetária – China	271
Tabela 107 - Estimativa da Regra de Política Monetária – Colômbia	271
Tabela 108 - Estimativa da Regra de Política Monetária – Coréia do Sul.....	271
Tabela 109 - Estimativa da Regra de Política Monetária – Filipinas.....	272
Tabela 110 - Estimativa da Regra de Política Monetária – Índia	272
Tabela 111 - Estimativa da Regra de Política Monetária – Indonésia	272
Tabela 112 - Estimativa da Regra de Política Monetária – Israel.....	273
Tabela 113 - Estimativa da Regra de Política Monetária – Malásia	273
Tabela 114 - Estimativa da Regra de Política Monetária – México	273
Tabela 115 - Estimativa da Regra de Política Monetária – Peru	274
Tabela 116 - Estimativa da Regra de Política Monetária – Polônia.....	274
Tabela 117 - Estimativa da Regra de Política Monetária – Republica Tcheca.....	274
Tabela 118 - Estimativa da Regra de Política Monetária – Rússia	275
Tabela 119 - Estimativa da Regra de Política Monetária – Sri Lanka	275
Tabela 120 - Estimativa da Regra de Política Monetária – Tailândia	275
Tabela 121 - Estimativa da Regra de Política Monetária – Taiwan.....	276
Tabela 122 - Estimativa da Regra de Política Monetária – Turquia	276
Tabela 123 - Estimativa da Regra de Política Monetária – Venezuela	276
Tabela 124 - Estimativa da Regra de Política Monetária – Pannel.....	277
Tabela 125 - Estimativa da Regra de Política Monetária – Pannel.....	277
Tabela 126 - Regra de Política Monetária – África do Sul.....	278
Tabela 127 - Regra de Política Monetária – Argentina	279
Tabela 128 - Regra de Política Monetária – Brasil.....	280
Tabela 129 - Regra de Política Monetária – Chile	281
Tabela 130 - Regra de Política Monetária – China.....	282
Tabela 131 - Regra de Política Monetária – Colômbia.....	283
Tabela 132 - Regra de Política Monetária – Coréia.....	284

Tabela 133 - Regra de Política Monetária – Filipinas	285
Tabela 134 - Regra de Política Monetária – Índia	286
Tabela 135 - Regra de Política Monetária – Indonésia.....	287
Tabela 136 - Regra de Política Monetária – Israel	288
Tabela 137 - Regra de Política Monetária – Malásia.....	289
Tabela 138 - Regra de Política Monetária – México.....	290
Tabela 139 - Regra de Política Monetária – Peru.....	291
Tabela 140 - Regra de Política Monetária – Polônia	292
Tabela 141 - Regra de Política Monetária – República Tcheca	293
Tabela 142 - Regra de Política Monetária – Rússia.....	294
Tabela 143 - Regra de Política Monetária – Sri Lanka	295
Tabela 144 - Regra de Política Monetária – Tailândia.....	296
Tabela 145 - Regra de Política Monetária – Taiwan	297
Tabela 146 - Regra de Política Monetária – Turquia	298
Tabela 147 - Regra de Política Monetária – Venezuela	299
Tabela 148 - Regra de Política Monetária – Painei	300

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	20
2 PREÇOS DOS ATIVOS COMO CANAL DE TRANSMISSÃO DE POLÍTICA MONETÁRIA, ESTRATÉGIA DE POLÍTICA MONETÁRIA E CARACTERÍSTICAS INSTITUCIONAIS DOS PAÍSES EMERGENTES E EXPERIÊNCIA INTERNACIONAL	25
2.1 PREÇOS DOS ATIVOS COMO UM CANAL DE TRANSMISSÃO DE POLÍTICA MONETÁRIA	25
2.2 ESTRATÉGIA DE POLÍTICA MONETÁRIA E CARACTERÍSTICAS INSTITUCIONAIS DOS PAÍSES EMERGENTES	31
2.3 EXPERIÊNCIA INTERNACIONAL	36
3 BOLHAS RACIONAIS NOS PREÇOS DOS ATIVOS	47
3.1 REVISÃO DA LITERATURA	49
3.2 VARIÁVEIS, MODELOS TEÓRICO E ECONOMETRICO	56
3.3 ANÁLISE EMPÍRICA.....	67
3.4 CONSIDERAÇÕES FINAIS	73
4 OS PREÇOS DOS ATIVOS CONTÊM INFORMAÇÕES RELEVANTES SOBRE A INFLAÇÃO ESPERADA E O CRESCIMENTO/HIATO DO PRODUTO?	76
4.1 RELAÇÃO ENTRE PREÇOS DOS ATIVOS, INFLAÇÃO ESPERADA E CRESCIMENTO DO PRODUTO: REVISÃO DA LITERATURA	77
4.2 MODELOS ECONOMETRICOS E VARIÁVEIS ANALISADAS	86
4.3 RESULTADOS EMPÍRICOS	100
4.4 CONSIDERAÇÕES FINAIS	110
5 PREÇOS DOS ATIVOS E POLÍTICA MONETÁRIA EM ECONOMIAS EMERGENTES	112
5.1 PREÇOS DOS ATIVOS E POLÍTICA MONETÁRIA	113
5.2 MODELOS MATEMÁTICO-ECONOMETRICOS E VARIÁVEIS ANALISADAS	126
5.3 RESULTADOS EMPÍRICOS	145
5.4 CONSIDERAÇÕES FINAIS	152

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	154
REFERÊNCIAS.....	157
APÊNDICE A - TESTE DE RAIZ UNITÁRIA PARA OS PREÇOS DOS ATIVOS.....	177
APÊNDICE B - TESTE DE RAIZ UNITÁRIA PARA OS DIVIDENDOS (D).....	178
APÊNDICE C – ESTIMATIVAS DE BOLHA NOS PREÇOS DOS ATIVOS.....	179
APÊNDICE D - ESTIMATIVAS DE BOLHAS INTRÍNSECAS	190
APÊNDICE E - TESTES DE RAIZ UNITÁRIA EM PAINEL.....	202
APÊNDICE F - ESTIMATIVA DA CURVA DE PHILLIPS - 1990:1 – 2004:4.....	206
APÊNDICE G - ESTIMATIVA DA CURVA DE DEMANDA - 1990:1 – 2004:4.....	207
APÊNDICE H - ESTIMATIVA VAR – EQUAÇÃO DO HIATO DO PRODUTO – 1990:1 – 2004:4.....	208
APÊNDICE I - ESTIMATIVA VAR – EQUAÇÃO DA INFLAÇÃO	209
APÊNDICE J - RAIZ DO ERRO QUADRADO MÉDIO	210
APÊNDICE K – VARIAÇÃO DOS RETORNOS DE MERCADO E VARIAÇÃO DA INFLAÇÃO: PAINEL LINEAR	211
APÊNDICE L – VARIAÇÃO DOS RETORNOS DE MERCADO E VARIAÇÃO DA INFLAÇÃO: PAINEL THRESHOLD.....	212
APÊNDICE M - THRESHOLDS ESTIMADOS.....	213
APÊNDICE N - RETORNOS DE MERCADO E INFLAÇÃO: PAINEL LINEAR COM EFEITOS FIXOS.....	214
APÊNDICE O - RETORNOS DE MERCADO E INFLAÇÃO: PAINEL NÃO LINEAR COM EFEITOS FIXOS	215
APÊNDICE P - RETORNOS DE MERCADO E INFLAÇÃO: PAINEL NÃO LINEAR - EFEITO THRESHOLD.....	216

APÊNDICE Q - RETORNOS DE MERCADO E CRESCIMENTO DO PRODUTO: PAINEL LINEAR	217
APÊNDICE R - RETORNOS DE MERCADO E CRESCIMENTO DO PRODUTO: PAINEL NÃO LINEAR.....	218
APÊNDICE S - RETORNOS DE MERCADO E CRESCIMENTO DO PRODUTO: PAINEL THRESHOLD.....	219
APÊNDICE T - RAIZ DO ERRO QUADRADO MÉDIO – EQUAÇÕES EM PAINEL	220
APÊNDICE U - FUNÇÕES DE IMPULSO-RESPOSTA.....	221
APÊNDICE V - PREVISÕES DO HIATO DO PRODUTO.....	229
APÊNDICE W - PREVISÕES DA INFLAÇÃO	240
APÊNDICE X - PREVISÕES FORA DA AMOSTRA	251
APÊNDICE Y - ESTIMATIVAS DOS COEFICIENTES DO MODELO ESTRUTURAL	254
APÊNDICE Z - ESTIMATIVAS DA REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA	262
APÊNDICE AA - REGRAS DE POLÍTICA MONETÁRIA	278
APÊNDICE AB – FUNÇÕES DE REAÇÃO.....	301

1 INTRODUÇÃO

Nos últimos vinte anos, o desempenho macroeconômico na maioria dos países desenvolvidos e emergentes tem melhorado substancialmente. Em ambos, a inflação e a taxa de crescimento real apresentam-se mais estáveis do que no início dos anos 80. Tal acontecimento pode decorrer do fato de que os *policymakers* tenham se tornado mais eficientes na execução de seus objetivos de estabilizar a economia (CECCHETTI; KRAUSE, 2001).

Com a inflação estabilizada, as próximas batalhas enfrentadas pelos bancos centrais foram direcionadas para diferentes *fronts*. Um dos principais problemas que tem preocupado os bancos centrais é o aparente crescimento da instabilidade financeira, principalmente a volatilidade dos preços dos ativos. Borio, Kennedy e Prowse (1994) entre outros documentaram a emergência de grandes ciclos de *boom* e *busts* nos preços das ações e do mercado imobiliário em um número considerável de países industrializados. O mais preocupante é que grande parte dos *busts* dos preços dos ativos em muitos dos casos estiveram associados significativamente a contrações na atividade econômica real. Por exemplo, parte da estagnação financeira no Japão, bem como os *crashes* das bolsas do leste asiático e América Latina, têm sido relacionados ao fraco desempenho econômico dessas economias.

Para abordar com mais clareza esses assuntos devemos analisar o possível relacionamento entre, por exemplo, estabilidades monetária e financeira, e o fundamento de política mais adequado para assegurar a existência de ambas. Historicamente, os movimentos no médio e longo prazos dos preços dos ativos têm acompanhado episódios da difusão da instabilidade financeira, o que, em recentes anos, levanta a questão de se a política monetária deve ou não responder às freqüentes bolhas originadas nos preços dos ativos.

Borio e Lowe (2002), por exemplo, ampliam a discussão argumentando que os *policymakers* devem considerar em suas decisões de política um conjunto de sintomas como o rápido crescimento do crédito, os níveis de acumulação de capital e o significativo crescimento dos preços dos ativos acima de seus valores fundamentais. Estes e outros fatores em conjunto podem disseminar uma potencial instabilidade financeira, podendo, inclusive, amplificar o ciclo financeiro. Os autores destacam ainda que, apesar de condição necessária, inflação baixa não é suficiente para evitar desequilíbrios financeiros. Uma razão para isso é a

associação positiva entre desenvolvimentos favoráveis do lado da oferta, que reduzem a pressão sobre os preços, por um lado, e os *booms* nos preços dos ativos, acesso facilitado ao financiamento e um otimismo na avaliação do risco, por outro. Se houver necessidade de um aperto monetário, tais condições podem favorecer possíveis desequilíbrios no futuro.

Atualmente há um amplo consenso de que os preços dos ativos apresentam mais volatilidade do que a justificada pelos fundamentos e o estudo da relação entre o preço dos ativos e investimento é de grande interesse. Se há alguma “exuberância irracional” no mercado de ativos, deslocando para cima os preços das ações pela crença dos investidores em uma “nova economia”, como descrito em Shiller (2000), então as firmas podem ser “forçadas” a seguir esse entusiasmo e investir além do que estaria garantido pelos fundamentos. Recentemente, as crises financeiras japonesa e dos países do sudeste asiático serviram para reforçar a preocupação referente à exuberância irracional na precificação dos ativos que, sob baixas taxas de inflação, serviram para mascarar um iminente e violento colapso.

A facilidade na movimentação de capitais, principalmente direcionados aos países emergentes, tem sido outro motivo de extrema preocupação, pois apesar de muitos desses influxos terem sido motivados por condições econômicas favoráveis, muitos outros são de capital de curto prazo (*portfolios*) que retornam rapidamente ao menor sinal de instabilidade econômica. Fortes ondas de influxos de *portfolio* para economias em desenvolvimento podem gerar bolhas nos mercados de ações. Essas bolhas nos preços dos ativos são potencialmente perigosas, pois apesar de nem sempre serem custosas, podem, ocasionalmente, estar associadas a eventos prejudiciais à economia. Um exemplo pode ser a forte euforia causada por estes influxos de capital, provocando um excesso de gastos.

Os preços dos ativos também podem conter informações sobre os futuros desenvolvimentos econômicos, pois graças à sua natureza *forward looking*, eles constituem uma classe de previsores potencialmente úteis para a inflação e o crescimento do produto, podendo, portanto, serem importantes aliados dos *policymakers* na condução da política monetária. Os preços das ações, por exemplo, são sistematicamente afetados por qualquer fator que impacta a lucratividade esperada das firmas e podem ter vantagens sobre as variáveis preditivas que respondem primeiramente às políticas fiscal e monetária.

Por fim, há uma gama enorme de diferentes modelos utilizados para avaliação de política. A metodologia que tem sido mais freqüentemente utilizada na literatura recente é a “nova macroeconomia normativa”, que consiste em simulações de modelos com diferentes regras de política monetária, para então verificar que regras parecem melhor descrever a

realidade, conforme os resultados observados. Atualmente, a maioria dos modelos é estocástica, dinâmica e reflete a economia como um todo. A amplitude dos modelos varia muito, mas, mesmo os modelos de grande escala podem ser descritos conceitualmente como de três equações. Uma equação descrevendo a regra de política, outra relacionando consumo, investimento e exportações líquidas à taxa de juros e/ou de câmbio (que formam o bloco de equações da *IS*) e uma equação de fixação de salários e preços com o *pass-through* da taxa de câmbio, que caracterizam o ajustamento de preços (TAYLOR, 1999).

Dessa forma, as evidências indicam que há uma forte relação entre os fundamentos macroeconômicos e os mercados financeiros, de forma a justificar a análise da interligação existente entre os setores real e financeiro da economia. Mais especificamente, é de suma importância estudar as relações entre política monetária e os movimentos nos preços dos ativos, bem como o impacto de ambos sobre a atividade econômica real.

Por esse motivo, na presente tese temos como principal objetivo analisar a importância dos desenvolvimentos dos preços dos ativos para a condução da política monetária nos países emergentes no período de 1990–2006.

Mais especificamente, pretendemos identificar a presença de bolhas racionais nos preços das ações desses países. Além disso, procuramos verificar se os desalinhamentos dos preços das ações e da taxa de câmbio em relação aos seus fundamentos podem fornecer informações úteis sobre a inflação esperada ou crescimento/hiato do produto. Por fim, vamos mais além e investigamos se os preços dos ativos devem exercer um papel central nas decisões de política monetária, ou seja, se devem ser utilizados como argumentos nas regras que regem as decisões de política monetária.

Dessa forma, como principal contribuição da presente tese, destacamos a importância em trazer para as economias emergentes a discussão em vigor hoje nos Estados Unidos e nas principais economias européias de se os bancos centrais dos países emergentes não deveriam prestar mais atenção nos preços ativos e não simplesmente nos indicadores de atividade econômica e preços em suas decisões de política monetária.

Para tanto, no capítulo 2, fazemos uma breve revisão da literatura com intuito de destacar a importância dos preços dos ativos como possível canal de transmissão de política monetária, as características institucionais dos países emergentes e algumas experiências de crises que poderiam sugerir a influência direta ou indireta dos preços dos ativos na economia real.

Como a incidência de bolhas nos preços das ações e, mais especificamente, o rompimento destas pode ter impacto sobre a economia real, procuramos identificar a presença

de bolhas racionais nos preços das ações dos países emergentes. Apesar de divergências decorrentes da heterogeneidade dos países estudados, em termos gerais os resultados indicaram a presença de bolhas racionais nos índices de mercado dos países emergentes, principalmente aquelas provocadas por fatores extrínsecos e não intrinsecamente causadas por sua relação não linear com os dividendos. Isto significa que, no curto prazo, os preços das ações costumam desviar dos seus fundamentos (pagamentos de dividendos) formando bolhas que acabam em *crashes*.

Devido a sua natureza *forward looking*, os preços dos ativos podem ser uma importante fonte de informação para os níveis futuros de inflação e crescimento do produto. No capítulo 4, portanto, estudamos a relação entre os retornos de mercado, inflação esperada e crescimento/hiato do produto para os países emergentes. A análise foi realizada, individualmente, através de um modelo de oferta e demanda e de um modelo VAR irrestrito e, em conjunto, através de modelos em painel linear e não linear. Os resultados indicam que os retornos de mercado possuem informações úteis para os níveis futuros de inflação e de crescimento do produto nas economias emergentes. O impacto dos retornos sobre a inflação indicou que o primeiro possui informações úteis sobre a inflação, assim como o *spread* dos retornos possui poder preditivo sobre as variações da inflação. Verificamos que os retornos de mercado contêm informações relevantes sobre crescimento futuro do produto, principalmente se considerarmos os efeitos assimétricos de possíveis recessões e expansões da atividade econômica.

Entretanto, apesar da importância dos preços dos ativos para economia real, há uma ampla discussão entre pesquisadores e *policymakers* em relação ao exato papel que os preços dos ativos teriam para as decisões de política monetária. Há divergências a respeito da sua relevância informacional, assim como sua implicação para o redesenho de política monetária além de outros assuntos de implementação prática. Por este motivo, no capítulo 5 destacamos a importância dos preços para as decisões de política monetária nos países emergentes. A análise foi realizada através dos modelos GMM (individual e em painel) e de otimização dinâmica de um modelo macroeconômico. Os resultados indicam grande divergência entre os países emergentes no período estudado. No modelo GMM, os resultados indicam que a inclusão da razão dividendo-preço e taxa de câmbio real, como instrumentos da função de reação do banco central, parecem fornecer informações úteis sobre a inflação esperada e/ou o hiato do produto. Todavia, não podemos concluir que estas variáveis devam ser utilizadas como argumentos nas funções de reação. No modelo de otimização, os resultados indicam que, para os países que optam por um regime de metas de inflação estrita, a melhor opção é

não considerar explicitamente os preços das ações em suas funções de reação. Para bancos centrais que optam por um regime de metas de inflação mais flexível, a melhor opção é considerar os preços das ações em suas funções de reação.

Por fim, cabe destacar que, apesar da importância do mercado imobiliário para as decisões de política monetária, o mesmo não faz parte de escopo dessa tese, haja visto a ausência de dados para maioria dos países emergentes analisados.

2 PREÇOS DOS ATIVOS COMO CANAL DE TRANSMISSÃO DE POLÍTICA MONETÁRIA, ESTRATÉGIA DE POLÍTICA MONETÁRIA E CARACTERÍSTICAS INSTITUCIONAIS DOS PAÍSES EMERGENTES E EXPERIÊNCIA INTERNACIONAL

Neste capítulo, faremos uma breve abordagem sobre a importância dos preços dos ativos como um possível canal de transmissão da política monetária, assim como destacaremos a estratégia de política monetária e das características institucionais dos países emergentes, principalmente as de cunho financeiro. Por fim, destacaremos algumas das experiências internacionais no que se refere à influência direta ou indireta dos preços dos ativos sobre a economia real.

2.1 PREÇOS DOS ATIVOS COMO UM CANAL DE TRANSMISSÃO DE POLÍTICA MONETÁRIA

As flutuações dos preços dos ativos, influenciadas pela política monetária, têm importantes impactos na economia agregada. Os mecanismos de transmissão envolvendo os preços dos ativos podem ser expressos tanto pelos efeitos do mercado de ações e imobiliário sobre as decisões de investimento (via q de Tobin e balancetes das firmas), como pelos efeitos riqueza e liquidez do consumo das famílias.

2.1.1 O Canal do Investimento

Há quase um consenso de que os preços dos ativos apresentam uma volatilidade maior do que aquela justificada apenas pelos fundamentos. Então, o estudo da relação entre preços dos ativos e investimento passa a ser relevante durante períodos de maior divergência desses preços em relação aos compatíveis com os fundamentos. Na presença de alguma “exuberância irracional” na bolsa, que leva a um crescente aumento nos preços das ações (no caso da bolha

da internet, devido, à crença em uma “nova economia” (SHILLER, 2000), as firmas podem acompanhar a euforia e investir além do que estaria garantido pelos fundamentos.

A principal teoria de como os movimentos nos preços dos ativos afetam a economia através das decisões de investimento das firmas é a do q de Tobin (1969). Esta teoria enfatiza que uma política monetária expansionista de reduzir a taxa de juros torna os títulos do governo menos atraentes em relação às ações, o que resulta em aumento da demanda pelas ações. A elevação nos preços das ações reduz os custos do capital, provocando aumento nos níveis de investimento e produção. As empresas são estimuladas a emitir novas ações a preços mais altos, utilizando seus ganhos de capital na compra de mais bens de capital.

Desta forma, considerando que na presença de imperfeições no mercado de capitais o custo de financiamento externo é mais oneroso do que o de financiamento interno (para determinadas oportunidades de investimento, custos de informação e taxas de juros de mercado), as firmas com maior valor líquido (capital próprio) terão um custo menor para investir e tenderão então a investir mais.

Entretanto, há tradicionalmente uma desconfiança em relação à importância de fatores financeiros nas decisões de investimento. A origem disso pode ser atribuída à influência do trabalho de Modigliani e Miller (1958) que, sob certas condições, mostra a irrelevância da estrutura e política financeiras nas decisões de investimento. Em particular, a estrutura financeira da firma não afeta seu valor de mercado se houver eficiência no mercado de capitais. As decisões “reais” da firma como, por exemplo, em investimento fixo, motivadas pela maximização dos ganhos dos acionistas, acabam ficando independentes de fatores financeiros como liquidez, alavancagem e pagamento de dividendos. Sendo assim, os financiamentos externo e interno seriam substitutos perfeitos e qualquer informação sobre as variações contemporâneas do valor líquido, bem como sua relação com o valor do q de Tobin, acabariam sendo irrelevantes para as decisões de investimento. Ou seja, a variação no valor líquido não deve afetar diretamente o nível de investimento, mantendo-se marginalmente constante o valor do q (CHIRINKO, 1993).

2.1.2 O Canal dos Balanços das Firms

A informação assimétrica no mercado de crédito afeta a transmissão monetária através dos preços dos ativos. Este mecanismo é conhecido na literatura como canal do crédito. Uma

redução no valor líquido da firma aumenta a seleção adversa e o risco moral na concessão de empréstimo para esta firma, reduzindo de fato os empréstimos para financiar seu gasto de investimento (BERNANKE; GERTLER, 1995; 2000; BERNANKE; GERTLER; GILCHRIST, 1996; KYOTAKI; MOORE, 1997).

O efeito direto da política monetária é amplificado pelas variações endógenas do prêmio pelo financiamento externo (BERNANKE; GERTLER, 1995). O prêmio pelo financiamento externo é dado pela diferença entre os custos para se obter fundos externamente através de capital de terceiros (obtidos via endividamento ou emissão de ações) e os custos de se obter fundos gerados internamente via lucros retidos. A magnitude do prêmio pelo financiamento externo pode então ser medida pela diferença entre os retornos esperados dos credores e os custos dos potenciais devedores. Uma alteração da taxa de juros impacta o prêmio pelo financiamento externo na mesma direção. Graças a este efeito adicional, os custos de empréstimo das empresas e o gasto real são amplificados.

O efeito adicional também impacta os balanços dos devedores e suas demonstrações de resultado, incluindo variáveis como lucro líquido, fluxo de caixa e liquidez dos ativos (canal dos balanços das firmas). Além disso, ele influencia a oferta de empréstimos das instituições depositárias (canal dos empréstimos bancários).

O balancete das famílias e firmas parece ser a conexão quantitativa mais importante entre os preços de ativos e a economia real (BERNANKE; GERTLER, 1999, 2000). As condições dos fluxos de caixas e, portanto, dos balancetes são essenciais para se conseguir tomar emprestado e também emprestar. Uma deterioração nos balancetes reduz o crédito, os gastos e a demanda agregada no curto prazo e, no longo prazo, afeta a oferta agregada, ao inibir a formação de capital e a reduzir a demanda por trabalho. Há realimentação. O declínio nas vendas e no emprego enfraquece ainda mais os fluxos de caixa, provocando nova redução nos gastos. Este mecanismo foi primeiramente descrito por Irving Fisher (1933) e foi modelado formalmente por Bernanke e Gertler (1989) e Kyotaki e Moore (1997).

2.1.3 Os Efeitos Liquidez e Riqueza

O efeito liquidez relaciona-se ao gasto intertemporal da riqueza dos consumidores em bens consumo, levando em conta suas expectativas sobre o futuro da economia. Bens de consumo de longo prazo (como imóveis) são ilíquidos. Diante da expectativa de crescimento

dos lucros e redução das chances de dificuldades financeiras, os gastos em bens de consumo de longo prazo aumentam, o que resulta em mais crescimento do produto. Porém, diante da expectativa de redução dos lucros, o consumo de ativos financeiros ilíquidos se reduz.

Quanto ao efeito riqueza, no modelo do ciclo da vida de Modigliani (1971) o consumidor aloca uniformemente o seu nível de consumo durante a vida produtiva e aposentadoria. Uma política monetária expansionista eleva os preços das ações, o que aumenta o valor da riqueza das famílias e seu consumo. Já uma quebra da bolsa deixa os consumidores mais incertos quanto ao futuro, o que faz com que eles poupem mais (consumam menos).

Na função sugerida por Modigliani (1971),

$$C_0 = \xi W_0, \quad (1)$$

o consumo corrente C_0 relaciona-se positivamente ao ganho líquido W_0 e à propensão a consumir $\xi \geq 0$, i.e. ao valor presente da renda da vida toda.

Com elasticidade de substituição intertemporal unitária (BLANCHARD, 1985), uma expansão monetária que reduza a taxa de juros não afeta ξ , mas aumenta W_0 e, portanto, aumenta proporcionalmente o consumo (Equação (1)).

O efeito da taxa de juros sobre o consumo pode ser detalhado levando-se em conta as demandas marshalliana e hicksiana (CAI, 2003). A demanda marshalliana para o consumo corrente é dada por $C_0(i, W_0)$, onde i é a taxa de juros medindo o preço do consumo corrente em relação ao mesmo consumo no futuro. A demanda hicksiana é $C_0^h(i, u^*)$, onde $u^* = (i, W_0)$ é a função utilidade indireta, medindo a utilidade (riqueza) máxima alcançável para dados i e W_0 . Tomando o diferencial total de $C_0(i, W_0)$ e levando em conta a demanda hicksiana temos

$$\frac{dC_0}{di} = \frac{\partial C_0^h}{\partial i} - \frac{\partial C_0}{\partial W_0} \frac{\partial e_0(i, u^*)}{\partial i}, \quad (2)$$

onde $\partial e_0(i, u^*)$ é a função gasto medida em termos de consumo corrente. Como $\partial e_0 / \partial i \leq 0$, uma queda em i eleva os custos do consumo futuro em termos do consumo corrente, o que requer um gasto orçamentário e_0 mais alto para manter constante o nível de utilidade indireta

u^* . O caso limite $\partial e_0 / \partial i = 0$ se aplica quando o consumo futuro for zero. O primeiro, segundo e terceiro termos do lado direito da equação (2) correspondem aos efeitos substituição (negativo), renda (positivo) e riqueza (negativo), respectivamente.

O efeito substituição mede o efeito da taxa de juros no consumo, dado o nível de utilidade indireta: uma queda na taxa de juros reduz o custo do consumo corrente em relação ao mesmo consumo no futuro, o que eleva o consumo corrente. O efeito renda mede o efeito da taxa de juros no consumo através do seu custo de toda a vida (medido por e_0), de forma que uma queda na taxa de juros eleva o custo do consumo da vida toda (em termos do consumo corrente) e reduz tanto o consumo corrente como o futuro. Por fim, o efeito riqueza mede o efeito da taxa de juros no consumo através da riqueza de toda a vida (em termos do consumo corrente) e eleva tanto o consumo corrente como o futuro. Obstfeld e Rogoff (1996), por exemplo, discutem a decomposição desses três efeitos em um modelo de dois períodos.

Adicionalmente, as variações nos preços dos ativos provavelmente afetarão os gastos de forma permanente. Isso acontecerá quando os preços dos ativos estiverem desalinhados de seus valores considerados fundamentais de forma que um choque de política monetária adversa poderia funcionar como uma espécie de catalisador que os conduziria a retornar aos seus valores fundamentais. Os agentes poderiam então ajustar suas poupanças e restaurar seus níveis de riqueza desejados (MOJON, 2000).

2.1.4 Taxa de Câmbio

A taxa de câmbio pode também influenciar o mecanismo de transmissão da política monetária. Se o câmbio for flutuante, quanto mais aberta for a economia, mais forte será a atuação do canal da taxa de câmbio. A taxa de câmbio relaciona-se às exportações líquidas e ao grau de *pass-through* dos preços dos bens externos aos preços domésticos. Há também ligação entre a taxa de câmbio e a taxa de juros via mercado de capitais.

Esta última ligação fica clara em modelos de pequena economia aberta (BALL, 1999a; SVENSSON, 2000). O efeito da taxa de câmbio sobre a taxa de juros torna-se direto quando se inclui a taxa de câmbio na regra de Taylor (1993). Já que a apreciação cambial é contracionista, a taxa de juros se reduz no período de impacto para depois se elevar. Com

expectativas racionais, as políticas podem ter sucesso explorando a natureza *forward-looking* do câmbio (TAYLOR, 1999).

A taxa de câmbio influencia indiretamente as exportações líquidas através da taxa de juros doméstica, a qual afeta a relação entre moeda doméstica e estrangeira. Já que o valor dos depósitos domésticos varia em termos da moeda externa, isto altera a taxa de câmbio, as exportações líquidas e a produção agregada.

Flutuações cambiais também podem apresentar importantes efeitos sobre a demanda agregada através dos balancetes das firmas financeiras e não financeiras. Isto tende a ser mais importante nas economias emergentes, onde uma parcela significativa da dívida doméstica está denominada em termos de moeda externa. Nestas economias, uma expansão monetária pode afetar a demanda agregada se a mesma provocar uma depreciação cambial. Isto eleva o peso da dívida das firmas domésticas não financeiras. Como os ativos são denominados em moeda nacional, há redução no seu valor líquido. Esta deterioração aumenta os problemas relacionados à seleção adversa e ao risco moral, reduz os empréstimos, os investimentos e a atividade econômica.

Peersman e Smets (2001) ressaltam a importância dos mecanismos de transmissão nas decisões de política monetária, bem como do impacto destes na economia, através da influência das taxas de juros sobre os preços dos ativos e, em particular, sobre a taxa de juros de longo prazo e a taxa de câmbio. Segundo eles, a análise tradicional sugere que os *policymakers* alavancam a taxa de juros de curto prazo para influenciar parte dos preços dos ativos, em particular a taxa de juros de longo prazo e a taxa de câmbio. A variação resultante é então transmitida para o custo real do capital, alterando assim o investimento e a razão capital-produto.

Variações na taxa de juros afetam o custo dos aluguéis de bens duráveis e o preço relativo do consumo presente em relação ao futuro, afetando assim os gastos com consumo. Se a produção de curto prazo for determinada pela demanda, a resposta dos componentes da demanda agregada sensíveis à taxa de juros afeta o produto e desemprego, permitindo ajustamentos nos salários e preços, que realimentam as decisões de gastos das empresas e famílias até que o novo equilíbrio seja alcançado.

A taxa de câmbio, por sua vez, pode também ser um instrumento adicional de alavancagem para a autoridade de política. Um aperto monetário aprecia a taxa de câmbio, afetando os preços diretamente (pois age como deflator das importações) e indiretamente, por reduzir as exportações líquidas via queda da competitividade.

2.2 ESTRATÉGIA DE POLÍTICA MONETÁRIA E CARACTERÍSTICAS INSTITUCIONAIS DOS PAÍSES EMERGENTES

A condução de política monetária em economias emergentes apresenta desafios diferentes daqueles enfrentados por economias industrializadas. A história da política monetária de muitos países emergentes é um tanto obscura, com episódios de extrema instabilidade monetária, oscilando com períodos de elevada inflação, fuga massiva de capitais e colapso em seus mercados financeiros. Todavia, nos anos recentes, muitos países emergentes conseguiram reduzir suas taxas de inflação de aproximadamente 400% para 10% (MISHKIN, 2007).

Nesse ambiente favorável para a condução da política monetária, torna-se importante a estratégia de longo prazo para a condução de política monetária. A questão é se os países emergentes possuem mecanismos e ferramentas institucionais que forcem eficazmente as autoridades monetárias a atuar de maneira discricionária. Mishkin (2007) destaca o regime de metas de inflação como uma das três estratégias de política monetária capaz de produzir uma âncora nominal que, com credibilidade, forçaria os bancos centrais a agir de forma discricionária no médio prazo. (As outras duas são a meta monetária e os *hard pegs* da taxa de câmbio.)

No regime de metas de inflação, o objetivo principal do banco central é a estabilidade de preços. A autoridade monetária anuncia publicamente uma meta de inflação e se compromete em atingi-la. Ao anunciar publicamente a meta, a autoridade espera que os agentes passem a basear suas expectativas de inflação na meta anunciada. Se isto ocorrer, e se a meta for atingida, teoricamente os preços nominais ficarão no nível de pleno emprego. A autoridade consegue atingir a meta de inflação com a menor perda de produção e emprego, i.e. com o menor custo de desinflação (VELOSO, 2006).

O regime de metas é atrativo porque permite certa discricionariedade e flexibilidade na escolha dos instrumentos de política monetária diante de choques e distúrbios. Como bem salienta o trabalho de Fraga, Goldfajn e Minella (2003), essa flexibilidade é ainda mais importante nos países emergentes, pois são mais sujeitos a choques. Contudo, se pressupormos que existe uma tendência inflacionária na política monetária, essa discricionariedade e, principalmente, a flexibilidade podem se tornar um problema caso a política monetária seja utilizada para estimular a economia, gerando a chamada inconsistência dinâmica descrita em Kydland e Prescott (1977).

Esta inconsistência decorre da incapacidade da autoridade monetária de se comprometer com uma política de inflação baixa e pode provocar um viés inflacionário na economia. Com baixas expectativas de inflação, a autoridade é tentada a aumentar o produto agregado, já que o custo marginal de mais inflação é pequeno. A autoridade fica propensa a adotar políticas monetárias expansionistas visando deixar o produto agregado corrente acima do potencial. Sabendo disso, os agentes mudam suas expectativas de baixa inflação e, com isso, a autoridade perde credibilidade. O resultado final é que nos regimes onde a autoridade monetária pode exercer total discricionariedade passa a existir um viés inflacionário.

A aplicabilidade do regime de metas de inflação em economias emergentes tem sido discutida na literatura recente (CALVO; REINHART, 2002; EICHENGREEN, 2002; FRAGA; GOLDFAJN; MINELLA, 2003; MISKIN, 2007, são exemplos). Eichengreen (2002) argumenta que, assim como nos países industrializados, o regime de metas de inflação surgiu como alternativa à âncora nominal da taxa de câmbio, pois permite, em teoria, tanto a substituição da âncora cambial pela âncora da meta de inflação com maior flexibilidade do câmbio. Como será discutido na Seção 2.3, a crise asiática e o contágio na América Latina e Leste Europeu convenceram muitos economistas de que a taxa de câmbio fixa é muito suscetível à crise e que os países emergentes deveriam procurar adotar uma maior flexibilização do câmbio. A crise da Turquia reforçou essa posição.

Entretanto, a opinião de que o regime de metas permite maior flexibilização do câmbio e maior eficácia no controle inflacionário, tanto em países emergentes como em industrializados, não é unanimidade na literatura. Em particular, é discutível se a combinação do regime de metas com o câmbio flexível é viável nos países emergentes (Calvo e Reinhart, 2002). Em momentos favoráveis, os países emergentes possuem acesso limitado ao mercado internacional de capital e, em momentos desfavoráveis, possuem nenhum acesso (*sudden stop*), o que dificulta a estabilização do câmbio. Mesmo com um regime de metas, os países emergentes teriam, então, “medo de deixar o câmbio flutuar” (*fear of floating*), pois uma elevada desvalorização da taxa de câmbio significaria uma forte recessão.

A aplicabilidade do regime de metas de inflação como estratégia de política monetária tornou-se popular em economias emergentes a partir do final da década de 90. Metade dos países aqui estudados adotaram o regime de metas de inflação no decorrer do período analisado. O Quadro 1 traz algumas informações.

Quadro 1

Regime de Metas de Inflação em Países Emergentes: Quadro Resumo

País	Data da Introdução	Amplitude da Meta	Horizonte da Meta
África do Sul	Fev. 2000	2003: 3 – 6% 2007: 4,5%	multi-anual
Brasil	Jun. 1999	1999: 8% ($\pm 2\%$) 2007: 4,5%	1 ano
Chile	Fev. 1991	1991: 15 – 20% 2007: 3%	1991 – 2000: 1 ano 2001 para frente: indefinido
Colômbia	Set. 1999	1999: 15% 2007: 3,5 – 4,5%	1 ano
Coréia do Sul	Jan. 1998	1998: 9% ($\pm 1\%$) 2007: 3%	Nenhuma (após 2000: variações causadas por motivo de força maior)
Israel	Jan. 1992	1992: 14 – 15% 2007: 1 – 3%	1 ano
México	Jan. 1999	1999: 13% 2007: 3%	1999 – 2002: 1 ano 2002 para frente: indefinido
Peru	Jan. 1994	1994: 15 – 20% 2007: 2,5%	1 ano
Polônia	Out. 1998	1998: < 9,5% 2007: 2,5%	1998 – 2000: 1 ano 2000–2003: multi-anual 2003 para frente: indefinido
República Tcheca	Jan. 1998	1999: 5,5 – 6,5% 2007: 3% ($\pm 1\%$)	1 ano
Tailândia	Abr. 2000	2000: 0 – 3,5% 2007: 1,8%	Indefinido

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de MISHKIN, 2007.

Obs.: Apesar de o Banco Central da África do Sul ter adotado o regime de metas de inflação em 2000, a meta foi definida somente para 2002/2003.

Na discussão tradicional em relação às estratégias de política monetária e, principalmente, à escolha de arranjos cambiais, o papel das instituições tem sido esquecido. Porém, as características institucionais podem predispor um país a um determinado arranjo cambial e, também, a escolha entre taxas fixas ou flutuantes pode favorecer o desenvolvimento de certas características institucionais (NUNES; MEURER, 2006).

Calvo e Mishkin (2003), por exemplo, acreditam que o sucesso macroeconômico em mercados emergentes não é determinado primeiramente pela escolha da taxa de câmbio, mas pela saúde das instituições macroeconômicas fundamentais. Há várias hipóteses sobre como as instituições podem tornar mais eficiente um determinado regime cambial. Os modelos tradicionais de escolha de regimes cambiais, principalmente para mercados emergentes, têm se tornado inúteis ao desconsiderarem as características institucionais dessas economias, como, por exemplo, fragilidade fiscal, financeira e das instituições monetárias, dolarização das dívidas e vulnerabilidade a cortes repentinos dos influxos de capital externo.

A fragilidade fiscal e financeira deixa a economia vulnerável a altas inflações e crises monetárias. Similarmente, regulação e supervisão de sistemas financeiros frágeis podem

resultar em grandes perdas nos balanços dos bancos, impossibilitando a elevação das taxas de juros por parte das autoridades monetárias para controlar a inflação e a taxa de câmbio, já que isto poderia levar sistema financeiro ao colapso. A fragilidade do sistema financeiro também pode criar instabilidade fiscal seguida de alta inflação e possível desvalorização da moeda, porque a necessidade de certa garantia financeira por parte de governo pode implicar em uma imensa e infundada responsabilidade para o mesmo (BURNSIDE; EICHENBAUM; REBELO, 2001). O mesmo pode ocorrer com instituições monetárias frágeis incompatíveis com o objetivo da estabilidade de preços ou com bancos centrais que, mesmo independentes, não possuem o suporte ou as ferramentas para manter a inflação sob controle e prevenir grandes desvalorizações da moeda. Assim, se o valor real da moeda não for confiável, o regime cambial adotado pouco influirá na resolução dos problemas das instituições domésticas. Este parece o caso de muitos dos países emergentes, principalmente os asiáticos.

Por esse motivo, ao se analisar a estabilidade financeira de uma economia é de suma importância focar a análise na identificação da sua estrutura financeira, i.e. determinar a se economia é baseada no funcionamento do mercado de capitais ou do sistema bancário. Ao se identificar a estrutura financeira, a economia pode ser monitorada com base em indicadores apropriados. Um exemplo seria um indicador retratando o tamanho relativo dos mercados financeiros que mostre o grau de capitalização das empresas via mercado de ações comparada ao volume de empréstimos bancários. Pode-se também recorrer a um índice de concentração para medir a força das atividades nos mercados financeiros, em termos da razão capital comercializado na forma de títulos/empréstimos bancários (SELODY; WILKINS, 2004).

Um sistema financeiro orientado pelos bancos pode ser caracterizado por variáveis financeiras quantitativas, como os agregados econômicos e os níveis de empréstimos bancários. Em um sistema apoiado no mercado de capitais, o indicador mais importante é o preço dos ativos (ações, fundos mútuos, imóveis e demais títulos).

Em economias com mercados de capitais pouco desenvolvidos, as finanças do país fluem através do setor bancário. A estabilidade financeira está estreitamente vinculada à estabilidade do setor bancário, onde os empréstimos representam o principal instrumento de alocação dos recursos financeiros.

Em sistemas bancários mais estáveis, há provisão de tipos selecionados de colateral que visam mitigar o risco de *default* nos empréstimos. Na provisão de empréstimos para imóveis (hipotecas), a função do colateral é desempenhada pelos *real estate* (em particular, apartamentos e casas). Se os preços destes ativos caírem, o valor do colateral também cairá,

reduzindo o potencial de crédito do setor bancário. Isto pode provocar um *credit crunch*, com impacto negativo na atividade econômica (GANTNEROVÁ, 2004).

Substantial evidência empírica mostra a importância das imperfeições do mercado de ações e da estrutura financeira do setor bancário para o financiamento do setor produtivo. Kashyap e Stein (1997), por exemplo, descrevem sumariamente a importância de ambos. Bancos confiam substancialmente na sua relação reservas/depósitos para promover suas operações de financiamento. Por este motivo, uma redução nas reservas provoca uma contração dos balanços dos bancos, reduzindo assim a oferta de empréstimos. Também há um significativo número de empresas dependentes de empréstimos bancários de curto prazo que não podem ser substituídos por outras fontes de financiamento. (Ver também Kashyap, Stein e Wilcox, 1993).

Em uma economia com sistema financeiro livremente reagindo às forças de mercado, a política monetária pode ser transmitida através dos intermediários. Isto implica que a habilidade da política monetária de estabilização depende do ambiente regulatório imposto ao sistema financeiro. Segundo Cechetti e Krause (2001), quando as taxas cobradas pelos empréstimos não são determinadas pelo mercado, o impacto da política monetária é enfraquecido. As conseqüências de uma variação nas taxas de juros de curto prazo controlada pelo banco central apresentam impacto reduzido nos empréstimos dos bancos que operam em ambiente competitivo. Assim, se o comportamento dos bancos não for afetado pelas políticas do banco central, o canal do crédito torna-se inoperante na condução da política monetária, reduzindo o escopo dos objetivos das autoridades. Portanto, um sistema regulatório bem estruturado deve moldar o sistema de intermediação financeira de forma a garantir a eficácia na transmissão da política monetária.

Em economias com mercado de capitais bem desenvolvidos, uma importante conexão para identificar estabilidade financeira, ou o risco de possível instabilidade, é o monitoramento dos preços dos ativos. Em sistemas com essa característica, a provisão de crédito a empresas, famílias e governo e a função de colateral são feitas pela própria comercialização desses ativos (DETKEN; SMETS, 2004). Os mercados de capitais são mais eficazes se comparados às instituições bancárias na precificação dos ativos e na alocação de crédito (SELODY; WILKINS, 2004).

Parece haver uma propensão dos preços de imóveis a ciclos de *boom* e *bust* (Helbling, 2005). Em 70% dos casos analisados por Helbling em que ocorreram aumentos severos nos preços dos imóveis, estes caíram repentinamente nos dois anos seguintes. Como grande parte do crédito imobiliário é decorrente do setor bancário e este, por sua vez, é composto de

empresas de capital aberto com ações negociadas em bolsa, um problema naquele setor pode ocasionar uma reação em cadeia, com efeitos negativos na economia agregada. Por exemplo, um aperto na política monetária pode tornar muitos dos financiamentos imobiliários inviáveis no que se refere à capacidade dos devedores de honrar seus compromissos. Com isso, há um aumento na inadimplência que impacta negativamente os ativos bancários, dificultando a concessão de novos empréstimos e reduzindo o valor de suas ações no mercado de capitais. O resultado deste processo pode ser uma contração econômica.

O “estouro” das bolhas nos preços dos imóveis geralmente tem um impacto tão significativo na atividade econômica quanto o estouro nas bolhas dos preços dos títulos. São aqueles preços que engatilham elevados custos nos preços dos títulos, o que causa severos declínios no crescimento econômico real no período seguinte (DETKEN; SMETS, 2004).

2.3 EXPERIÊNCIA INTERNACIONAL

A influência direta ou indireta dos preços dos ativos na economia real parece ter ocorrido em diversos acontecimentos históricos. Exemplos nos Estados Unidos são as crises de 1929, 1987 e a bolha da internet dos anos noventa. No Japão, a bolha nos preços dos ativos dos anos oitenta e noventa. No sudeste asiático e América Latina, as crises do final dos anos noventa.

2.3.1 A Crise de 1929–1933

Na crise no mercado de ações americano em outubro de 1929, em apenas dois dias (28 e 29 de outubro) o índice Dow Jones caiu em mais de 24%; em novembro, ele voltou a cair em mais de 22% (MISHKIN; WHITE, 2002).

Seria uma bolha? A evidência sugere que os preços das ações antes do *crash* podem ter sido artificialmente inflados. Ao observar diversas fontes de dados, Shiller (2000) verificou que, em meados de 1929, a razão preço/lucro para o índice composto do Standard & Poors estava em 30% acima da razão compatível com os fundamentos, uma situação que jamais se repetiu na economia americana. Essa sobrevalorização dos preços das ações gerou

um excessivo volume de empréstimos de risco por parte do sistema bancário. A distorção no portfólio dos bancos foi realçada pela proporção crescente de empréstimos colateralizados pelos títulos, influenciados pela inflação nos preços dos ativos. Como esse tipo de empréstimo oferece maior risco, os *spreads* bancários estavam em níveis elevados.

Com a crise, houve deflação nos preços dos ativos, comprometendo os *portfólios* dos bancos e os reduzindo a níveis bem inferiores a seus valores contábeis. O impacto foi tão fulminante que as quedas nos ativos dos bancos se deram não somente pelos empréstimos vinculados aos títulos, mas também pelos empréstimos fornecidos ao mercado imobiliário, ao setor de *commodities* e aos negócios em geral.

O Fed iniciou uma política de aperto monetário em 1928, com elevação na taxa de desconto de 3,5% para 5%, porque temia que o excesso de crédito estivesse alimentando o *boom* no mercado de ações (FRIEDMAN; SCHWARTZ, 1963; HAMILTON, 1987). Em fevereiro de 1929, o Fed instruiu seus bancos-membros a limitar os “empréstimos especulativos” e elevou novamente a taxa de desconto em agosto. Isto não foi o bastante para suprimir a demanda por crédito para compra de ações, por causa da presença de intermediários (MISHKIN; WHITE, 2002).

A consequência da crise foi o colapso da economia e o declínio nos preços (das ações e dos outros bens), nas taxas de juros de curto prazo e no estoque de moeda (SCHWARTZ, 2003). A falência bancária levou a um feriado bancário nacional.

2.3.2 O *Crash* de 1987

O *crash* de 1987 foi o maior declínio em apenas um dia nos valores da bolsa de valores da história americana. Em 19 de outubro, o *Dow Jones* caiu em 22,6%. No mês, o índice caiu em 23,2%. O sistema financeiro ficou sob tensão. Havia tanta incerteza que os bancos relutavam em fazer qualquer empréstimo vinculado aos títulos.

Ao contrário dos anos vinte, a preocupação do Fed não era mais com a especulação, mas sim com a inflação. O Fed também agiu rapidamente para evitar o temor de um colapso no sistema de liquidação e custódia (MISHKIN; WHITE, 2002). Em 20 de outubro, Alan Greenspan anunciou que o Fed serviria como fonte de liquidez para manter intactos o sistema financeiro e a economia. Houve uma oferta de US\$ 17 bilhões para o sistema bancário via operações de mercado aberto. Com isso, os bancos comerciais continuariam oferecendo

crédito às demais instituições do sistema financeiro, inclusive aos corretores e àqueles agentes garantidos por títulos. Os *spreads*, que haviam se elevado no início da crise, lentamente foram reduzidos em resposta às ações do Fed. Embora os preços das ações continuassem a oscilar violentamente no restante do ano, os mercados financeiros gradualmente se acalmaram. O Fed foi, cuidadosamente, retirando o excesso de liquidez do mercado de crédito que havia provocado, assegurando-se de que as taxas dos fundos federais ficassem estáveis em 6,75%, ou aproximadamente 1% acima ou abaixo do nível anterior ao *crash* (BRIMMER, 1989).

Neutralizado pelas ações do Fed, o *crash* não comprometeu a estabilidade do sistema financeiro, apesar da grande perda no valor do seu patrimônio. O papel de emprestador de última instância foi novamente cumprido com sucesso. Mas desta vez não houve uma reação excessiva ao *boom* e a política monetária focou na atividade econômica como um todo, não especificamente no mercado de ações.

2.3.3 A Bolha da Internet

Apesar de uma leve queda no início dos anos noventa, a partir do final de 1994 o mercado de ações americano cresceu bastante. O índice Dow Jones aumentou anualmente passando de 3834 pontos para 11145 em 1999 (SCHWARTZ, 2003).

Assim como nos outros episódios, é difícil determinar a influência dos fundamentos sobre o crescimento nos preços dos ativos, bem como o aumento nos preços dos ativos em relação ao valor fundamental, possivelmente ocasionado pelo comportamento de “manada” dos investidores. No que se refere aos fundamentos, o indício mais importante foi o crescimento na eficiência e lucratividade das empresas em virtude das aquisições da década anterior. A alta contínua nos preços das ações na segunda metade dos anos noventa fez com que Alan Greenspan declarasse que havia uma “exuberância irracional” por parte dos investidores, mas que a política monetária americana se manteria voltada aos fundamentos macroeconômicos. Apesar desta declaração, alguns observadores acham que a política monetária foi acomodatória, facilitando a elevação na taxa de crescimento monetário de M2 e M3 em 1998, além da redução nas taxas dos fundos do Fed (FAND, 1999).

Em novembro de 1999, o Fed apertou a política monetária, voltando a afrouxá-la em meados de 2000, quando houve redução na taxa de crescimento da economia, anunciando uma recessão para março de 2001. Não há como medir se as ações do Fed provocaram o

aumento nos preços das ações antes de março de 2000 e a volatilidade dos mesmos depois daí. O fato é que os preços das ações não foram uniformemente afetados. Entre agosto de 2000 e dezembro de 2001, o Dow Jones caiu em aproximadamente 11 por cento e o Nasdaq, em 49%. O golpe maior ocorreu com as empresas de alta tecnologia, de maior risco.

2.3.4 A Crise do Japão

A experiência da economia japonesa dos últimos vinte anos fornece um dos melhores exemplos da relação intrínseca entre a política monetária e os preços dos ativos. Ela sugere a relação causal entre estabilidade econômica e financeira, além da importância da solidez das instituições econômicas e financeiras.

O *boom* “Heisei” iniciado na segunda metade dos anos oitenta foi marcado pela elevação abrupta nos preços dos ativos e pelo crescimento econômico. A política monetária frouxa do banco central do Japão, que promoveu significativas quedas nas taxas de juros de curto prazo durante o período, pode ter tido seu papel aqui. O Banco do Japão reduziu a taxa *overnight* de 5% para 2,5% ao final de 1987, valor que ficou inalterado até maio de 1989 (CECCHETTI; GENBERG; WADHAWANI, 2000). Os preços das ações triplicaram e o preço das terras dobrou em um período de apenas cinco anos. Porém, a inflação medida pelo índice de preços ao consumidor permaneceu relativamente baixa, com elevação de aproximadamente 3% no período.

Houve uma bolha nos preços dos ativos? Okina e Shiratsuka (2003) acham que sim. Parece não se tratar da bolha racional de Blanchard e Watson (1982), mas sim de uma bolha irracional, pois as expectativas excessivamente otimistas com respeito aos fundamentos econômicos criaram certa euforia entre os agentes, que perdurou alguns anos até o estouro da bolha.

O crescimento apoiado na rápida elevação nos preços dos ativos deveria ter disparado um sinal de advertência para as autoridades japonesas de que seu sistema financeiro estava sob forte tensão. Com os bancos e demais instituições receptoras de depósito captando mais recursos na economia, não houve compensação via redução no sistema de garantia de depósito, aumentando o potencial impacto do risco moral. O Banco do Japão não contrabalançou a expansão nos empréstimos dos bancos recorrendo à regulação inibidora de atividades tomadoras de risco fora dos canais tradicionais. Além disso, o banco central do

Japão pode também ser criticado por ter, de certa forma, ajudado a iniciar e alimentar a bolha com suas ações equivocadas. Ele deveria ter apertado a política monetária e aliviado a política fiscal, medida que foi adotada somente nos anos noventa.

Com enorme atraso, o Banco do Japão começou, em 1989, a implementar medidas designadas a reverter a bolha nos preços dos ativos. A taxa de desconto foi elevada para 6% e foram adotados controles diretos sobre as atividades bancárias relacionadas ao financiamento imobiliário (CECCHETTI; GENBERG; WADHAWANI, 2000). Estas medidas não foram suficientes e a deflação nos preços dos ativos já havia afetado a economia. O índice Nikkei entrou em declínio em fevereiro de 1990, ficando abaixo de 16000 pontos em novembro de 1993 e caindo ainda mais, para níveis inferiores a 9000 pontos, ao final de 2002 (SCHWARTZ, 2003). O *boom* imobiliário cessou em meados de 1990, caindo em torno de 80 por cento até 1999, em relação a seu pico de setembro de 1990 (OKINA; SHIRAKAWA; SHIRATSUKA., 2001).

2.3.5 A Crise dos Países do Sudeste Asiático

Como observado, o padrão de crise nos países asiáticos não parece ser explicado pelos fundamentos macroeconômicos. Observadores foram apanhados de surpresa, pois os fundamentos macroeconômicos, se resumidos, por exemplo, pelos chamados modelos de primeira e segunda geração, mostravam-se saudáveis.

Porém, o cenário macroeconômico desses países enquadrava-se nos modelos de terceira geração (de crise financeira) que incorporam assimetria de informação (MISHKIN, 1999; CORSETTI; PESENTI; ROUBINI., 1999). Estes modelos consideram a crescente e desordenada liberalização nos mercados financeiros como responsáveis pela expansão de empréstimos que, em última análise, levam à fragilidade do sistema financeiro. A deterioração do setor bancário seria o principal fundamento da crise financeira, além dos danos provocados por desvalorizações cambiais, altas taxas de juros e desvalorização de ativos como ações e títulos imobiliários.

O excesso de investimento ocorreu sob elevado risco, falta de regulamentação e, portanto, com problemas de assimetria de informação. Isto contribuiu para a deterioração nos demonstrativos contábeis dos bancos. Os países experimentaram significativos influxos de capitais durante 1990–1996: em média, 2,5% do PIB na Coreia; 10% na Malásia; 10% na Tailândia e 2,5% na Indonésia. Os influxos foram encorajados por forte crescimento econômico,

baixa inflação, relativamente saudável situação financeira dos governos, liberalização financeira e da conta de capitais, bem como pelo regime de câmbio fixo, explícito ou implícito.

A combinação de um setor financeiro enfraquecido com o forte influxo de capitais e *boom* de crédito criou dois tipos de problema: (1) ineficiência nos investimentos realizados e (2) fragilidade financeira provocada pelo excesso de alavancagem das empresas. Nos anos de alto crescimento econômico no início da década de noventa, os créditos foram crescentemente utilizados para financiar investimentos inviáveis. O ataque especulativo juntamente com elevação nas taxas de juros, desvalorização da moeda e rápida contração na demanda erodiram a capacidade de repagamento das empresas. Os bancos passaram a ter empréstimos não honrados, houve declínio no valor de suas garantias e erosão na base de seus capitais.

Com os bancos pouco capitalizados e o elevado volume de dívidas veio o pânico. Nas empresas da Tailândia, a parcela do lucro comprometida para pagar os juros era da ordem de 45% em 1996. A maior parte das empresas não financeiras começou a entrar em falência neste mesmo ano. Na Coreia, cerca de 85% dos lucros estavam comprometidos com o pagamento dos juros. Os lucros já baixos das 30 maiores empresas coreanas caíram ainda mais depois de 1996. Nos primeiros doze meses da crise, seis das maiores corporações faliram. Na Malásia e Indonésia, a parcela de pagamento de juros das empresas era mais estável (40% dos lucros), mas ainda assim bastante alta para os padrões internacionais (BERG, 1999).

Como consequência do pânico bancário que sucedeu à crise financeira, houve significativa contração do crédito. Seguiu-se a recessão. A redução do PIB foi de 13,4% na Indonésia; de 5,5% na Coreia; de 7,5% na Malásia e de 8% na Tailândia. Na Coreia e Indonésia, o problema foi ainda mais grave em função das perdas sofridas pelos bancos em seus investimentos na Rússia e outros mercados internacionais (LINDGREN *et al.*, 1999).

2.3.6 Evidência para América Latina

A experiência bem sucedida da liberalização financeira iniciada na década de 80 forneceu incentivos para que outras economias emergentes seguissem a mesma iniciativa. Embora os benefícios da liberalização financeira e econômica tenham sido bem documentados na literatura, veio à tona a questão de se o rápido crescimento na liberalização não poderia ter forçado os países da América Latina a fazerem suas reformas rapidamente. Estas foram frágeis no que tange

à estrutura institucional e à supervisão e gestão dos setores financeiro e governamental, sem o devido cuidado com a volatilidade dos ativos financeiros e o conseqüente impacto sobre a economia real. Conforme já destacado, o monitoramento e gerenciamento dos preços dos ativos, bem como das instituições financeiras são considerados como pré-requisito para liberalização financeira, porque o comportamento de “manada” dos investidores aumenta a exposição ao risco dos países em relação ao contágio de choques externos.

Nos países da América Latina, além dos efeitos da liberalização financeira e o papel das autoridades na condução da política monetária, as variações de regimes cambiais entre países tiveram um papel importante no desenvolvimento dos preços dos ativos, nos mercados financeiros e no setor real da economia. Em termos de *hard pegs*, por exemplo, podemos citar dois principais exemplos: Argentina e Panamá.

As experiências desses dois países sugerem inúmeras conclusões. Mishkin e Savastano (2001) concluíram que nos dois casos a adoção do *hard peg* reduziu drasticamente a taxa de inflação. A queda abrupta da inflação sob o *currency board* nos primeiros quatro anos do regime levou a Argentina a ser exemplo de combate à inflação. Taxas anuais de 800% em 1990 foram reduzidas a 5% em 1994 e caíram ainda mais na crise mexicana em 1995. No Panamá, a inflação de 1960 a 1998 ficou em 2,8% a.a, situando-se numa média inferior à americana, de 4,6%. Em ambos os casos, houve uma valorização nos preços dos ativos acima de seus valores fundamentais, tanto que Herrera e Perry (2003) não puderem rejeitar a hipótese nula de ausência de bolhas nos preços dos ativos, para um conjunto de países latino-americanos.

Para que o *hard peg* tenha sucesso são necessários um sistema financeiro sólido e políticas fiscais sustentáveis. No caso argentino, a fragilidade do sistema financeiro levou a uma perda de aproximadamente 17% nos depósitos do setor bancário no período compreendido entre dezembro de 1994 a março de 1995 (crise da tequila). O banco central perdeu mais do que um terço das suas reservas (\$ 5,5 bi), a oferta de moeda se contraiu e a taxa de juros deu um salto, fazendo com que as taxas interbancárias excedessem a 70% a.a. e o crédito externo simplesmente desaparecesse. Apesar da assistência de organismos multilaterais externos (FMI, Banco Mundial e BID), os efeitos sobre os setores da economia real foram adversos: a taxa de desemprego em maio de 1995 saltou para 18% e o PIB real ficou abaixo de 3%. (Para mais detalhes veja Mishkin e Savastano, 2001).

Contrariamente ao caso argentino, o setor bancário panamenho tinha conquistado uma reputação de ser forte e sofisticado. Dessa maneira, apesar de estar sob o ambiente de baixa inflação via dolarização da economia, o sistema financeiro teve um papel importante

(MORENO, 1998). No entanto, apesar da dolarização da economia amortecer os choques externos, os choques internos conduziram ao aumento na volatilidade do produto. Embora seu crescimento como percentual do PIB tenha sido superior ao restante das economias latino-americanas no período de 1960 a 1998, a volatilidade do produto no Panamá foi a maior da região (HAUSMANN; GAVIN, 1996).

Porém, países que adotaram taxas de câmbio flutuantes também enfrentaram problemas financeiros, como pode ser verificado na crise mexicana de 1994-1995. Um fator importante que levou à crise financeira do México foi a deterioração do patrimônio líquido dos bancos por causa das crescentes perdas decorrentes de empréstimos. A frágil supervisão dos reguladores do sistema financeiro e a falta de capacidade dos bancos comerciais para analisar os créditos acarretaram emperdas decorrentes dos empréstimos, causando a redução do capital dos bancos, reduzindo os recursos para concessão de empréstimos e inibindo a capacidade de novos investimentos com efeitos na atividade econômica. Outro fator que precipitou a crise financeira mexicana foi a elevação das taxas de juros externas. A elevação das taxas de juros americanas pelo Fed provocou uma pressão na taxa de câmbio fazendo com que o banco central mexicano elevasse a taxa de juros interna com o objetivo de manter o valor do peso. Este aumento dos juros criou um problema de seleção adversa, através do aumento da demanda por empréstimos a tomadores de alto risco.

O aumento dos juros internos reduziu os fluxos de caixa das firmas, levando à deterioração dos seus patrimônios e aumentando novamente os problemas de risco moral e seleção adversa na concessão de empréstimos, o que deixou os emprestadores menos dispostos a emprestar. O aumento das incertezas no mercado financeiro e a conseqüente queda no mercado de ações precipitaram a crise financeira total. O desfecho da crise foi a má desvalorização do peso, que já havia perdido metade de seu valor em março de 1995. A inflação e a inflação esperada subiram drasticamente e as taxas de juros das dívidas denominadas em pesos atingiram níveis elevados, excedendo a 100% a.a (NUNES, 2000).

Disciplina fiscal e um sistema financeiro bem regulado foram cruciais no caso do Chile. O superávit fiscal chileno entre 1991 e 1997 chegou a atingir 2,8% do PIB, dando clara indicação de que a política fiscal estava sob controle. Entretanto, a experiência chilena em 1998-1999, quando a economia entrou em recessão, mostra a importância da taxa de câmbio na condução da política monetária. O crescimento do produto caiu de 3,4% em 1998 para 1,3% em 1999. Apesar de o regime de bandas cambiais adotado no Chile entre 1980 e 1999 ter conseguido retardar a inflação doméstica, não foi eficiente durante todo o período. Em várias situações entre 1992 e 1997, quando o influxo de capital forçou a apreciação da taxa de câmbio,

o banco central alargou diversas vezes a banda cambial, com o intuito de manter a inflação sob controle e sinalizar aos agentes a manutenção dos fundamentos macroeconômicos e da taxa de câmbio real.

Porém o foco no regime cambial levou a vários erros de política econômica em 1998 (Mishkin e Savastano, 2001). Depois da crise asiática e no meio da crise russa, o banco central chileno relutou em aliviar a política monetária e deixar a taxa de câmbio depreciar para amortecer os efeitos negativos do choque nos termos de troca. Ao invés disso, o banco central elevou substancialmente a taxa de juros e estreitou a banda cambial, deixando de lado sua meta de inflação. Isto acarretou sérias críticas ao banco central o que, de certa forma, abalou sua credibilidade, mesmo que temporariamente.

No caso brasileiro, os freqüentes fracassos dos planos econômicos da segunda metade da década de 1980 (Planos Cruzado, Cruzado Novo e Verão) e a liberalização abrupta da economia no governo Collor deixaram a economia à deriva e com a inflação fora de controle até a implementação do Plano Real em julho de 1994.

O Plano Real foi um marco fundamental no processo de estabilidade econômica brasileira, resultando numa impressionante queda da inflação, elevando os níveis de eficiência, estimulando a competitividade e atraindo o investimento estrangeiro. A taxa anual de inflação em 1998 representava 1,7%, do valor da taxa diária em junho de 1994, mês anterior à implementação do plano. Depois do plano, a inflação apresentou uma curva descendente até a desvalorização em janeiro de 1999, apesar das crises asiática e russa.

Contudo, a ausência de algumas medidas de política econômica de médio e longo prazo colocaram em risco a eficácia do Plano Real. Os principais problemas foram as políticas fiscal e externa, com o nítido aumento dos déficits fiscal e em conta corrente (os “déficits gêmeos”). Portanto, apesar de a política monetária ter sido eficaz para a estabilização, o atraso na política fiscal, deixando os cofres públicos com freqüentes déficits, assim como a fragilidade na conta corrente, criando uma dependência de poupança externa na entrada de capitais, deixou o país vulnerável às condições econômicas adversas, sejam elas internas ou externas. Isto levou a diferentes percepções do risco por parte dos investidores, propiciando certa exposição da moeda nacional a ataques especulativos e dependência das crises asiática e russa.

No mercado financeiro brasileiro, a resposta à implementação do novo plano foi um tanto dúbia. No mercado de ações (Bovespa) houve uma ascensão até meados de 1997. O elevado prêmio cambial (apesar de decrescente) e a continuação dos processos de abertura econômica e financeira e de privatização provocaram o influxo de capitais, fazendo com que o

Ibovespa passasse de 3885 pontos em janeiro de 1995 para níveis superiores a 12500 pontos em agosto de 1997.

O setor bancário, por sua vez, esteve à beira de uma crise, decorrente da perda da receita inflacionária auferida pelos bancos nos períodos de elevada inflação. Isto ocorreu devido ao problema de liquidez sofrido pela economia brasileira nesse período, a partir das políticas restritivas adotadas pelo governo, com o intuito de consolidar a estabilidade da moeda doméstica. Na primeira crise externa (México) as incertezas sobre a economia brasileira afetaram negativamente o setor bancário, pondo em risco a solvência de algumas instituições e do setor bancário de maneira geral, fazendo com que o governo adotasse uma série de medidas para reestruturar o sistema financeiro, de modo a evitar uma crise financeira em cadeia como a ocorrida no México.

No final de 1997, a deflagração da crise financeira nos países asiáticos provocou uma crise de liquidez no mercado internacional, o que acarretou a fuga de capitais dos mercados emergentes, obrigando o Banco Central a elevar os níveis dos juros. Os efeitos negativos da crise asiática foram rapidamente revertidos, de forma que, já em novembro, o Ibovespa retornou a sua trajetória ascendente.

O setor bancário, no entanto, não sofreu fortes modificações. Houve reversão rápida das expectativas dos investidores internacionais devido ao relativo sucesso do programa de Reestruturação do Sistema Financeiro Nacional, intensificado pelo processo de fusões e aquisições, que resultou em maior participação de bancos estrangeiros no sistema, o que aumentou a eficiência do setor. Houve também melhoria na avaliação e na classificação de risco nas operações de crédito, assim como a implantação de novas decisões baseadas na redução de custos administrativos e operacionais, o que reorientou as aplicações ativas de forma que as receitas passassem a contar com crescente participação de operações de crédito.

As fragilidades na política fiscal externa culminaram na grande batalha enfrentada pela economia brasileira com o advento da crise russa. A queda vertiginosa das reservas internacionais (aproximadamente R\$ 30 bilhões em 3 meses) e os problemas de liquidez e fuga de capitais enfrentados pelas economias emergentes fizeram com que a economia brasileira não conseguisse se reestruturar internamente, sendo necessária a ajuda financeira externa coordenada pelo FMI em dezembro de 1998. Sem credibilidade e sob fortes pressões, a equipe econômica desvaloriza o câmbio em janeiro de 1999, o que levanta novas expectativas quanto à retomada do processo inflacionário. Mas a conjunção de alguns fatores (como a elevação dos juros e o arrefecimento da economia) aliados ao novo compromisso do governo em promover a estabilidade econômica através do regime de metas de inflação

levaram a uma inflação muito inferior à prevista. O sistema de Metas de Inflação instituído no Brasil em junho de 1999 caracterizou-se pelo estabelecimento formal de metas e intervalos de tolerâncias para as taxas de inflação em horizontes de tempos predeterminados. De modo explícito e institucionalizado, o regime de metas priorizou a estabilidade de preços como o objetivo principal da política econômica.

Os efeitos da crise russa também repercutiram negativamente no mercado de ações. Apesar do resultado favorável das privatizações realizadas em junho, a crise iniciada em agosto provocou a queda na bolsa de aproximadamente 40%. Em outubro, a expectativa quanto ao anúncio do Plano de Estabilização Fiscal, da redução dos gastos governamentais e do aumento de receitas refletiu positivamente no mercado de capitais. O anúncio do acordo com as instituições multilaterais de crédito novamente elevaram o índice, que fechou em dezembro com uma valorização acima de 20% em novembro. Esta trajetória foi revertida graças à dificuldade de aprovação das medidas fiscais e a desconfiança na continuação do regime. A bolsa acumulou uma queda de 25,5% até o dia 14 de janeiro, véspera da liberação do câmbio.

Assim como na crise asiática, o setor bancário não sofreu fortes modificações. O setor bancário bem estruturado foi capaz de absorver as crises de liquidez da Ásia e da Rússia procurando diversificar suas carteiras de crédito de modo a se defender das situações adversas relacionadas à desvalorização cambial.

Em 1999, depois da elevação da taxa de juros (em aproximadamente 32% a.a em março) para conter a alta inflacionária decorrente da desvalorização cambial, a taxa de juros Selic sofreu uma queda abrupta, atingindo valores inferiores a 14% a.a em outubro. A trajetória decrescente permaneceu até o primeiro trimestre de 2001, quando houve uma reversão da trajetória motivada pelos freqüentes choques na economia Argentina e no mercado financeiro americano, fazendo com que a Selic subisse para aproximadamente 16% a.a em outubro de 2001, chegando a 13,5 % a.a em junho de 2002.

A desvalorização cambial, aliada às condições favoráveis da economia, serviu para reativar o mercado acionário, que fechou o ano acima dos 17000 pontos. Esta trajetória positiva perdurou até março de 2000, quando as condições adversas interna e externa acima mencionadas provocaram freqüentes oscilações com trajetória declinante nos retornos de mercado. Em junho de 2002 (último período aqui analisado), o Ibovespa já havia caído abaixo dos 12000 pontos, com expectativa de cair ainda mais.

3 BOLHAS RACIONAIS NOS PREÇOS DOS ATIVOS

Desde a segunda metade dos anos oitenta e de maneira crescente nos anos 90, um grande número de países emergentes vem experimentando grandes influxos de capital. Em muitos casos, os fluxos de capital foram motivados por condições econômicas favoráveis. Entretanto, estudos do Banco Mundial (WORLD BANK, 1997) apontaram para o fato de que as fortes ondas de influxos de portfólio para as economias em desenvolvimento podiam gerar bolhas nos mercados de ações, na medida em que havia um excesso de gasto gerado por estes influxos. Exemplos eram os constantes déficits nas contas públicas da América Latina e a fraca regulação do sistema financeiro na Ásia.

Muitos problemas podem surgir como efeitos colaterais desses elevados e súbitos influxos de capital. Por isso, as autoridades de política de países emergentes devem se resguardar contra a utilização da entrada de capitais como forma de alcançar objetivos econômicos domésticos, por causa da potencial reversibilidade desses fluxos (SARNO; TAYLOR, 1999a). Além disso, devem estar atentas às distorções que os influxos de capital podem criar no processo de determinação dos preços dos ativos, especialmente os fluxos temporários que alteram as taxas de câmbio real, os déficits em conta corrente, os padrões de consumo e a inflação (incluindo os preços dos ativos).

Por este motivo, bolhas nos preços dos ativos são potencialmente perigosas no caso de países emergentes que recebam grandes influxos de capital, especialmente aqueles com estruturas financeiras e bancárias menos desenvolvidas. Uma solução seria distinguir entre componentes permanentes e temporários que podem ser reversíveis. Fluxos permanentes podem ser menos perigosos quando relacionados com a apreciação da taxa de câmbio real. Por outro lado, uma forte onda de fluxos temporários que podem ser revertidos no curto prazo pode introduzir distorções com efeitos colaterais. Isto pode causar bolhas nos preços dos ativos que, ao estourarem, podem ter efeitos desastrosos na economia.

Distinguir entre fatores externos e internos associados aos fluxos de capital pode também auxiliar no desenho da política apropriada. Se estes fluxos forem atraídos por um ambiente econômico estável e saudável, menor será a probabilidade de gerarem bolhas especulativas. Já os fluxos que simplesmente buscam maiores retornos financeiros têm mais chances de gerarem bolhas (SARNO; TAYLOR, 1999b).

Apesar de nem sempre trazerem custos, as bolhas nos preços dos ativos podem, ocasionalmente, estar associadas a eventos que são prejudiciais ao lado real da economia. Por exemplo, uma bolha nos preços das ações pode gerar uma redução no prêmio pelo financiamento externo não devidamente fundamentado, acarretando excessivo investimento em capital. Da mesma forma, bolhas nos preços dos imóveis dão aos seus proprietários um falso sentido de retorno real sobre seu imóvel, o que eleva o investimento especulativo nesse setor e aumenta excessivamente os níveis de investimento em capital físico, consumo e crédito. E, mesmo que esse gasto excessivo se reverta quando a bolha estoura, o *timing* do gasto é afetado, elevando a volatilidade do produto (HELBLING; TERRONES, 2003).

Por outro lado, uma redução nos preços dos ativos conduz à deterioração nos balanços das firmas, contraindo os gastos e o investimento. A deterioração dos balanços reduz o valor do colateral, que reduz a disponibilidade das instituições financeiras para emprestar. Isto causa o decréscimo nos gastos em investimento e bens de consumo e aumenta a possibilidade de falências. Então, o súbito declínio nos preços dos ativos rapidamente mina a confiança do investidor na medida em que eleva a incerteza sobre o futuro e ocasiona problemas informacionais no mercado de crédito.

Diante do exposto e considerando que, em muitos casos de ocorrência de crises econômicas ou financeiras, estas estiveram associadas à formação de bolhas nos preços dos ativos, nos mercados imobiliários ou de capitais que foram seguidas de repentina queda quando do estouro da bolha, torna-se justificado o estudo de bolhas especulativas em economias emergentes.

Os nossos resultados empíricos nesta tese indicaram a presença de bolhas racionais em pelo menos um dos testes realizados para cada país estudado. Os testes de Johansen e Engle e Granger rejeitaram a presença de cointegração entre os preços das ações e os dividendos. Estes resultados sugerem a presença de bolhas explosivas no mercado de ações em 18 dos 22 países estudados. Entretanto, como o modelo de bolhas explosivas pressupõe que a bolha, depois de iniciada, não pode estourar e reiniciar novamente, também decidimos testar um modelo mais geral (TAR e M-TAR) que permite que a bolha estoure periodicamente. Para alguns países, os resultados confirmaram os encontrados no modelo de bolhas explosivas. Para outros, os resultados detectaram bolhas que estouram periodicamente, ou seja, apesar das séries dos preços das ações e dos dividendos apresentarem cointegração, pode ainda haver um descolamento temporário na trajetória de ambas as séries, indicando a presença de bolhas. A hipótese nula de ajustamento simétrico foi rejeitada para muitos desses países, indicando que ajustamentos acima (abaixo) da equação de equilíbrio de longo prazo foram mais persistentes

do que os desvios abaixo (acima) do equilíbrio de longo prazo. Estes resultados apontaram para a existência de aumentos dos preços dos ativos no curto prazo em relação aos fundamentos que são seguidos por *crashes*. Também testamos a hipótese de bolhas intrínsecas, através de um modelo de cointegração não linear. Os resultados foram divergentes para os países estudados. Para 12 dos 22 países da amostra, a cointegração não linear entre os preços das ações e os dividendos não pode ser constatada, sugerindo a ausência de bolhas intrínsecas. Portanto, para estes países, se houve bolha nos preços das ações, a mesma foi provocada por eventos extrínsecos e não intrinsecamente causado pela relação não linear dos preços com os dividendos.

Este capítulo está estruturado de forma a conter, além desta introdução, uma revisão da literatura nas Seção 3.1. Na Seção 3.2 apresentamos os modelos e os testes econométricos para detectar bolhas e a metodologia utilizada na aplicação empírica. Finalmente, na Seção 3.3 apresentamos os resultados empíricos. Na Seção 3.4 faremos as considerações finais.

3.1 REVISÃO DA LITERATURA

O valor fundamental de um ativo é costumeiramente definido como o valor presente do seu *payoff* esperado. Se considerarmos o dividendo como o *payoff* de uma ação, o valor fundamental desta é a soma de todos os pagamentos esperados de dividendos, levando em conta uma determinada taxa de desconto.

Esta definição de fundamento de mercado e a hipótese de eficiência de mercado fornecem uma ferramenta para interpretar as flutuações nos preços dos títulos. Os preços das ações variam somente se os investidores reagirem à nova informação relacionada aos fundamentos. Isto significa que os preços seguem um *martingale* e que qualquer desvio sistemático em relação ao valor fundamental deve ser considerado uma bolha. De fato, no *martingale* a diferença entre o preço de hoje e o preço descontado de amanhã não é passível de previsão. A melhor previsão do preço de amanhã é simplesmente o preço de hoje, já que a probabilidade de o preço aumentar amanhã é a mesma de ele cair. Como consequência, estratégias de vencer o mercado não funcionam.

O modelo pioneiro de bolha racional foi o de Blanchard (1979) (veja também BLANCHARD; WATSON, 1982). No modelo, as bolhas são provocadas por expectativas “auto-realizáveis”. Agentes com expectativas de preço racionais não cometem erros

sistemáticos e, portanto, a relação positiva entre o preço corrente e sua variação futura esperada implica relação igualmente positiva entre o preço corrente e sua variação observada. É neste sentido que as expectativas se “auto-realizam”, direcionando o preço corrente no sentido das expectativas, de forma independente dos fundamentos. Qualquer desalinhamento pode ser explicado por reações racionais às restrições existentes no mundo real (SELODY; WILKINS, 2004). Esta pode provocar comportamento de “manada”, onde um grande número de indivíduos reage da mesma maneira diante de nova informação, criando, assim, uma reação excessiva em termos agregados (BIKHCHANDANI; SHARMA, 2000). Bancos com insuficiente informação a respeito das intenções de investimento dos seus devedores também podem subestimar o risco na concessão de empréstimos, o que leva a excesso de crédito e a formação de bolha. Na literatura, há outro tipo chamado de “bolha irracional” (KINDLEBERGER, 1978). Esse tipo de bolha é caracterizado pelo comportamento irracional ou crenças errôneas por parte dos agentes e são decorrentes de manias ou excessivo otimismo dos agentes. A explicação para este tipo de bolha enfatiza, portanto, o excessivo otimismo em relação ao que ocorre no lado real da economia, o que contribui para a subavaliação do risco e a disseminação exagerada do crédito. Isto repercute no lado real, amplifica o ciclo e, provavelmente, gera instabilidade macroeconômica.

Apesar de haver um consenso de que a presença de bolha nos preços dos ativos pode acarretar problemas de cunho financeiro e impactar o setor real da economia, a formação, o tipo e a identificação de uma bolha são temas de intenso debate na literatura. Um ponto controverso é se os preços dos ativos estão intrinsecamente associados aos seus valores fundamentais, ou se a psicologia de mercado e fatores externos pode causar desvio dos preços em relação aos seus fundamentos. Essa discussão tem focado prioritariamente na interpretação das variações dos títulos e em sua volatilidade. Defensores da hipótese de mercados eficientes têm argumentado que os preços dos títulos refletem eficientemente as informações correntes e passadas e, portanto, os preços de mercado são uma boa aproximação dos valores fundamentais desses títulos (OHANIAN, 1996).

No entanto, a justificativa mais popular para não se reagir à formação de bolhas nos preços dos ativos é a dificuldade de identificá-las *ex-ante*, em tempo real ou até mesmo *ex-post*, pois a essência dos preços dos ativos é de natureza *forward-looking*. Como destaca Richards (2003), a dificuldade reside na subjetividade relativa à formação de uma bolha. Essa subjetividade é proveniente de duas fontes. Primeira, a própria definição de bolha (desvio em relação ao valor fundamental comumente identificado com a razão preço/dividendo) acarreta

diversas maneiras de medir o valor fundamental. Segunda, identificado o desvio, quão distante deve ele do valor fundamental para ser considerada uma bolha?

Apesar dessas dificuldades, muitos autores têm adotado formas alternativas de medir a relação entre os preços dos ativos e o seu fundamento. Extrapolando as considerações teóricas sobre sua existência, a literatura atual parece considerar a possibilidade da existência de bolhas um assunto meramente empírico.

O primeiro teste econométrico para detectar bolhas racionais foi o de fronteira de variância utilizado por Shiller (1981) e LeRoy e Porter (1981). A descrição dos testes econométricos para se detectar bolhas racionais pode ser encontrada, além dos artigos originais obviamente, no trabalho de Gürkaynak (2005). O teste de Shiller gerava estimativas no ponto das variâncias, de forma que a sua significância estatística não pôde ser testada. Isso acontece porque, apesar do teste de Shiller mostrar que a volatilidade do preço atual excede a fronteira imposta pela variância do preço racional *ex-post* em grande magnitude (podendo assim, ser utilizado para criticar o modelo de valor presente), não é possível associar a alta volatilidade dos preços dos títulos à presença de bolhas. Alguns autores (como Blanchard e Watson, 1982 e Tirole, 1985) sugeriram que a fronteira de variância poderia ser violada pela presença de bolhas. Ainda que a violação da fronteira de variância possa existir graças à presença da bolha, estes testes apresentam ainda outros problemas de implementação que os tornam inadequados. Para mais detalhes, veja FLAVIN (1983), KLEIDON (1986) e GURKAYNAK (2005).

Na discussão sobre os testes de fronteira de variância ficou claro que testar a validade do modelo de valorização padrão e testar bolhas são assuntos bem diferentes. Em um teste que visa detectar a presença de bolha, esta deve estar pelo menos no conjunto de alternativas quando o teste rejeita o modelo padrão. O primeiro teste que explicitamente testou a presença de bolhas nos preços dos títulos como hipótese alternativa foi o de West (1987).

A principal percepção de West foi observar que, na ausência de bolhas, a equação de Euler, que está na base da condição de não-arbitragem na precificação do ativo, pode ser estimada sozinha pois proverá informação sobre a taxa de desconto. Então, se os dividendos puderem ser representados como um processo autoregressivo, a taxa de desconto e os parâmetros do processo AR, que governa os dividendos, fornecem bastante informação sobre a relação entre dividendos e os fundamentos dos preços dos ativos. A relação atual entre os preços dos ativos e os dividendos pode ser diretamente estimada regredindo os preços dos ativos contra os dividendos. Sob a hipótese nula de ausência de bolhas, a relação “real” não deve diferir da “construída”.

Apesar de ser um teste atraente para se detectar bolhas, há numerosos problemas práticos que surgem quando da execução do teste de West. Um deles é o processo AR que controla os dividendos, considerado como AR(1) por simplicidade. Esta suposição pode estar relacionada à informação disponível aos agentes, mas não em termos econométricos: os investidores formam suas expectativas sobre os futuros dividendos levando em conta mais informação do que somente a do processo histórico dos dividendos. Dezbakhsh e Asli (1990) afirmam que o teste apresenta distorção de tamanho em pequenas amostras, i.e. rejeita a hipótese nula freqüentemente, e é inconsistente sob a hipótese alternativa de bolhas.

Mesmo que o modelo não apresente problemas detectáveis com os testes de especificação, a rejeição dos coeficientes de restrição podem ocorrer graças a outros fatores e não à existência do processo de bolha (FLOOD; HODRICK; KAPLAN, 1994). Os agentes podem atribuir uma pequena probabilidade ao evento que terá um grande impacto no preço do ativo: o chamado problema de peso (HAMILTON; WHITEMAN, 1985 e FLOOD; HODRICK, 1986). Um exemplo é uma modificação na lei do imposto, a que os agentes atribuem uma probabilidade positiva e então a incorporam no preço do ativo; porém tal variação pode não ocorrer na amostra. Se há eventos que causam grande impacto mas que acontecem raramente, estes podem não ser capturados até mesmo em amostras anuais de cem anos.

Até então, os testes costumavam impor pouca estrutura às bolhas. O teste de fronteira de variância e o teste em dois passos de West tentaram detectar algo diferente dos fundamentos. O teste de West, por exemplo, encontra bolha através da eliminação de todas as alternativas. Todavia, bolhas apresentam certas propriedades teóricas que podem muito bem ser exploradas para facilitar sua detecção.

Diba e Grossman (1987, 1988a) observaram que uma bolha racional não pode iniciar. Se ela existe, deve sempre ter existido. Este raciocínio baseia-se na falta de oportunidades de arbitragem e na impossibilidade de ocorrência de preços negativos. A ausência de oportunidades de arbitragem implica que não há excesso de retornos ao se possuir um ativo com componente de bolha. Considerando este argumento, os autores concluem que se há uma bolha, ela deve ter sempre existido desde o primeiro dia da transação. Eles encaram isto como uma regra e, com base nela, propõem uma maneira de testar empiricamente a ausência de bolhas.

Diba e Grossman (1988b) admitem a presença de fundamentos não observados e impõem alguma estrutura, em que os desvios dos fundamentos dos dados podem ser observados na presença de bolhas. Na ausência de bolhas, se os dividendos forem

estacionários em nível, os preços dos ativos serão iguais aos fundamentos de mercado e também devem ser estacionários em nível; se os dividendos forem estacionários na n -ésima diferença, os preços dos ativos devem ser estacionários na n -ésima diferença. Esta relação se destrói na presença de bolhas, o que proporciona um teste intuitivo de bolhas.

Portanto, uma maneira natural de se testar a existência de bolha nos dados é verificar se os preços dos ativos são estacionários após diferenciá-los um determinado número de vezes, de maneira a tornar os dividendos estacionários. Na hipótese nula de ausência de bolhas, os preços dos ativos e os dividendos devem ser cointegrados. Caso não haja cointegração, diz-se que há bolhas. Este tipo de bolha é chamado de “bolha explosiva”.

Utilizando os testes de Dickey-Fuller padrão e o Barghava (1986), Diba e Grossman (1988b) verificaram que os preços dos ativos e os dividendos são integrados em níveis, mas estacionários em primeira diferença. Além disso, verificam que as séries são cointegradas, indicando a ausência de bolhas nos preços dos ativos para o período analisado por eles.

Apesar de interessantes, os testes de integração/cointegração estão sujeitos a críticas. A crítica mais importante do modelo de Diba e Grossman é a de Evans (1991). Os primeiros argumentam que, embora a rejeição das condições de estacionariedade/cointegração seja prova da existência de bolha, a falha em rejeitar esta hipótese é prova da não existência de bolhas. Evans discorda de que a impossibilidade de rejeitar a hipótese de estacionariedade/cointegração seja prova da não existência de bolha. É possível que a bolha colapse para um pequeno valor diferente de zero e então volte a crescer. Ele chama este tipo de “bolhas que estouram periodicamente”.

A crítica de Evans aos testes de raiz unitária para bolhas racionais conduziu a um número de artigos que tentaram superar a dificuldade de detectar bolhas. Uma das maneiras de se atacar o problema foi pensar em períodos de expansão e colapso da bolha como diferentes regimes. Esta maneira de modelar a bolha leva a testes de raiz unitária com mudanças de regime markovianas na média.

Hall, Psaradakis e Sola (1999), por exemplo, trataram o componente de bolha como um regime separado e com probabilidade de mudança constante. Porém, seus experimentos de Monte Carlo mostraram que os testes ADF com mudança de regime tinham bom desempenho para detectar episódios de bolhas, mas não tinham aplicação empírica.

Van Norden e Vigfusson (1998) avaliaram o teste de bolhas com mudança de regime de Hall e Sola (1993) e Van Norden (1996) e concluíram que os resultados eram sensíveis ao modelo adotado. O teste de Hall e Sola, com probabilidade de mudança de regime constante, sugeria a existência de bolhas no S&P 500, mas o teste de Van Norden, que modelava a

probabilidade de mudança de regime como função do tamanho da bolha, não indicava a presença de bolha no mesmo conjunto de dados.

Taylor e Peel (1998) propuseram um teste de cointegração robusto à assimetria e curtose nos erros, como ocorre no caso de bolhas que estouram periodicamente. Utilizando simulações de Monte Carlo, eles concluíram que seu modelo era superior ao teste de Dickey-Fuller para detectar este tipo de bolha. Ao aplicarem o teste, não conseguiram detectar bolhas nos preços dos ativos para os dados americanos no período de 1887 a 1987. Utilizando a mesma metodologia para alguns países da América Latina, contudo, Sarno e Taylor (2003) constataram forte evidência de existência de bolhas nos preços dos ativos em todos os mercados analisados.

Outro teste interessante para tentar captar a presença de bolhas que colapsam periodicamente é o *threshold autoregressive* (TAR) desenvolvido por Tong (1983), e sua variação, o *momentum threshold autoregressive process* (M-TAR) desenvolvido por Enders e Granger (1998). TAR e M-TAR são testes mais poderosos do que os testes padrões de estacionaridade e cointegração, na medida em que captam ajustamentos assimétricos. Mais especificamente, TAR/M-TAR são técnicas de séries temporais não lineares capacitadas para analisar bolhas que apresentam fases de crescimento seguidas de *crash* baseadas em cointegração com ajustamento assimétrico. Bohl e Siklos (2004) encontraram forte suporte empírico em favor da validade de longo prazo do modelo de valor presente (não existência de bolhas). Não obstante, no curto prazo, os preços do mercado de ações americano exibiram grandes e persistentes bolhas seguidas de *crash*. Mais recentemente, Payne e Waters (2005) encontraram evidência de ajustamentos assimétricos para o equilíbrio de longo prazo entre os preços e os dividendos no mercado imobiliário americano, com os preços ficando, muitas vezes, abaixo dos valores justificados pelos fundamentos, indicando assim, a presença de bolhas negativas.

Froot e Obstfeld (1991) observaram que bolhas não são necessariamente correlacionadas com os fundamentos. Eles sugerem uma formulação diferente para as bolhas, na qual elas estariam relacionadas ao nível dos dividendos. Esta formulação é mais simples porque não introduz fontes externas de variabilidade. Ao contrário, este tipo de bolha é determinado exclusivamente pelo componente exógeno dos fundamentos: os dividendos. Por esse motivo, Froot e Obstfeld (1991) chamam-nas de “bolhas intrínsecas”.

Nesse modelo, quando não correlacionada com os fundamentos, a bolha cresce exogenamente a uma taxa esperada $1+r$ por período, já que está livre de arbitragem. Neste caso, a bolha e os fundamentos divergem a uma taxa explosiva. Quando correlacionada com

os fundamentos, uma bolha pode surgir sem a presença de fatores externos. Esta “bolha intrínseca” é função não linear dos dividendos correntes e representa uma reação excessiva do preço da ação em relação às variações dos dividendos.

Em termos empíricos, vários estudos foram realizados para testar a existência de bolhas intrínsecas. Ma e Kanas (2004) testaram um modelo de cointegração não linear entre os preços de ações e os dividendos e encontraram forte evidência em favor da hipótese de bolhas intrínsecas para os Estados Unidos.

Driffil e Sola (1998) argumentaram que a caracterização do caminho aleatório de Froot e Obstfeld pode ser rejeitada quando utilizado o teste de especificação ARCH. Eles então propuseram um modelo de mudança de regime para os dividendos, argumentando que este se ajusta melhor aos dados. Ao se considerar a mudança de regime nos fundamentos, o papel da bolha fica reduzido.

Bidarkota e Dupoyet (2007) testaram o modelo de bolhas intrínsecas considerando uma distribuição de Lévy estável (em vez da Gaussiana, seu caso particular) para a distribuição dos resíduos na equação dos dividendos. Caudas pesadas levaram a menor discrepância entre os preços observados e os preços compatíveis com os fundamentos (dados pelo modelo do valor presente). O papel do componente de bolha intrínseca nas variações observadas dos preços das ações passou a ser menor.

Outras técnicas foram utilizadas na tentativa de medir as bolhas. Exemplos são CAMPBELL; SHILLER, 1988; HAMILTON; WHITEMAN, 1985; MCQUEEN; THORLEY, 1994; SANTOS; WOODFORD, 1997; dentre outros. Selody e Wilkins (2004), por exemplo, utilizaram duas medidas do hiato no mercado de ações para verificar a diferença entre o preço (fundamental) corrente e sua estimativa. Há ainda o modelo do Fed, que é uma versão *forward-looking* daquele que compara os rendimentos de salários com os títulos e se baseia na forte correlação existente entre os salários, o índice S&P 500 e os rendimentos dos títulos do tesouro. Outro modelo é o BEAM do Banco do Canadá, que se baseia na evidência de tendência estocástica comum entre os preços das ações e variáveis macroeconômicas, como inflação e produto (GAUTHIER; LI, 2004). Este último foi um dos modelos utilizado por Herrera e Perry (2003), que também procurou bolhas nos preços dos ativos da América Latina. Modelos de mudança markoviana no processo de formação de bolhas nos preços dos ativos também apareceram (VAN NORDEN; SCHALLER, 1996 e MARTIN *et al.* 2004). Van-Norden e Schaller (1996) encontraram que quanto maior a valorização dos preços das ações no período de crescimento, maior será a probabilidade de colapso; além disso, existe uma diferença significativa entre os retornos nos regimes de *rally* e *crash*.

3.2 VARIÁVEIS, MODELOS TEÓRICO E ECONOMÉTRICO

Nesta seção, descrevemos os modelos teóricos e econométricos sobre bolhas racionais, assim como as variáveis utilizadas na investigação sobre a presença de bolhas nos índices de mercado dos países emergentes.

3.2.1 Modelos Teórico e Econométrico

Como observado, o preço de um ativo é definido como o valor presente do seu *payoff* esperado. Se o *payoff* de uma ação for o dividendo, o valor fundamental desta será soma de todos os pagamentos esperados de dividendos, descontados por uma determinada taxa de desconto.

A precificação das ações é feita a partir da maximização da utilidade

$$\max E_t \left(\sum_{i=0}^{\infty} \beta^i u(c_{t+i}) \right) \quad (3)$$

s.a.

$$c_{t+i} = y_{t+i} + (p_{t+i} + d_{t+i})x_{t+i} - p_{t+i}x_{t+i+1}, \quad (4)$$

onde y_t é a dotação inicial, β é a taxa de desconto do consumo futuro, x_t é o estoque de ações, p_t é log do preço da ação depois da distribuição dos dividendos e d_t é o log do rendimento dos dividendos. A condição de primeira ordem deste problema é

$$E_t \left(\beta u'(c_{t+i})(p_{t+i} + d_{t+i}) \right) = E_t \left(u'(c_{t+i-1}) p_{t+i-1} \right) \quad (5)$$

Se a utilidade for linear e, portanto, a utilidade marginal for constante e o consumidor for neutro ao risco, a equação (5) vem a ser

$$\beta E_t (p_{t+i} + d_{t+i}) = E_t (p_{t+i-1}) \quad (6)$$

Existindo um ativo sem risco, a condição de não arbitragem implica

$$E_t(p_{t+i-1}) = \frac{1}{1+r} E_t(p_{t+i} + d_{t+i}) \quad (7)$$

onde r é a taxa de juros para um período. Esta equação em diferença de primeiro grau é o ponto de partida para a maioria dos testes de precificação de ações. Iterando-a para frente encontramos a solução

$$p_t = \sum_{i=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^i E_t(d_{t+i}) + \beta_t \quad (8)$$

tal que

$$E_t(\beta_{t+i}) = (1+r)\beta_t \quad (9)$$

Portanto, o preço da ação possui dois componentes: (1) o relativo aos fundamentos do mercado, que é o valor descontado dos dividendos futuros esperados (primeiro termo à direita da igualdade na equação (8)); e (2) o relativo à bolha (segundo termo).

A bolha é racional porque não se deve a nenhum erro de precificação: ela é precisamente um dos componentes do preço da ação. Mas apesar da possibilidade de bolha, a equação (9) mostra que não há oportunidade de arbitragem. Se os dividendos crescerem mais lentamente do que r , o componente relativo aos fundamentos converge. Porém, o componente da bolha é não estacionário. Se os agentes acreditarem que podem vender a ação por um preço mais alto em data futura, o preço da ação pode exceder o valor fundamental.

A equação (9) impõe uma restrição sobre o movimento da bolha, mas é compatível com uma trajetória diferente para cada possível valor inicial dela. A trajetória do preço da ação não é única. Para que o preço seja único é necessária uma suposição adicional em relação à β_t . Um caso especial é fixar $\beta_t = 0$ para todo o período. Como o preço corrente da ação é a soma dos valores presentes líquidos dos dividendos esperados e do valor de revenda esperado, *i.e.*

$$p_t = \sum_{i=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^i E_t(d_{t+i}) + \lim_{i \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^i p_{t+i}, \quad (10)$$

impõe-se a condição de transversalidade para zerar o segundo termo à direita da igualdade na equação (10). A condição de transversalidade é justificada pelo argumento de que, havendo bolha, o agente com vida infinita pode vender a ação. A perda de utilidade dada pelo valor descontado do fluxo de dividendos será menor do que o valor da venda. Este preço de venda não pode ser de equilíbrio porque todos os agentes venderão a ação fazendo com que o preço caia até o valor fundamental.

Como não há oportunidade de arbitragem (equação (9)) e os preços não podem ser negativos, não pode haver excesso de retornos (DIBA; GROSSMAN, 1987, 1988a). Isto significa que a bolha B_t segue uma equação em diferença estocástica do tipo

$$B_{t+1} - (1+r)B_t = z_{t+1} \quad (11)$$

onde

$$E_t(z_{t+1}) = 0 \quad (12)$$

Para B_t igual a zero, todas as realizações futuras de z devem ser zero com probabilidade 1 e, assim, a bolha não pode iniciar. Portanto, se há bolha ela precisa ter existido desde o primeiro dia da transação (DIBA; GOSSMAN, 1987, 1988a). Este *insight* facilita o teste empírico de ausência de bolha.

Mesmo que o preço fundamental não seja observado, um teste (DIBA; GROSSMAN, 1988b) sugere que desvios dos fundamentos não observados podem, eles mesmos, ser observados, caso exista a bolha. O preço fundamental de mercado é dado por:

$$p_t^f = \sum_{i=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^i E_t(d_{t+i} + \sigma_t) \quad (13)$$

onde σ_t é o fundamento não observado. Na ausência de bolha, se os dividendos forem estacionários em nível, o preço da ação será igual ao valor fundamental e também deverá ser estacionário em nível. Se os dividendos forem estacionários na enésima diferença, o preço da ação deverá ser estacionário na enésima diferença. Existindo bolha (e considerando a equação (11)) a enésima diferença é dada por

$$(1-L)^n (1-(1+r)B_t) = (1-L)^n z_t \quad (14)$$

Se z_t for um ruído branco, a primeira diferença será gerada por um processo não estacionário e não invertível. A trajetória da bolha será não estacionária, não importando quantas diferenças sejam consideradas. Portanto, a existência de bolha pode ser testada verificando se o preço da ação permanece estacionário depois de tomadas as diferenças o número suficiente de vezes para tornar os dividendos estacionários.

Analogamente, o preço da ação e os dividendos são integrados de ordem 1 e a equação (13) impõe uma relação de equilíbrio entre as duas variáveis. Supondo σ_t estacionário, sob a hipótese nula de ausência de bolha, o preço da ação e os dividendos devem ser cointegrados. Ou seja, $p_t - (1/r)d_t$ é estacionário se não houver bolha explosiva. Esse é o modelo econométrico para se testar “bolhas explosivas”.

Evans (1991) discorda de que a impossibilidade de rejeitar a hipótese de estacionaridade-cointegração seja prova da não existência de bolha. É possível que a bolha colapse para um pequeno valor diferente de zero e então continue a crescer sem violar a equação (9). Estas “bolhas que estouram periodicamente” são descritas como

$$\begin{aligned} B_{t+1} &= (1+r)B_t u_{t+1} \quad \text{se } B_t \leq \alpha \\ B_{t+1} &= \left(\delta + \pi^{-1} (1+r) \theta_{t+1} (B_t - (1+r)^{-1} \delta) \right) u_{t+1} \quad \text{se } B_t > \alpha \end{aligned} \quad (15)$$

onde δ e α são parâmetros positivos com $0 < \delta < (1+r)\tau$; u_{t+1} é uma variável aleatória exógena, positiva, independente e identicamente distribuída (*i.i.d.*), e com $E_t(u_{t+1}) = 1$; θ_{t+1} é uma variável exógena *i.i.d.*, que segue um processo de Bernoulli, e que apresenta o valor de 1 com probabilidade μ , e de 0 com probabilidade $1 - \mu$. Pode-se verificar que o processo (15) satisfaz (9) e que, para pequenos valores de B_t , a bolha cresce lentamente à taxa média $1+r$. Ultrapassado o valor limite τ , a bolha se expande rapidamente, podendo estourar com probabilidade $1+\pi$. Depois do *crash*, o valor da bolha não cai até zero, mas até um pequeno valor médio δ , quando então o processo reinicia.

Como também já observado, bolhas que estouram periodicamente podem ser detectadas por cointegração auto-regressiva de *threshold* (TAR) (TONG, 1983) e por sua variante: *momentum threshold autoregressive cointegration* (M-TAR) (ENDERS;

GRANGER, 1998; ENDERS; SIKLOS, 2001). Estes testes não lineares são mais poderosos do que os testes convencionais de cointegração (ENGLE; GRANGER, 1987; JOHANSEN, 1988, 1991), pois capturam ajustamentos assimétricos.

Os testes de raiz unitária e cointegração convencionais podem não ser apropriados porque supõem uma raiz unitária como hipótese nula e um processo linear como hipótese alternativa, além de considerarem que o ajustamento é simétrico. Já a cointegração TAR permite um grau de decaimento auto-regressivo que depende do estado da variável sendo analisada. O modelo M-TAR vai além, ao permitir que a variável apresente diferentes valores de decaimento auto-regressivo, crescente ou decrescente. Assim, ele pode capturar a possibilidade de assimetria de curto prazo no ajustamento dos preços das ações e, desta forma, estão capacitados para testar tanto o modelo do valor presente (ou a sua contrapartida, as bolhas explosivas) como capturar empiricamente as características de bolhas que estouram periodicamente (descritas na equação (15)). Uma vantagem do modelo M-TAR em relação ao TAR é que aquele apresenta maior poder nos testes de padrões, o que não acontece geralmente com o modelo TAR (ENDERS; GRANGER, 1998, fornecem mais detalhes).

A especificação TAR/M-TAR para a detecção de bolha no preço de ações parte da relação de cointegração entre preço e dividendos, *i.e.*

$$P_t = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 D_t + \hat{\mu}_t \quad (16)$$

Se há bolhas que estouram periodicamente, o resíduo estimado $\hat{\mu}_t$ da regressão de cointegração (16) deve refletir a seqüência de aumentos de preço da ação seguida de queda repentina. Este comportamento particular pode ser capturado por:

$$\Delta \hat{\mu}_t = I_t \rho_1 \hat{\mu}_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 \hat{\mu}_{t-1} + \sum_{i=1}^l \gamma_i \Delta \hat{\mu}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (17)$$

onde I_t é uma função indicadora definida como

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{se } \hat{\mu}_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{se } \hat{\mu}_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (18)$$

sendo τ o valor do *threshold*. O modelo TAR considera como hipótese nula a não existência de cointegração, i.e. $H_0 : \rho_1 = 0$, $H_0 : \rho_2 = 0$ e $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = 0$. Aqui, Enders e Siklos (2001, Tabelas 1 e 2) provêem os valores críticos para os testes t e F correspondentes. Se a hipótese nula de não cointegração for rejeitada, a hipótese de ajustamento simétrico $H_0 : \rho_1 = \rho_2$ deve ser testada utilizando-se a estatística F . No caso de a hipótese nula $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = 0$ não poder ser rejeitada, pode-se concluir que a relação de cointegração entre P_t e D_t apresenta ajustamento linear e simétrico.

Petrucelli e Woolford (1984) mostraram que as condições necessárias e suficientes para a estacionaridade de $\{\mu_t\}$ são $\rho_1, \rho_2 < 0$ e $(1 + \rho_1)(1 + \rho_2) < 1$ para qualquer valor de τ . Se a série convergir, $\mu = 0$ será o valor de equilíbrio de longo prazo da seqüência. Se μ_{t-1} ficar abaixo do equilíbrio de longo prazo, o ajustamento será dado por $\rho_2 \mu_{t-1}$. Como o ajustamento é simétrico se $\rho_1 = \rho_2$, o teste de cointegração de Engle e Granger (1987) passa a ser um caso especial do modelo TAR. A presença de bolhas que estouram periodicamente pode ser capturada através da acumulação das variações de $\hat{\mu}_{t-1}$ acima do *threshold*, seguida de queda abrupta no *threshold*. Mas a trajetória das variações de $\hat{\mu}_{t-1}$ abaixo do *threshold* não mostra sinais de erupções de bolhas seguidas de colapso.

Para visualizar o caso de bolhas que estouram periodicamente, podemos supor que $\tau = 0$ em (18). Um valor $\hat{\mu}_{t-1} > 0$ será então indicativo de aumento no preço da ação em relação aos dividendos, seguido de *crash*. Já uma acumulação de reduções no preço da ação em relação $\hat{\mu}_{t-1} < 0$, seguida de súbito aumento de volta ao caminho de equilíbrio, não seria esperada. Isto mostra assimetria nos desvios do equilíbrio e indica a existência de bolhas que estouram periodicamente. Se o coeficiente estimado $\hat{\rho}_1$ for estatisticamente significativo, negativo e maior em termos absolutos do que o parâmetro $\hat{\rho}_2$, a hipótese nula de ajustamento simétrico $H_0 : \rho_1 = \rho_2$ será rejeitada. Isto também será evidência de bolhas no preço das ações que estouram periodicamente (BOHL, 2003).

As hipóteses nulas do teste convencional de Engle-Granger e do modelo TAR são idênticas, mas suas hipóteses alternativas diferem no caso da rejeição da hipótese nula $H_0 : \rho_1 = \rho_2$. Testar a hipótese nula de ausência de cointegração (contra a alternativa de cointegração com ajustamentos TAR) permite a detecção de bolhas que estouram

periodicamente que, embora de forma indireta, supera as desvantagens dos testes convencionais de raiz unitária e cointegração.

No modelo TAR, a função indicadora considera os níveis dos resíduos da equação de cointegração $\{\mu_{t-1}\}$. Enders e Granger (1998) e Caner e Hansen (2001) sugerem a alternativa em que o *threshold* depende das “variações” dos resíduos do período anterior $\{\Delta\mu_{t-1}\}$, de modo que a função indicadora (18) deve ser substituída por

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{se } \Delta\hat{\mu}_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{se } \Delta\hat{\mu}_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (19)$$

As equações (16), (17) e (19) perfazem o M-TAR: agora a série exhibe mais “ímpeto” em uma direção do que em outra (ENDERS; SIKLOS, 2001).

Para testar os modelos TAR e M-TAR, Enders e Granger (1998) e Enders e Siklos (2001) calculam os valores críticos através de simulações de Monte Carlo e *bootstrap*. A estatística t para a hipótese nula $\rho_1 = 0$ e $\rho_2 = 0$ é reportada juntamente com a estatística F para a hipótese nula $\rho_1 = \rho_2 = 0$. A mais significativa das estatísticas t é chamada de t_{\max} ; a menos significativa é a t_{\min} e a estatística F vem a ser a ϕ , que apresenta maior poder. Por isso, na condição de convergência $\rho_1 < 0$ e $\rho_2 < 0$, a estatística ϕ rejeita a hipótese nula de ausência de cointegração. A estatística ϕ somente deverá ser utilizada se as estimativas no ponto de ρ_1 e ρ_2 implicarem convergência. Se algum ρ for positivo, deve-se recorrer à estatística t_{\max} , apesar de menos poderosa.

Em princípio, o *threshold* não precisa coincidir com o atrator zero. Portanto, τ pode ser estimado em conjunto com ρ_1 e ρ_2 . Chan (1993) sugere estimar τ ordenando de forma crescente as séries dos resíduos estimadas, *i.e.* $\mu_1^c < \mu_2^c < \dots < \mu_T^c$, onde T é o número de observações. Os 15% maiores e menores dos valores de $\{\mu_i^c\}$ são, então, descartados. Cada um dos 70% dos valores restantes passa a ser considerado um possível atrator. Para cada um destes atratores é estimada uma equação da forma (17) e (18) ou (19). O τ estimado que apresentar a menor soma dos quadrados dos resíduos será o apropriado. Procedimento análogo pode ser desenvolvido para o modelo M-TAR. Estes modelos são denominados TAR e M-TAR consistentes e as estatísticas de teste são agora a t_{\max}^c e a ϕ^c .

Se τ for desconhecido, a inferência dos valores de ρ_1 e ρ_2 e a imposição da restrição $\rho_1 = \rho_2$ são problemáticas porque aqui não ocorre a propriedade de normalidade multivariada assintótica. Porém, Chan e Tong (1989) conjecturam que os modelos TAR e M-TAR consistentes apresentam normalidade assintótica dos coeficientes. No caso de pequenas amostras, Enders e Falk (1998) acham que não ocorre o problema, desde que usada uma distribuição *bootstrap* para as estatísticas de máxima verossimilhança.

Observamos antes que, em seu modelo de bolhas intrínsecas, Froot e Obstfeld (1991) acham que bolhas não são necessariamente correlacionadas com os fundamentos. Quando não correlacionada com os fundamentos, uma bolha cresce exogenamente a uma taxa esperada $1+r$ por período, já que está livre de arbitragem. Neste caso, a bolha e os fundamentos divergem a uma taxa explosiva. Quando correlacionada com os fundamentos, uma bolha pode surgir sem a presença de fatores externos. Esta bolha intrínseca é função não linear dos dividendos correntes e representa uma reação excessiva do preço da ação em relação às variações dos dividendos.

Pela condição de que o preço corrente da ação se iguala ao valor presente descontado dos pagamentos de dividendos, mais o preço da ação do período seguinte (todos em termos reais), i.e.

$$P_t = e^{-r} E_t(D_t + P_{t+1}) \quad (20)$$

a bolha racional é dada por

$$B_t = e^{-r} E_t(B_{t+1}) \quad (21)$$

do mesmo modo que em (8). A equação (20) é uma variante de (7), onde a taxa de desconto r é constante, o preço P_t é o do início do período, e o dividendo D_t é aquele pago no final do período. O *log* dos dividendos segue um caminho aleatório com *drift* μ , i.e.

$$d_{t+1} = \mu + d_t + \xi_{t+1} \quad (22)$$

onde $\xi_{t+1} \sim N(0, \sigma^2)$. A bolha intrínseca é função não linear dos dividendos e satisfaz a equação (20), i.e.

$$B(D_t) = cD_t^\lambda \quad (23)$$

Aqui, o parâmetro λ é a raiz positiva da equação quadrática

$$\frac{\sigma^2}{2} \lambda^2 + \mu \lambda - r = 0 \quad (24)$$

e c é uma constante arbitrária. O preço compatível com o modelo do valor presente P_t^{pv} é proporcional aos dividendos:

$$P_t^{pv} = \kappa D_t \quad (25)$$

onde

$$\kappa = \left(e^r - e^{(\mu + (1/2)\sigma^2)} \right)^{-1} \quad (26)$$

Como o preço da ação incorpora tanto o compatível com o valor presente como o componente de bolha,

$$P_t = \kappa D_t + cD_t^\lambda \quad (27)$$

Enquanto o preço fundamental da ação implica uma razão preço-dividendo (κ) constante, a bolha é função dos dividendos correntes: o preço pode reagir excessivamente em relação aos dividendos correntes. Assim, se apenas κ for significativo, caracteriza-se a ausência de bolha. Se verificada uma relação não linear entre o preço e os dividendos, a existência de bolha intrínseca não pode ser rejeitada.

Para testar suas bolhas intrínsecas, Froot e Obstfeld (1991) estimam os parâmetros de uma versão estocástica da equação não linear (27), *i.e.*

$$P_t = \kappa D_t + cD_t^\lambda + \varepsilon_t \quad (28)$$

Como D_t e D_t^λ são variáveis explicativas, os dados podem ser colineares para $\lambda \rightarrow 1$. Por isso, é necessário restringir algum coeficiente para estimar (28). Aqui, λ e κ são calculados como em (24) e (26). Depois eles testam o resíduo da equação de longo prazo

utilizando os testes convencionais de raízes unitárias. Se a hipótese de que o resíduo ajustado ε_t é $I(1)$ for rejeitada, então P_t , D_t e D_t^λ devem ser não linearmente cointegrados, o que dá suporte de longo prazo ao modelo de bolhas intrínsecas.

Froot e Obstfeld (1991) também testam se o preço da ação é função linear dos dividendos e se a razão preço-dividendo é constante (κ), como na equação (27). Aqui a hipótese nula é a ausência de bolha intrínseca. Eles rodam a regressão da razão preço-dividendo contra uma constante e os dividendos. Se somente a constante for significativa, caracteriza-se a ausência de bolha. Se for verificada a relação não linear entre o preço e os dividendos ($c \neq 0$), isto é sinal de bolha intrínseca. Para c estatisticamente positivo, isto significa que, com o aumento dos dividendos, o preço da ação se torna cada vez mais sobrevalorizado em relação a seu valor fundamental. Com a redução dos dividendos, o componente de bolha encolhe e o preço se aproxima do valor fundamental.

Uma forma mais direta de se testar o modelo é verificar a cointegração entre uma transformação não linear das séries dos preços das ações e os dividendos (MA; KANAS, 2004). Esta transformação para os preços das ações é dada por

$$P_t^* = P_t - \bar{\kappa} D_t \quad (29)$$

onde $\bar{\kappa}$ é a estimativa no ponto de κ , e P_t^* é a série dos preços das ações transformada. A transformação para os dividendos é dada por

$$D_t^* = D_t^{\bar{\lambda}} \quad (30)$$

onde $\bar{\lambda}$ é a estimativa no ponto de λ , e D_t^* é a série dos dividendos transformada. A relação de cointegração entre as séries transformadas é

$$P_t^* = c D_t^* + \varepsilon_t \quad (31)$$

A cointegração entre P_t^* e D_t^* significa que P_t , D_t e D_t^λ também são cointegrados, havendo sinal de bolha intrínseca. Este procedimento pode ser considerado uma cointegração não linear (GRANGER; HALLMAN, 1991).

3.2.2 Variáveis

Conforme mencionado, procuramos no presente capítulo investigar a existência de bolhas racionais em economias emergentes. Para tanto, optamos pela utilização das variáveis preços do mercado de ações e os dividendos (ambas em termos reais), supostas como determinantes da análise do modelo de valor presente.

Os dados dos preços das ações e dos dividendos foram retirados do *Datastream* e representam 22 países que compõem o *Emerging Markets Data Base* (EMDB), calculados pelo Standard & Poors. As informações referentes aos índices de preços ao consumidor de cada país foram retiradas do *International Financial Statistics* do Fundo Monetário Internacional.

Como variáveis financeiras geralmente apresentam fortes oscilações, no modelo de bolhas que colapsam periodicamente aplicamos o logaritmo neperiano com intuito de suavizar as séries e obter as elasticidades na relação entre as variáveis, preservando, contudo, o seu conteúdo informativo.

Os países sob investigação e os períodos analisados estão dispostos na Tabela 1.

Tabela 1
Países e Período em Análise

país	Período	país	período
África do Sul	<i>Jan 1990 – Dez 2006</i>	Malásia	<i>Jan 1990 – Dez 2006</i>
Argentina	<i>Jul 1993 – Dez 2006</i>	México	<i>Jan 1990 – Dez 2006</i>
Brasil	<i>Jul 1994 – Dez 2006</i>	Peru	<i>Jan 1994 – Dez 2006</i>
Chile	<i>Jan 1990 - Dez 2006</i>	Polônia	<i>Mar1994 – Dez 2006</i>
China	<i>Mai 1994 – Dez 2006</i>	República Tcheca	<i>Fev 1990 – Dez 2006</i>
Colômbia	<i>Abr 1992 – Dez 2006</i>	Rússia	<i>Fev 1995 – Dez 2006</i>
Coréia do Sul	<i>Jan 1990 – Dez 2006</i>	Sri Lanka	<i>Jan 1990 – Dez 2006</i>
Filipinas	<i>Jan 1990 – Dez 2006</i>	Tailândia	<i>Jan 1990 – Dez 2006</i>
Índia	<i>Jan 1990 – Dez 2006</i>	Taiwan	<i>Jan 1990 – Dez 2006</i>
Indonésia	<i>Abr 1990 – Dez 2006</i>	Turquia	<i>Jan 1990 – Dez 2006</i>
Israel	<i>Jan 1993 – Dez 2006</i>	Venezuela	<i>Jan 1990 – Dez 2006</i>

Fonte: Elaborada pelo autor.

3.3 ANÁLISE EMPÍRICA

Realizada a revisão teórica e obtidas as séries, passamos à análise empírica, através da análise do comportamento dos dados e dos resultados das estimações dos modelos utilizados.

3.3.1 Ordem de Integração

Primeiramente, analisamos a ordem de integração das séries com intuito de se evitar relações espúrias entre as variáveis. A investigação formal das propriedades de integração das séries foi conduzida aplicando-se os testes de raiz unitária convencionais: Dickey-Fuller (1979), Dickey-Fuller Aumentado (ADF), descrito por Engle e Granger (1987) e Phillips e Perron (1988) (PP), conforme especificados nos apêndices A e B. Ambos os testes (ADF e PP) foram realizados estimando-se inicialmente o modelo irrestrito, ou seja, incluindo no processo autoregressivo os termos constante e tendência. A ordem das defasagens foi escolhida de acordo com os critérios de informação Akaike e Schwarz e o nível de significância utilizado foi de 5%.

Os resultados dos testes convergiram no sentido de indicar que as séries foram não estacionárias em nível e estacionárias em primeiras diferenças. Portanto, pode-se afirmar que tanto as séries referentes aos preços das ações como a dos dividendos (em termos reais) são ambas integradas de primeira ordem, i.e. $I(1)$. Nos apêndices A e B, os resultados dos testes de integração foram apresentados utilizando-se séries com dados mensais. Entretanto, a ordem de integração também foi verificada utilizando-se as séries com periodicidade trimestral (não mostrado). Os resultados foram idênticos aos relatados para as séries mensais.

3.3.2 Bolhas Racionais e Bolhas que Estouram Periodicamente

Como os preços das ações e os dividendos são $I(1)$, i.e. possuem a mesma ordem de integração, podemos utilizar os modelos de cointegração sem incorrer nos problemas relacionados às regressões espúrias.

Nesta seção, reportamos os resultados de seis modelos econométricos, sendo dois testes padrões com ajustamento simétrico (Johansen e Engle e Granger) e os outros restantes capazes de captar ajustamentos assimétricos nos dados (TAR, M-TAR e TAR e M-TAR consistentes). Os resultados estão dispostos no apêndice C.

Como os resultados foram bastante divergentes para os países, apresentaremos os resultados com base nos testes, assim como agruparemos os resultados de acordo com as características comuns apresentadas pelos países estudados.

Para a maioria dos países, os testes de cointegração padrão de Johansen e Engle e Granger não puderam rejeitar a hipótese nula de não cointegração. Desta forma, podemos afirmar que os preços das ações não representam os fundamentos de mercado no decorrer do período analisado, i.e. concluímos pela presença de bolha especulativa nesses mercados. As exceções foram Chile, Coréia do Sul, Filipinas e Indonésia. Para estes quatro países, os dois testes rejeitaram a hipótese nula ($\rho_1 = 0$) em favor da alternativa de cointegração (nível de significância de 1%), indicando que os preços das ações estão alinhados com os fundamentos de mercado.

A hipótese de bolhas que estouram periodicamente não pôde ser constatada para África do Sul, Argentina, Israel, Malásia, República Tcheca, Rússia, Sri Lanka, Tailândia, Taiwan e Turquia. Em todos os testes, não se pôde rejeitar a hipótese nula de não cointegração, mesmo considerando os modelos assimétricos. Estes resultados confirmam a presença de bolhas especulativas nesses mercados.

Nos demais países, os resultados indicaram a presença de bolhas que estouram periodicamente, apesar de variarem de acordo com o modelo assimétrico utilizado. Na América Latina, os modelos TAR e TAR consistente rejeitaram a presença de não cointegração para México, Peru e Chile, e os modelos de momento não puderam rejeitar a hipótese nula.

No caso do México, os valores de ϕ e ϕ^c (6,51 e 8,60, respectivamente) superaram os valores críticos e os testes de diagnósticos indicaram o modelo TAR consistente como o melhor modelo (Tabela 17). Como as séries são cointegradas, a hipótese nula de ajustamento simétrico ($\rho_1 = \rho_2$) pode ser testada através da distribuição padrão F . Como os valores calculados de F (12,96 e 17,15, respectivamente) foram superiores aos valores críticos com nível de significância de 1%, rejeitamos a hipótese nula de ajustamento simétrico para os modelos TAR e TAR consistente. Além disso, como $|\rho_2| > |\rho_1|$, pudemos verificar que os ajustamentos das variações dos resíduos abaixo da equação de cointegração destes modelos

foram mais rápidos se comparados aos ajustamentos acima da equação de longo prazo. Estes resultados corroboram com a hipótese de existência de aumentos dos preços dos ativos no curto prazo relativos aos fundamentos, seguidos de *crash*. Estas mesmas conclusões puderam ser estendidas para Chile e Peru.

Fora da América Latina, resultados semelhantes foram encontrados para Indonésia e Polônia. Para a Polônia, os valores de ϕ e ϕ^c foram 6,69 e 6,97, respectivamente. A hipótese nula foi rejeitada (nível de significância de 5%). A hipótese de ajustamento simétrico ($\rho_1 = \rho_2$) também foi rejeitada. Todavia, estes dois países apresentaram duas divergências em relação aos países latinos americanos supracitados. Os testes de diagnósticos indicaram o modelo TAR como o melhor e, como $|\rho_2| < |\rho_1|$, as discrepâncias positivas do equilíbrio de longo prazo foram revertidas mais rapidamente do que as negativas. Os ajustamentos de curto prazo foram assimétricos, mas com os desvios acima da relação de longo prazo apresentando convergência mais rápida para o atrator.

Conclusões interessantes também podem ser destacadas para o Brasil e Venezuela (Tabelas 7 e 26). Em ambos os países, a hipótese de bolhas que estouram periodicamente só foram válidas para os modelos TAR e M-TAR consistentes. Estes resultados confirmam as conclusões de Chan (1993) de que, em muitas aplicações, não há razão para se supor que o valor do *threshold* coincida com o atrator. No Brasil, por exemplo, os valores dos *thresholds* (τ) nos modelos TAR e M-TAR foram de 0,663 e - 0,437, respectivamente. Para valores situados entre o *threshold* e o atrator (0), há persistência e não há reversão à média. Mas, para valores que ultrapassam o valor do *threshold*, há uma rápida reversão. Desta forma, pode se afirmar que tais valores serviriam como uma espécie de banda, na qual as discrepâncias seriam insignificantes e não poderiam ser consideradas como desvios em relação aos fundamentos.

Apesar de resultados semelhantes em relação aos modelos, os dois países divergiram quanto à simetria e a convergência dos ajustamentos. No caso do Brasil, a hipótese nula de ajustamento simétrico foi rejeitada com nível de significância de 1% (os valores de F foram de 7,98 para o modelo TAR consistente e 7,12 para o modelo M-TAR consistente). Para a Venezuela, a hipótese nula de ajustamento simétrico não pôde ser rejeitada.

No Brasil, os ajustamentos acima da equação de equilíbrio de longo prazo foram mais persistentes do que os desvios abaixo do equilíbrio de longo prazo. Assim como para México, Peru e Chile, estes resultados apoiaram a hipótese de existência de aumentos dos preços dos ativos no curto prazo relativos aos fundamentos seguidos de *crash*. Conseqüentemente, no

curto prazo, os preços das ações brasileiras apresentaram grandes e persistentes desvios do equilíbrio de longo prazo governados por bolhas especulativas. Entretanto, no longo prazo, os preços dos ativos se alinharam aos dividendos, representando assim corretamente os fundamentos. Os resultados para a Venezuela foram similares, mas em sentido contrário.

Os resultados para China foram semelhantes aos encontrados para Brasil e Venezuela, todavia somente para o modelo M-TAR consistente. Os ajustamentos acima da equação de equilíbrio de longo prazo foram mais persistentes do que os desvios abaixo do equilíbrio de longo prazo ($|-0,406| > |-0,105|$).

A hipótese de bolhas que estouram periodicamente foi verificada para Colômbia, Coréia do Sul e Índia, mas somente para os modelos M-TAR e M-TAR consistente. Para Colômbia, os valores de ϕ e ϕ^c foram de 7,21 e 7,49, respectivamente, e indicaram a rejeição da hipótese nula. Estes resultados mostraram que as discrepâncias do caminho de equilíbrio de longo prazo foram revertidas mais rapidamente no modelo M-TAR se comparadas ao modelo TAR. (Enders e Granger, 1998 e Enders e Siklos, 2001 anteciparam que este resultado ocorreria em dados reais.) Como esperado, ambos os parâmetros apresentaram sinal negativo, assim como se constatou que $|\rho_2| < |\rho_1|$. A hipótese de ajustamento simétrico ($\rho_1 = \rho_2$) foi rejeitada a 5% e 1%. As mesmas conclusões foram encontradas para Coréia do Sul; todavia a Índia apresentou maior persistência para desvios acima do equilíbrio de longo prazo.

A África do Sul (Tabela 5) foi um caso à parte, pois apesar de a hipótese de bolhas que estouram periodicamente ser constatada para os modelos M-TAR e M-TAR consistente, os coeficientes ρ_1 foram positivos, indicando comportamento explosivo (0,164 e 0,173, respectivamente). Neste caso, mesmo que os valores de ϕ e ϕ^c (6,22 e 5,37) tenham justificado a rejeição da hipótese nula $\rho_1 = \rho_2$ (a 10%), estas estatísticas não podem ser utilizadas já que um dos coeficientes não convergiu (foi positivo). Portanto, mesmo com baixo poder, recorremos à estatística T_{max} . As estatísticas T_{max} para os modelos M-TAR e M-TAR consistente com 10% de significância (não divulgadas nas notas da Tabela 5) foram de $-1,76$ e $-1,66$ (Tabelas 2 e 6 de Enders e Siklos, 2001). Como o maior dos t estatísticos foi 1,53 no M-TAR e 1,78 no M-TAR consistente, ambos foram, portanto, positivos, e não pudemos rejeitar a hipótese nula de não cointegração entre os preços das ações e os dividendos no mercado de ações Sul Africano. O sinal positivo em um dos coeficientes não foi exclusividade da África do Sul. Chile, Israel, México, Polônia, Rússia, Taiwan e Turquia (M-TAR e M-TAR consistente), Venezuela (M-TAR), Colômbia (TAR), Malásia, Sri Lanka e República

Tcheca (em todos os modelos), também apresentaram valores positivos em pelo menos um dos coeficientes. Entretanto, em todos os casos, a hipótese nula $\rho_1 = \rho_2$ não pôde ser rejeitada e, portanto, o viés para rejeição não pôde ser constatado, motivo pelo qual não mereceram maior destaque.

3.3.3 Bolhas Intrínsecas

Nesta seção, reportamos os resultados de dois modelos econométricos utilizados para o teste de bolhas intrínsecas, sendo que o primeiro é subdividido em modelo restrito e irrestrito. No modelo restrito, o coeficiente λ fica restrito ao valor calculado pela equação (24) e, no modelo irrestrito, λ é livremente estimado. Ambos os modelos são estimados por MQO não linear. No modelo alternativo, a cointegração é verificada através do teste de cointegração de Johansen (1988) para o modelo de cointegração não linear. Novamente, como há uma grande quantidade de países emergentes com características econômicas heterogêneas, os resultados divergiram entre os modelos e os países. O Apêndice D apresenta os resultados.

Em nosso teste para captar a presença de bolhas intrínsecas, os coeficientes λ e κ foram estimados através dos parâmetros μ e σ da equação (26) e a taxa de desconto r foi calculada por $R = \exp(r) = (P_{t+1} + D_{t+1})/P$, sendo \bar{r} a média aritmética de $\ln R$ e λ é a raiz positiva da equação (24). Assim como em Froot e Obstfeld (1991), ao derivar a equação (27) e, conseqüentemente, a equação (28), supomos que os logs dos dividendos seguem um *martingale* geométrico com *drift*, que os resíduos são i.i.d. e que a taxa de desconto é constante. Isto pressupõe testar a especificação da equação (22) e do resíduo, além da estacionaridade da taxa de desconto.

Por este motivo, os parâmetros da equação dos dividendos foram consistentemente estimados via Newey-West e a verificação de se os resíduos são i.i.d. pode ser feita através do teste BDS (BROCK; DECHERT; SCHEINKMAN, 1996). A estacionaridade da taxa de desconto foi verificada pelos testes ADF e Phillips-Perron. A desigualdade $r > \mu + \sigma^2/2$ implica $\lambda > 1$. É esta não linearidade explosiva que faz com que a expectativa da bolha $B(D_t)$ cresça à taxa r . Os resultados são apresentados nas Tabelas 27-48.

Em termos gerais, para a maioria dos países latino americanos (Argentina, Brasil, Chile e Colômbia) não pudemos rejeitar a hipótese de ausência de bolhas intrínsecas. Os mesmos resultados foram encontrados para África do Sul, Coréia do Sul, Índia, Israel e República Tcheca. Ou seja, os coeficientes relativos aos resíduos da equação de cointegração defasados (ρ_1) e à estatística traço ($\lambda_{traço}$) não puderam rejeitar a hipótese de ausência de cointegração entre os preços das ações e dividendos. Portanto, podemos afirmar que se houve bolha nos preços das ações desses países, a mesma foi causada por eventos extrínsecos e não intrinsecamente causada pela relação não linear dos preços com os dividendos.

Para o Brasil e a Argentina, com exceção dos coeficientes relativos aos resíduos da equação de cointegração defasados (ρ_1), todos os demais foram significativos. O coeficiente do termo bolha da regressão (C_1) de ambos os modelos, restrito e irrestrito, foram estatisticamente significativos a 1%, assim como a estimativa do coeficiente λ de 1,057 e 1,67 não foram estatisticamente diferentes dos seus valores calculados $\lambda = \bar{\lambda} = 1,032$ e 1,898, respectivamente. Com coeficientes de 7,27 e 8,19, o modelo alternativo confirmou os resultados anteriores.

Para Chile e Colômbia, apesar de os resultados serem semelhantes aos de Brasil e Argentina, tanto os coeficientes calculados ($\bar{\lambda} = 0,453$ e $\bar{\lambda} = 0,274$) como os estimados ($\lambda = 0,21$ e $\lambda = 0,27$, respectivamente) foram inferiores a 1. Estes resultados contrariaram a suposição de não linearidade “explosiva” imposta pelo modelo. No Chile, o resultado estimado do coeficiente $C_1 = 672,96$ do modelo restrito foi muito inferior a $C_1 = 1126,1$ do modelo irrestrito.

A Coréia do Sul apresentou falta de robustez em alguns dos resultados estimados. Houve grande diferença entre os coeficientes do termo bolha da regressão (C_1) entre os modelos restrito e irrestrito (359,84 e 4,97). O teste F para $\lambda = \bar{\lambda}$ não pode rejeitar a hipótese de diferença entre os coeficientes. Esta última hipótese também não pôde ser rejeitada para África do Sul, Índia, Israel e República Tcheca.

Ao contrário da América Latina, no caso asiático a maioria dos países apresentou indícios de bolhas intrínsecas. Este foi o caso da China, Malásia, Sri Lanka, Tailândia e Taiwan. Os coeficientes (C_1) de ambos os modelos, restrito e irrestrito, foram estatisticamente significativos e positivos, sugerindo que os preços das ações se tornaram crescentemente sobrevalorizados em relação ao seu valor fundamental com o aumento dos dividendos. Além disso, como $\lambda > 1$, a suposição da desigualdade $r > \mu + \sigma^2 / 2$ foi satisfeita, implicando não linearidade explosiva que, por sua vez, permitiu que a bolha $B(D_t)$ crescesse em expectativa a

uma taxa r . Este último resultado não pôde ser encontrado para Filipinas e Indonésia (Tabelas 34 e 36).

A presença de bolhas intrínsecas também não pôde ser rejeitada nos índices de mercado da Rússia, Turquia e Venezuela. Para estes países, a rejeição da hipótese de que os resíduos ajustados $\hat{\varepsilon}_t$ são $I(1)$ sugeriu que P_t , D_t e D_t^λ são cointegrados. Os preços das ações e os dividendos foram não linearmente cointegrados, o que deu suporte de longo prazo ao modelo de bolhas intrínsecas.

Para México, Peru e Polônia, apesar de os coeficientes C_I e λ terem sido estatisticamente significativos, os testes de cointegração foram inconsistentes entre modelos estimados, indicando ausência de robustez nos resultados. Por exemplo, enquanto no México somente o modelo alternativo indicou a presença de cointegração entre as séries modificadas dos preços e dos dividendos, para a Polônia, a hipótese de bolhas intrínsecas foi detectada para os modelos restrito e irrestrito, enquanto o modelo alternativo indicou a ausência de cointegração entre as séries modificadas dos preços e dos dividendos. No caso do Peru, a hipótese de bolhas intrínsecas não pode ser rejeitada somente para o modelo restrito.

Essa inconsistência também pode ser verificada em relação ao coeficiente λ . A estatística F rejeitou a hipótese de que os coeficientes estimados não são estatisticamente diferentes dos seus valores calculados ($\lambda \neq \bar{\lambda}$). Da mesma forma, a hipótese de não linearidade explosiva não pôde ser verificada, além de os coeficientes (C_I) do modelo restrito serem muito inferiores aos do modelo irrestrito (Tabelas 39, 40 e 41).

3.4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste capítulo procuramos detectar a presença de bolhas racionais nos preços dos ativos de economias emergentes. Três modelos de bolhas racionais foram testados: bolhas explosivas, bolhas que estouram periodicamente e bolhas intrínsecas. Sem exceção, os resultados indicaram a presença de pelo menos um dos tipos de bolhas estudados.

Mais especificamente, os testes de cointegração de Johansen e Engle e Granger não puderam rejeitar a presença de bolhas explosivas em 18 dos 22 países estudados. As exceções foram Chile, Coréia do Sul, Filipinas e Indonésia. Nos modelos de bolhas que estouram periodicamente e de bolhas intrínsecas, entretanto, os resultados foram diversos. No primeiro,

a cointegração entre os preços das ações e os dividendos não foi verificada em 10 dos 22 países. Nos demais países, verificamos que apesar de as séries dos preços das ações e dos dividendos terem apresentado cointegração, pode ter havido um descolamento temporário na trajetória de ambas as séries, indicando a presença de bolhas. Estes resultados corroboraram com a hipótese de existência de aumentos dos preços dos ativos no curto prazo relativos aos fundamentos seguidos de *crash*.

Os resultados dos testes para bolhas intrínsecas foram divergentes para os países analisados. Para 9 dos 22 países, a cointegração não linear entre os preços das ações e os dividendos não pode ser constatada, sugerindo a ausência de bolhas intrínsecas. Portanto, para estes países, se houve bolha nos preços das ações, a mesma se deveu a eventos extrínsecos e não foram intrinsecamente causados pela relação não linear entre os preços e os dividendos. Os resultados foram inconsistentes para México, Peru e Polônia. A Tabela 2 apresenta um resumo dos resultados encontrados.

Os resultados encontrados sugerem que as autoridades monetárias destes países devem prestar atenção à possibilidade de bolhas racionais com possíveis impactos sobre a economia. Isto é importante, pois, como argumentado, embora as bolhas nos preços dos ativos nem sempre tragam custos quando estouram, ocasionalmente elas podem ser danosas ao lado real da economia. Muitos casos de ocorrência de crises econômicas ou financeiras estiveram associados à formação de bolhas nos preços dos ativos, acarretadas por significantes crescimentos nos preços dos ativos nos mercados imobiliários ou de capitais, seguidos de repentina queda quando do estouro da bolha.

Tabela 2
Bolhas Racionais em Economias Emergentes

Modelos Países	Bolhas Explosivas		Bolhas que Colapsam Periodicamente				Bolhas Intrínsecas		
	C J	E G	TAR	MTAR	TAR-C	MTAR-C	MR	MI	MA
<i>África do Sul</i>	S	S	-	-	-	-	N	N	N
<i>Argentina</i>	S	S	-	-	-	-	N	N	N
<i>Brasil</i>	S	S	-	-	S	S	N	N	N
<i>Chile</i>	N	N	S	-	S	-	N	N	N
<i>China</i>	S	S	-	-	-	S	S	S	S
<i>Colômbia</i>	S	S	-	S	-	S	N	N	N
<i>Coréia do Sul</i>	N	N	-	S	-	S	N	N	N
<i>Filipinas</i>	N	N	S	S	S	S	S	S	S
<i>Índia</i>	S	S	-	S	-	S	N	N	N
<i>Indonésia</i>	N	N	S	-	S	-	S	S	S
<i>Israel</i>	S	S	-	-	-	-	N	N	N
<i>Malásia</i>	S	S	-	-	-	-	S	S	S
<i>México</i>	S	S	S	-	S	-	N*	N*	S*
<i>Peru</i>	S	S	S	-	S	-	S*	N*	N*
<i>Polônia</i>	S	S	S	-	S	-	S*	S*	N*
<i>República Tcheca</i>	S	S	-	-	-	-	N	N	N
<i>Rússia</i>	S	S	-	-	-	-	S	S	S
<i>Sri Lanka</i>	S	S	-	-	-	-	S	S	S
<i>Tailândia</i>	S	S	-	-	-	-	S	S	S
<i>Taiwan</i>	S	S	-	-	-	-	S	S	S
<i>Turquia</i>	S	S	-	-	-	-	S	S	S
<i>Venezuela</i>	S	S	-	-	S	S	S	S	S

Fonte: Elaborada pelo autor.

Notas: “C J” e “E G” representam os testes de Cointegração de Johansen e Engle e Granger.

“TAR”, “MTAR”, “TAR-C” e “MTAR-C” representam os modelos *Threshold e Momentum Threshold* autoregressivos padrão e consistente, respectivamente.

“MR”, “MI” e “MA” representam os modelos restrito, irrestrito e alternativo, respectivamente.

“S” e “N” representam a presença e a ausência de bolha, respectivamente.

“-” Indica que houve processo explosivo no modelos TAR e MTAR, ratificando a hipótese de Bolha Explosiva. Entretanto, isto não implica, necessariamente, na ausência da hipótese de Bolhas que Colapsam Periodicamente.

“ * ” Indica inconsistência nos resultados.

4 OS PREÇOS DOS ATIVOS CONTÊM INFORMAÇÕES RELEVANTES SOBRE A INFLAÇÃO ESPERADA E O CRESCIMENTO/HIATO DO PRODUTO?

A literatura sobre a relação entre os preços dos ativos financeiros e as variáveis econômicas cresceu bastante a partir dos anos 70. O interesse em estudar essa relação teve como principal causa o período de instabilidade econômica enfrentada pela economia mundial com a eclosão dos choques do petróleo na década de 70 e das crises da dívida, principalmente nos países da América Latina na década de 80. Outra razão foi a incapacidade de se prever os níveis de produção e inflação com base apenas nos agregados monetários e na curva de Phillips. Recentemente, as crises financeiras japonesa e dos países do sudeste asiático, que contagiou muitos países emergentes, serviram para reforçar a preocupação com a “exuberância irracional” na precificação dos ativos.

Como os preços dos ativos são *forward-looking*, eles podem ser usados para prever a inflação e o crescimento do produto. Além dos preços dos ativos, a taxa de juros nominal (que se iguala à taxa real mais a inflação esperada) contém informação sobre futuros desdobramentos econômicos (STOCK; WATSON, 2003). Três variáveis financeiras comumente utilizadas são a estrutura a termo da taxa de juros (ESTRELLA; HARDOUVELLIS, 1991), o *spread* entre os rendimentos ganhos pelos títulos privados e os rendimentos dos títulos públicos (BERNANKE, 1990; FRIEDMAN; KUTTER, 1991; KASHYAP; STEIN; WILCOX, 1993) e os retornos no mercado de ações (MOORE, 1983). A estrutura a termo e o *spread* entre títulos privados e públicos são afetados de maneira sistemática pelas políticas monetária e fiscal e, portanto, sinalizam as alterações de comportamento das autoridades de política (HENRY; OLEKALNS; THONG, 2004). Os preços das ações são sistematicamente afetados por qualquer fator que afete a lucratividade futura esperada das firmas e podem ter mesmo mais vantagens em termos de capacidade preditiva em relação às variáveis que respondem primeiramente às políticas monetária e fiscal.

Além disso, no capítulo anterior constatamos a presença de bolhas racionais em todos os países emergentes analisados que, por sua vez, podem provocar distorções nos níveis de consumo e investimento e, portanto, na demanda e oferta agregadas.

Por estes motivos, este capítulo tem como objetivo verificar até que ponto os retornos de mercado carregam informações úteis com relação aos níveis futuros de inflação e do produto em economias emergentes. Estudamos essa relação para cada país individualmente e para os países em conjunto, através de modelos em painel linear e não linear. Na análise individual empregamos um modelo de oferta e demanda e um modelo VAR irrestrito. Em ambos verificamos que as variáveis financeiras carregam informações úteis tanto direta (modelo VAR) como indiretamente (via hiato do produto) com relação ao futuro da inflação e do crescimento do produto, tanto dentro como fora da amostra. A mesma relação é estudada através de modelos em painel linear e não linear. O impacto dos retornos sobre a inflação indicou que o primeiro carrega informações úteis sobre a inflação, assim como o *spread* dos retornos possui poder preditivo sobre as variações da inflação em ambos modelos de painel (linear e não linear). Também analisamos a influência dos retornos sobre o crescimento do produto e verificamos que a primeira variável contém informações relevantes sobre o crescimento futuro do produto, principalmente se considerarmos os efeitos assimétricos de possíveis recessões e expansões na atividade econômica em previsões fora da amostra. Aqui, a raiz do erro quadrático médio foi inferior para os modelos não lineares se comparada à dos lineares.

O capítulo está organizado destacando, primeiramente, a revisão de literatura sobre a relação entre os preços dos ativos, a inflação esperada e o crescimento do produto (Seção 4.1). Depois descrevemos as variáveis e os modelos econométricos utilizados (Seção 4.2). Nas Seções 4.3 e 4.4 apresentamos nossos resultados empíricos e fazemos algumas considerações finais, respectivamente.

4.1 RELAÇÃO ENTRE PREÇOS DOS ATIVOS, INFLAÇÃO ESPERADA E CRESCIMENTO DO PRODUTO: REVISÃO DA LITERATURA

Nesta seção, destacamos os principais estudos que relacionam os preços dos ativos à inflação esperada e o crescimento do produto.

4.1.1 Preços dos Ativos e Inflação Esperada

A relação entre preços dos ativos e inflação esperada e, mais especificamente, a importância desta relação para a formulação da política monetária tem sido objeto de intenso debate no contexto de economias industrializadas. Há consenso quanto ao impacto assimétrico dos movimentos dos preços dos ativos sobre a economia real, assim como suas implicações para a estabilidade financeira, mas ainda não há consenso com relação à importância dos preços dos ativos como indicadores antecedentes para o processo de inflação e seu possível impacto sobre as decisões de política monetária.

Em termos gerais, a transmissão dos movimentos dos preços dos ativos para a inflação pode ser medida pelo seu impacto sobre a demanda agregada e pelas expectativas sobre as tendências futuras do produto e da inflação esperada. A natureza e a velocidade da transmissão não dependem unicamente dos efeitos sobre a riqueza do setor privado, mas também do nível de desenvolvimento da economia, particularmente dos mercados financeiros (RAY; CHATTERJEE, 2001).

Com a crescente integração dos mercados, um desequilíbrio no mercado de ações pode ser facilmente transmitido aos demais mercados. Por exemplo, um excesso de liquidez que reduz as taxas de juros de curto prazo (o custo de oportunidade de se reter moeda) pode acarretar um excesso de demanda por ações, aumentando seus preços. À medida que se amplie os tipos de ativos (ações, moeda, títulos públicos imóveis, moeda externa), a interação entre estes e as variáveis reais pode tornar o processo de transmissão mais complicado. Como os preços dos ativos são inerentemente voláteis e altamente susceptíveis às variações de percepções dos investidores (as quais, por sua vez, podem ser independentes dos fundamentos), extrair a informação correta dos movimentos observados nos preços das ações pode ser complicado, o que torna um desafio ainda maior entender a sua inter-relação com as variáveis reais.

Um ponto de partida para avaliar o conteúdo informativo dos preços dos ativos financeiros incluídos nas taxas de juros nominal i é a equação de Fisher (FISHER, 1930):

$$i = r + \pi^e \tag{32}$$

Supondo ausência de prêmio de risco, não existência de ilusão monetária e r constante, a equação (32) retrata a relação de “um para um” entre a taxa de juros nominal e a

inflação esperada, ou seja, a taxa de juros real e a inflação esperada variam de forma independente. Supondo mercados eficientes, pode-se então testar se realmente o retorno real esperado e a taxa de inflação esperada variam de modo independente de tal maneira que os investidores, em média, sejam compensados pelas variações ocorridas no poder de compra (GUTELKIN, 1983).

A equação dos retornos pode ser descrita como:

$$i_t = \alpha + \beta(\pi_t^e / \phi_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (33)$$

onde i_t é o retorno nominal de mercado no período t , α é o retorno real de mercado suposto constante, $\pi_t | \phi_{t-1}$ é a taxa de inflação esperada no período t condicionada ao conjunto de informações utilizadas pelo investidor para formar suas expectativas e ε_t é um distúrbio aleatório.

A equação (33) estima o valor condicional esperado dos retornos i_t do mercado de ações como função da taxa de inflação esperada. Assim, uma estimativa de $\beta = 1$ (ou muito próximo) é consistente com a hipótese “fisheriana modificada” de que os retornos nominais de mercado variam acompanhando as variações na taxa de inflação esperada, o que implica que os retornos de mercado servem como um perfeito *hedge* contra a inflação esperada. Portanto, considerando o retorno real esperado de um ativo igual ao seu retorno nominal deduzindo a taxa de inflação esperada, uma estimativa de $\beta = 1$ é consistente com a suposição de que o retorno real esperado de um ativo e a taxa de inflação esperada variam independentemente. Em outras palavras, se os retornos do ativo financeiro forem obtidos em um período de tempo futuro, os investidores gostariam de ser compensados pela taxa de inflação esperada para aquele período, já que os ganhos são especificados considerando uma taxa de retorno real constante.

Supondo a relação entre as taxas de inflação esperada e a inflação futura que realmente ocorre, o preço do ativo financeiro corrente contém informação sobre a taxa futura de inflação. Por este motivo, Smets (1997) argumenta que, mesmo que o impacto dos preços dos ativos na demanda agregada seja limitado, ele pode conter informação útil sobre o ambiente econômico corrente e futuro, informação esta que pode ser utilizada para melhorar a eficácia de política monetária.

Há uma vasta literatura financeira que defende que o preço dos ativos varia inversamente com as taxas de inflação (e.g. FELDSTEIN, 1980). Para entender essa relação é crucial distinguir entre o efeito de uma taxa de inflação elevada, porém constante, e o efeito de um aumento na taxa de inflação esperada. Quando a taxa de inflação de equilíbrio é alta, os preços das ações aumentam a uma taxa ainda mais rápida. Quando a taxa de inflação é alta, mas estacionária, os preços das ações elevam-se em relação ao nível de preços para manter constante a razão entre os preços das ações e os ganhos em termos reais. Todavia, uma elevação na taxa de inflação esperada causa uma queda simultânea na razão entre os preços das ações e os ganhos. Ghosh e Phillip (1998) acrescentam que, para baixos níveis de inflação (menos de 2-3%) a inflação e o crescimento econômico são positivamente relacionados. Entretanto, para níveis mais altos as variáveis são negativamente correlacionadas. Nell (2000) também sugere que inflações com um único dígito podem ser benéficas, porém em níveis mais elevados ela prejudica crescimento.

A mesma relação negativa entre as variáveis foi sugerida empiricamente a partir da hipótese de *proxy effect* de Fama (FAMA, 1981). A relação negativa entre os retornos das ações e a inflação seria uma *proxy* da relação negativa entre inflação e o nível de atividade, contrariando a relação positiva da curva de Phillips. A evidência desta hipótese talvez ocorra porque uma atividade econômica aquecida provoca inflação e induz as autoridades de política a adotar políticas macroeconômicas contra-cíclicas (MERIKAS, 1999). A resposta negativa dos preços das ações à melhor conjuntura da economia é justificada se os efeitos esperados de uma política contracionista forem superiores ao ganho esperado decorrente do aumento da produção. Isto acontece porque a melhoria da produção para o período vigente já foi prevista e, por conseguinte, incorporada aos preços dos ativos em períodos anteriores, de forma que o impacto refletido pelos preços das ações no período atual é decorrente da reação contracionista dos *policymakers* à elevação da taxa de inflação.

Geske e Roll (1983) ampliaram a hipótese de *proxy effect* para incluir o setor governamental e suas políticas monetária e fiscal, além de levantar a hipótese de causalidade reversa. Contrariamente, os autores argumentam que o mercado de ações sinaliza as variações no processo inflacionário. O pressuposto básico é a inversão quanto às expectativas sobre a inflação esperada. A hipótese de expectativas racionais exposta em Fama remete à idéia de causalidade direta entre inflação e os retornos no mercado de ações. Já em Geske e Roll as expectativas são adaptativas, i.e. os agentes adaptam suas expectativas quanto à inflação utilizando as modificações econômicas antecipadas pelas variações nos preços dos ativos.

A reversão da causalidade seria caracterizada por uma cadeia de eventos macroeconômicos. Uma das principais fontes de renda do governo é o imposto de renda pessoal e corporativo. Quando os preços das ações aumentam ou decrescem em resposta às variações antecipadas nas condições econômicas, tais impostos variam na mesma direção, afetando, portanto, a arrecadação governamental. Então, se os gastos governamentais não se adaptarem às variações na renda, flutuações nesta podem se refletir em déficits e, quando ocorrer o déficit, o tesouro será obrigado a pedir emprestado através de duas vias: (1) a emissão de títulos do governo, que serão afetados pelas taxas de juros incidentes sobre os mesmos e (2) a monetização da dívida governamental, imprimindo moeda e expandindo as reservas bancárias. Esta monetização poderá efetivamente gerar um excesso de taxa indireta através da inflação causada por uma elevação na taxa de crescimento monetário. Portanto, quando os preços das ações declinam, há uma forte tendência para ocorrência de déficit governamental. No caso em que o governo monetiza a sua dívida e os cidadãos (racionalistas) antecipem esta monetização, a taxa de inflação deve aumentar.

As variações nos preços dos ativos, causadas por variações antecipadas das condições econômicas, seriam então negativamente relacionadas às variações na taxa de inflação esperada. As variações na taxa de inflação esperada podem mesmo provocar uma variação mais que proporcional na taxa de inflação corrente, acarretando o efeito Friedman (FRIEDMAN, 1956), segundo o qual os agentes alterarão seus encaixes reais de moeda em resposta às alterações nas expectativas de inflação. Isso implica que os preços no mercado de ações serão correlacionados negativa e contemporaneamente com a inflação atual não esperada.

Está claro que a causalidade reversa baseada no crescimento monetário pode não ocorrer quando há endividamento em vez de monetização do déficit. Um exemplo seria o governo agindo como outro grande consumidor que se recusa a modificar seu consumo intertemporal em resposta às variações transitórias na sua renda. Embora sua renda decresça, ele mantém seu nível de consumo e oferece elevadas taxas de juros, em contrapartida a seu consumo, aumentando assim a sua parcela consumida da produção agregada, aumentando a sua dívida e induzindo outros consumidores a poupar. Neste caso, há também uma interação entre retorno sobre os ativos e taxa de juros que pode não ser causativa.

Sendo as taxas de juros determinadas pelos participantes do mercado, estes podem perceber a previsibilidade dos retornos das ações no processo de endividamento público e uma possível variação futura da base monetária em termos reais. Embora o último efeito possa ocorrer mais lentamente, o mesmo será antecipado e incorporado às taxas correntes de

mercado. Embora os retornos no mercado de ações possam sinalizar as variações nas taxas de juros, havendo reações defasadas de outras variáveis macroeconômicas pode ocorrer correlação entre as variações da taxa de juros e dos retornos de mercado.

O mercado de ações prevê os níveis de atividades e antecipações de variações macroeconômicas que causam variações nas taxas de juros, as quais devem fornecer alguma evidência sobre o componente antecipado da inflação. Independentemente de como o governo administra seu déficit, com causalidade reversa os movimentos nos preços dos ativos causam variações nas expectativas inflacionárias via uma cadeia de eventos.

O Quadro 2 apresenta um resumo dos principais trabalhos sobre a relação empírica encontrada entre preços dos ativos e inflação.

Quadro 2
Preços dos Ativos e Inflação: Demais Evidências Empíricas

Autor	Principais Resultados
Solnik (1987)	Rejeição da suposição fisheriana modificada de que os retornos das ações em termos reais são independentes das expectativas inflacionárias.
Mandelker e Tandom (1985)	Aceitação da hipótese de <i>Proxy Effect</i> . Relação negativa entre preços dos ativos e as taxas de inflação esperada e não-esperada.
Benderly e Zwick (1985)	Rejeição da hipótese de <i>Proxy Effect</i> . Crítica da suposição de fama sobre a teoria da demanda por moeda. A demanda por moeda não seria função do produto futuro (esperado), mas pelo produto corrente. De acordo com a teoria de carteiras, se a demanda por um dos ativos (moeda, ações) aumenta, a do outro deve cair.
Najand e Noronha (1998)	Aceitação da hipótese de <i>Proxy Effect</i> , com relação causal (no sentido de Granger) da inflação para os retornos de mercado.
Gallagher e Taylor (2002)	Aceitação parcial da hipótese de <i>Proxy Effect</i> . Relação negativa entre retornos dos ativos e inflação depende da fonte da inflação: choques de oferta ou demanda. Somente a parte da inflação que é relativa aos choques de oferta pode agir como uma <i>proxy</i> dos movimentos futuros da atividade real. Para os choques do lado da demanda, a correlação entre retornos de mercado e inflação é insignificante.
Nunes, Costa Jr. e Meurer (2005)	Rejeição da suposição fisheriana modificada e da hipótese de <i>Proxy Effect</i> . Relação positiva entre inflação e atividade econômica de acordo com “curva de Philips”. Retornos no mercado de ações não servem como um <i>hedge</i> contra a taxa de inflação esperada

Fonte: Elaborado pelo autor.

4.1.2 Preço dos Ativos e Crescimento/Hiato do Produto

Um modelo teórico bastante utilizado para evidenciar a relação entre preços dos ativos, crescimento e hiato do produto é a versão ampliada do modelo de valor presente,

destacado no capítulo anterior. O modelo de valor presente é uma forma teórica simples, porém não menos eficaz de se representar a relação entre o mercado de ações e o nível de atividades. Para demonstrar essa relação podemos reproduzir a equação (8) em uma forma levemente modificada:

$$E_{t-1}P_t = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{D_{t+k}}{[1+r_{t+k}]^k} \quad (34)$$

onde P_t é o valor presente descontado dos fluxos de caixa futuros para os acionistas, D_{t+k} é o ganho de capital acrescido dos dividendos pago aos acionistas no período $t+k$, o termo $1/[1+r_{t+k}]$ é a taxa de desconto para o período $t+k$ baseado na informação disponível no período $t-1$ e E_{t-1} denota a expectativa condicional.

A equação do valor presente (34) é central na avaliação do valor da empresa. Verifica-se que a renda líquida futura dos acionistas é representada pela soma de seus futuros ganhos líquidos de capital acrescidos dos dividendos. Em nível agregado, o valor dos ganhos corporativos depende da riqueza da economia. Ou seja, supondo mercados racionais, os preços dos ativos devem refletir as expectativas dos futuros ganhos que, por sua vez, devem ser influenciados pelas medidas do nível de atividade em termos reais. Portanto, considerando as taxas de desconto constantes, as variações condicionais nos preços dos títulos devem ser proporcionais às variações condicionais nos fluxos de caixa futuros esperados. Assim, é provável que as incertezas sobre o futuro das condições macroeconômicas possam influenciar a volatilidade dos retornos, da mesma maneira que ajudam a explicar por que as volatilidades dos retornos das ações variam no tempo.

Blanchard (1981) desenvolveu uma extensão do modelo IS-LM para analisar a relação entre a atividade econômica e os preços no mercado de ações, substituindo a relação entre produção e taxa de juros pela relação entre o valor dos ativos e a produção. O valor dos ativos, em vez da taxa de juros, seria o principal determinante da demanda agregada e do produto, enquanto os níveis de produção e renda correntes e antecipados seriam, por sua vez, os principais determinantes dos preços dos ativos. Com expectativas racionais e considerando as políticas monetária e fiscal no modelo, o mercado de ações não causa um aumento na produção, nem a elevação na produção causa uma elevação nos preços das ações. Ambos respondem às políticas econômicas. Um anúncio de política econômica varia as taxas de desconto e lucros antecipados, que, por sua vez, têm impacto no mercado de ações. As

variações no mercado de ações e o resultante aumento no produto não precedem as modificações na política econômica, mas são causadas por ela.

Outras teorias têm destacado a possibilidade de que as notícias sobre o crescimento futuro do produto apresenta reflexos nos preços das ações. Mauro (2003) conjectura a ligação entre retornos das ações e crescimento do produto a partir de cinco teorias básicas desenvolvidas por Morck, Shleifer e Vishny (1990). Estas teorias podem, de fato, ser agrupadas em dois grupos onde: (1) os movimentos nos preços dos ativos não refletem as modificações nos futuros fundamentos e não podem prever modificações no produto e (2) os preços dos ativos podem prever modificações no produto.

A primeira teoria é a hipótese do “informante passivo”, onde o único mecanismo subjacente à correlação entre os retornos de mercado e o crescimento do produto seria o seguinte: sob as suposições de que o mercado de ações reflete o valor presente descontado dos dividendos futuros, e que os dividendos são relacionados com o crescimento do produto, a correlação entre os retornos das ações deste ano e o crescimento da economia do próximo ano seria variável, e notícias reveladas neste ano resultariam em aumentos nos preços das ações deste ano. (As demais teorias também aceitam este mecanismo, mas acrescentam outros.)

Na hipótese do “informante ativo e preciso”, as modificações nos preços das ações fornecem informação aos administradores sobre as expectativas do mercado e o futuro da economia. Os administradores baseiam suas decisões de investimento nesta informação, confirmando assim as expectativas do mercado. Portanto, haveria um equilíbrio *sunspot* auto-realizável. Neste caso, as variações dos preços das ações seriam perfeitamente correlacionadas com os fundamentos.

Na hipótese de informante “ativo mas imperfeito”, as decisões dos administradores sobre os investimentos são influenciadas pelos movimentos nos preços das ações. Todavia, os administradores não conseguem distinguir os movimentos que refletem os fundamentos daqueles que refletem apenas o “sentimento” do mercado. Desta forma, os movimentos dos preços de mercado não fundamentados podem informar erroneamente os administradores, que então investem em excesso ou abaixo do que fariam se pudessem estar informadas perfeitamente sobre os fundamentos.

A hipótese de “financiamento” baseia-se na teoria q de Tobin. Quando os preços das ações são elevados em relação ao custo de reposição do capital, os empresários estariam propensos a expandir suas atividades investindo em novo capital fixo em vez de adquirirem outras empresas via mercado. Portanto, elevados retornos das ações tenderiam a ser seguidos por elevados investimentos e crescimento econômico.

A hipótese de “pressão do mercado sobre o administrador” sugere que as modificações nos preços das ações podem afetar o investimento até mesmo se eles não carregam informação nem modificações nos custos de financiamento. Se os investidores tiverem uma visão negativa dos prospectos da empresa que venham a reduzir os preços das ações, os administradores podem ter de cortar seus projetos de investimentos para se proteger da possibilidade de serem despedidos. Mas se os investidores estiverem otimistas sobre os prospectos da empresa elevando os preços de suas ações, os administradores podem decidir adotar uma estratégia de investimento agressiva para evitar a impressão de que estão tendo precaução em demasia.

A associação empírica entre os retornos de mercado e o nível de atividade foi profundamente analisada para os Estados Unidos e, em menor magnitude, para outros países desenvolvidos. Entretanto, essa relação permanece parcialmente inexplorada para países emergentes. Mauro (2003) destaca três dificuldades para se investigar a relação entre os retornos das ações e o crescimento do produto em mercados emergentes. Primeira, encontrar um indicador principal é relativamente difícil nas economias emergentes. A baixa liquidez no mercado financeiro e as freqüentes modificações na estrutura financeira implicam que outras variáveis financeiras, como o diferencial de juros, sejam melhores previsoras do produto. Sendo assim, considerando a rapidez com que os preços das ações ficam disponíveis, os mesmos podem ser bem mais úteis na previsão do crescimento econômico dos mercados emergentes.

Segunda, a volatilidade dos retornos em mercados emergentes é superior à dos mercados desenvolvidos, sendo o mesmo verdade para o produto. Por isso, mesmo com mais ruído, a volatilidade pode fornecer uma riqueza de informação, apesar de os dados das economias emergentes estarem disponíveis somente para amostras relativamente menores.

Terceira, ao se incluir os países emergentes nos estudos pode-se levantar a questão da possibilidade de a ligação entre retornos das ações e crescimento do produto nas diferentes economias se dever não somente a seu nível de desenvolvimento econômico, mas também a vários outros indicadores de tamanho e liquidez, assim como de legislação pertinente ao mercado de ações.

O Quadro 3 destaca alguns dos principais resultados empíricos sobre a relação entre os preços dos ativos no mercado de ações e o nível de atividade econômica.

Quadro 3

Preços dos Ativos e Atividade Econômica: Demais Evidências Empíricas

Autor	Principais Resultados
Fama (1981), Kaul (1987), Shah (1989) e Barro (1990)	Os resultados indicam que grandes frações (superiores à 50%) das variações nos retornos anuais poderiam ser utilizadas para prever as variáveis econômicas reais como o PIB real, a produção industrial e os níveis de investimentos que são determinantes importantes dos fluxos de caixa das firmas.
Fama e Schwert (1977), Keim e Stambaugh (1986), Campbell e Shiller (1988)	Parte das variações incidentes nos retornos das ações podem ser encontradas via um “efeito taxa de desconto”, no qual os choques sobre retornos esperados e taxas de desconto gerariam choques opostos nos preços.
Lucas (1978), Brock (1982), Cox, Ingersoll e Ross (1985), Abel (1988)	Os retornos esperados são altos quando o crescimento do produto for pequeno (de modo que a riqueza seja baixa) e vice-versa.
Chiang e Doong (1999)	Os excessos nos retornos eram explicados pelas volatilidades dos variáveis macroeconômicas decorrentes de choques reais e financeiros.
Choi, Hauser e Kopecky (1999)	Os níveis de produção industrial foram cointegrados com os preços das ações em termos reais. No curto prazo, o modelo de correção de erros indicaram que a taxa de crescimento da produção era correlacionada com os retornos reais defasados, para determinadas freqüências de dados
Stock e Watson (2003)	Há evidência de que os preços dos ativos possuem algum conteúdo preditivo (marginal) em relação à produção para um horizonte de dois, quatro e oito trimestres. Entretanto, nenhum ativo isoladamente funciona bem entre os países após múltiplas décadas
Mauro (2003)	Há associação empírica entre o crescimento do produto e os retornos das ações defasados em mercados emergentes e desenvolvidos. Essa associação é mais forte quanto maior a capitalização de mercado e maior o número de empresas domésticas listadas em bolsa.
Henry, Olekanls e Thong (2004)	A dinâmica da relação entre retornos dos ativos e produto é afetada pela influência ou não de períodos de recessão econômica. Nestes períodos, há evidência de que os retornos contenham informações úteis para previsão de crescimento do produto.

Fonte: Elaborado pelo autor.

4.2 MODELOS ECONOMÉTRICOS E VARIÁVEIS ANALISADAS

Nesta seção, descrevemos os modelos econométricos para testar a relação entre os preços dos ativos, inflação esperada e crescimento do produto, assim como as variáveis utilizadas anteriormente na investigação sobre a presença de bolhas nos índices de mercado dos países emergentes.

4.2.1 Modelos Econométricos

Para investigar empiricamente o conteúdo informativo dos preços das ações na previsão da inflação esperada e do crescimento do produto das economias emergentes, iniciaremos analisando os países individualmente, através da aplicação do modelo de Rudesbusch e Svensson (1999) e VAR. Em seguida, analisaremos os países em conjunto através da aplicação de modelos de painel lineares e não lineares.

4.2.1.1 Modelos individuais

Muitos modelos macroeconômicos de grande escala são utilizados pelos bancos centrais nacionais para tomar suas decisões de política monetária. Na medida em que estes modelos consideram as características estruturais da economia e as interações entre todas as variáveis utilizadas, eles normalmente são superiores aos modelos de pequena escala representados por equações de demanda e oferta e VAR (GOODHART; HOFMANN, 2001). Entretanto, modelos como esses, com papel explícito dos preços dos ativos na previsão da inflação esperada ou crescimento do produto, não estão disponíveis para as economias emergentes, principalmente devido à carência de dados. Portanto, como o foco principal é a análise qualitativa dos coeficientes e não seu impacto quantitativo, apesar de menos precisos, os modelos de pequena escala podem contornar esse problema sem perda de confiabilidade nos resultados.

Normalmente, os modelos na forma reduzida consistem de uma curva de Phillips relacionando a inflação e o hiato do produto e uma IS relacionando o hiato do produto com seus valores defasados e variáveis de política monetária, como a taxa de juros. Para avaliar a importância das variáveis financeiras na condução da política monetária, estimamos uma versão expandida do modelo de metas de inflação proposto por Rudebusch e Svensson (1999), onde a economia é modelada por uma versão *backward looking* da curva de Phillips (oferta) e por uma IS (demanda).

A curva de Phillips é formulada relacionando a taxa de inflação com seus valores defasados e o hiato do produto. A curva IS relaciona o hiato do produto com seus valores defasados, as taxas de juros e de câmbio em termos reais e os retornos reais das ações. O

modelo implica que as variáveis financeiras afetam a inflação indiretamente, através de seus impactos sobre o hiato do produto, que podem ser estimados por:

$$\pi_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} \pi_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{2i} y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (35)$$

$$y_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^n \gamma_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_{2i} ir_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_{3i} er_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_{4i} r_{t-i} + \eta_t \quad (36)$$

onde π é a taxa de inflação medida pelo log natural da variação do índice de preços ao consumidor, y é o hiato entre o produto real e seu nível potencial que, por sua vez, é calculado utilizando o filtro HP com parâmetro de suavização de 1600; ir e er são as taxas de juros e de câmbio reais e r é o retorno de mercado.

O modelo estimado pelas equações (35) e (36) representa uma visão particular do mecanismo de transmissão. As variáveis financeiras, mais especificamente os preços das ações, afetam o hiato do produto que, por sua vez, afeta a inflação. Todavia, os preços das ações podem afetar a inflação diretamente através de outros canais, como o efeito riqueza, investimento (q de Tobin) e balanço das firmas. Este modelo nada mais é do que as equações do hiato do produto e da inflação representadas por um VAR restrito, depois da exclusão de algumas variáveis. Por este motivo, estimamos também um modelo VAR incluindo as mesmas variáveis que aparecem na curva de Phillips e na IS: inflação, hiato do produto, taxa de juros de curto prazo, taxa de câmbio e preço das ações, todas, exceto a inflação, em termos reais.

O modelo VAR é dado por:

$$X_t = \beta_0 + C(L) X_{t-1} \quad (37)$$

onde X é o vetor de variáveis e $C(L)$ é o polinômio de ordem N das variáveis defasadas, ou seja, $C(L) = 1 + L + L^2 + \dots + L^N$, com $L^k X_t = X_{t+k}$.

Para analisar o impacto de um choque nas variáveis do modelo, estimamos as funções de impulso-resposta através do modelo de impulsos generalizados (GIR) de Pesaran e Yongcheol (1998). O modelo de função de impulso-resposta generalizado é superior ao modelo de decomposição de Cholesky, na medida em que este último é sensível à ordenação

das variáveis (Para mais detalhes sobre os modelos VAR veja ENDERS, 2004). O modelo VAR pode então ser escrito como uma média móvel infinita, i.e.

$$X_t = A + \sum_{i=0}^{\infty} \beta_i e_{t-i} \quad (38)$$

onde A é o vetor de constantes e e_t são os vetores não observados dos choques, que são, em conjunto, normalmente distribuídos com média zero e matriz de variância-covariância Ω constante com um elemento típico ρ_{ij} . Seguindo Pesaran, Shin e Smith (2000), a expectativa condicional de e_t pode ser escrita como:

$$E[e_t / e_{ij} = k] = (\rho_{ij})^{-1} k \Omega e_j \quad (39)$$

onde e_t é um vetor de seção j igual à unidade e igual a zero, caso contrário. Então, os GIRs do j -ésimo termo-distúrbio em X_{t+M} é $B_M \Omega e_j (\sqrt{\rho_{ij}})^{-1}$ e os GIRs de X_{t+M} seguem um choque unitário das j -ésimas variáveis, i.e. $(\sum_p B_p) \Omega e_j (\sqrt{\rho_{ij}})^{-1}$. Com $a_{ij}(L)$ como o operador de defasagem, o VAR, portanto, pode ser estimado como:

$$\begin{bmatrix} \pi_t \\ y_t \\ ir_t \\ er_t \\ r_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11}(L) & a_{12}(L) & a_{13}(L) & a_{14}(L) & a_{15}(L) \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ a_{51}(L) & a_{52}(L) & a_{53}(L) & a_{54}(L) & a_{55}(L) \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \pi_t \\ y_t \\ ir_t \\ er_t \\ r_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \\ e_{4t} \\ e_{5t} \end{bmatrix} \quad (40)$$

4.2.1.2 Modelos agrupados (painel)

Primeiramente, abordamos a relação entre o preço das ações e a inflação esperada através de dois enfoques distintos. No primeiro, consideramos a equação de Fisher invertida, com a inflação esperada regredida contra os retornos nominais. No segundo, adaptamos a teoria do diferencial de juros com seu impacto sobre a variação da inflação e então analisamos

o impacto do *spread* dos retornos sobre as variações da inflação esperada. Ambos modelos serão considerados em termos de modelos de painel linear e não linear, sendo que, neste último, utilizamos o modelo *threshold* em painel de Hansen (HANSEN, 1996 e 1999).

Para analisar a relação entre o preço das ações e o crescimento do produto estimamos os modelos de painel linear e não linear, sendo que, neste último, utilizamos dois modelos assimétricos, para considerar o produto acima ou abaixo da sua tendência de longo prazo.

4.2.1.2.1 Retornos dos Ativos e Inflação Esperada – Modelo Linear

Estudos anteriores concluíram que o *spread* entre a taxa de juros de curto e de longo prazo teria um significativo poder explicativo sobre o comportamento da política monetária (BERNANKE e BLINDER, 1992 e BLINDER, 1998, por exemplo). Essa variável poderia também ajudar a prever as variações na inflação (MISHKIN, 1990b, 1991; TKACZ, 2004). Adotamos este ponto de vista aqui e, além disso, verificamos se ele também é válido para o *spread* dos retornos no mercado de ações.

Para isso, modificamos o modelo de Mishkin (1990a) para captar os *spreads* dos retornos de mercado. O modelo se inicia com a relação de Fisher semelhante à descrita na equação equação (41) para um determinado período m , ou seja:

$$i_t^m = r_t^m + \pi_t^m \quad (41)$$

onde i_t^m , r_t^m , π_t^m são os retornos nominais, reais e a inflação para o período m , respectivamente.

Utilizando o operador de expectativas e deixando a inflação como variável dependente, encontramos a relação de Fisher invertida *ex-ante*:

$$E_t \pi_t^m = i_t^m - E_t r_t^m \quad (42)$$

Como a taxa de inflação *ex-post* é a taxa de inflação *ex-ante* mais um termo erro de previsão, i.e.

$$\pi_t^m = E_t \pi_t^m + e_t^m \quad (43)$$

Substituímos (42) em (43), para encontrar que a taxa de inflação *ex-post* para o período m é igual ao retorno nominal menos o retorno real para o mesmo período (ambas *ex-ante*) mais o erro de previsão para inflação:

$$\pi_t^m = r_t^m + E_t i_t^m + e_t \quad (44)$$

Deixando a equação (44) na forma de uma equação a ser estimada temos:

$$\pi_t^m = \alpha_m + \beta_m i_t^m + e_t \quad (45)$$

onde α_m é constante e $\beta_m = 1$.

Supondo que o retorno real *ex-ante* fica constante no período m e que as variações na inflação esperada variam de modo idêntico às variações nos retornos nominais de mercado, isto significa que os retornos reais esperados de um ativo e a taxa de inflação esperada variam independentemente. Ou seja, a equação (45) nos dá uma estimativa sobre o poder preditivo dos retornos nominais em relação à inflação esperada.

Uma equação similar a (44) pode ser derivada para um período n , para $n < m$. Fazendo o diferencial para os dois períodos temos:

$$\pi_t^m - \pi_t^n = (i_t^m - i_t^n) - (E_t r_t^m - E_t r_t^n) + (e_t^m - e_t^n) \quad (46)$$

Decompondo o retorno real *ex-ante* em uma média da taxa real *ex-ante* e de seu desvio em relação à média para cada período da amostra, i.e.

$$E_t r_t^m = \bar{r}^m + (E_t r_t^m - \bar{r}^m) = \bar{r}^m + u_t^m \quad (47)$$

$$E_t r_t^n = \bar{r}^n + (E_t r_t^n - \bar{r}^n) = \bar{r}^n + u_t^n \quad (48)$$

inserimos (47 e 48) na equação (46) para obter

$$\pi_t^m - \pi_t^n = (i_t^m - i_t^n) - (\bar{r}_t^m - \bar{r}_t^n) + (e_t^m - e_t^n) - (u_t^m - u_t^n) \quad (49)$$

Supondo que a diferença entre as médias dos retornos reais *ex-ante* não variam, depois de combinar todos os termos-erro chegamos à seguinte equação de variação da inflação:

$$\pi_t^m - \pi_t^n = \alpha_{m,n} + \beta_{m,n}(i_t^m - i_t^n) + \eta_t^{m,n} \quad (50)$$

onde $\alpha_{m,n} = 0$ e $\beta_{m,n} = 1$, se as expectativas forem racionais e as médias dos retornos reais *ex-ante* para os horizontes m e n forem iguais.

Portanto, se considerarmos o *spread* entre os retornos de curto e longo prazo estimados em termos percentuais, esperamos que a diferença entre as taxas de inflação entre os períodos m e n variem em $\beta_{m,n}\%$. Em outras palavras, se o *spread* entre os retornos for representativo de grande aumento nos retornos de mercado, poderá ocorrer uma aceleração da inflação no longo prazo.

4.2.1.2 Retornos dos Ativos e Inflação Esperada – Modelo Threshold

Mesmo que o modelo linear represente bem a relação entre a inflação esperada e os retornos dos ativos, a detecção de não linearidade pode fornecer previsões mais acuradas da inflação extraída dos retornos ou do seu *spread* por vários motivos. Primeiro, pode ocorrer melhoria nos resultados pelo simples fato de a relação linear ser uma versão restrita da não linear. Também pode haver um efeito assimétrico das decisões dos investidores no mercado de ações sobre as decisões de política monetária, quando as modificações nos retornos ou nos *spreads* dos retornos forem capturadas pela expectativa futura da inflação ou de sua variação. Se a suposição do modelo linear de que o retorno real ou o *spread* real são constantes não for satisfeita, isto pode indicar uma mudança de regime.

Para testar os efeitos assimétricos dos retornos das ações sobre a inflação é necessário um modelo que considere as variações entre os possíveis regimes, porque níveis elevados de inflação podem provocar diferentes impactos dos retornos sobre a expectativa futura da inflação. Se os preços das ações anteciparem o nível de atividade econômica, a sua relação com a inflação depende de se esta é baixa ou elevada. Isto porque baixas taxas de inflação

estão associadas a crescimento positivo do produto e altas taxas de inflação estão relacionadas a crescimento negativo do produto.

O mesmo efeito assimétrico ocorre na relação retornos de curto e longo prazo e variação da inflação. Se o *spread* entre os retornos de mercado for representativo das diferentes perspectivas dos investidores entre o curto e o longo prazo, então a curva de rendimento dos investidores será negativamente inclinada em um regime contracionista, onde há prospectos negativos sobre os excessos dos retornos de longo prazo. A mesma curva de rendimento será positivamente inclinada em um regime expansionista, pois a expectativa otimista dos investidores sobre os retornos futuros provoca *spreads* elevados.

Para melhorar a precisão, Tkacz (2004) sugere procurar valores dos *thresholds* com o intuito de maximizar a probabilidade de descobrir quaisquer assimetrias na relação entre as variáveis. Segundo o mesmo, uma assimetria seria um efeito inconstante da estrutura a termo da taxa de juros sobre a inflação. (Esta definição é menos restritiva do que as existentes na literatura de política monetária.)

Em muitas aplicações, em princípio, não há razões para se esperar que o *threshold* coincida com o atrator. Chan (1993) mostrou que procurar potenciais valores do *threshold* para minimizar a soma dos quadrados dos resíduos do modelo ajustado leva a uma estimativa superconsistente do *threshold*. Para estimar essa metodologia, as séries dos resíduos da equação estimada devem ser ordenadas em ordem crescente, i.e. $\mu_1^r < \mu_2^r < \dots < \mu_T^r$, onde T denota o número de observações utilizadas e μ , os resíduos da equação estimada. Para evitar o efeito de *outliers* sobre a escolha do *threshold*, os 15% maiores e menores dos valores de $\{\mu_i^r\}$ são descartados e cada um dos 70% valores remanescentes são considerados possíveis atratores.

O grande problema é que a estimativa dos *thresholds* pode tornar inválida a inferência estatística padrão (ANDREWS, 1993). Entretanto, Hansen (1996) desenvolveu um método que possibilita inferências usando uma estimativa da distribuição assintótica do teste estatístico dos quais os *p-values* são obtidos. Hansen (1999) aperfeiçoou o seu modelo permitindo também estimativas para dados em painel.

Apesar de nosso modelo nesta tese ser em painel, estimamos os *thresholds* para cada país individualmente, ao contrário do procedimento de Hansen (1999), que estima um único *threshold* para todos países do painel. O motivo pelo qual optamos por estimar individualmente foi a grande heterogeneidade dos países analisados. Assim evitamos não captar o componente idiossincrático do modelo, já que consideramos um modelo em painel

com efeitos fixos. Portanto, para cada um dos atratores estimamos uma equação da forma (51) e (52). O *threshold* estimado para cada país individualmente foi aquele que apresentou a menor soma dos quadrados dos resíduos foi considerado a estimativa apropriada do *threshold*.

O modelo *threshold* em painel para a relação entre os retornos das ações e a inflação esperada pode ser descrito por:

$$\pi_{it}^m = \alpha_{im}^2 + \beta_{im}^2 i_{it}^m + \delta_{im} I_i + \gamma_{im} I_i i_{it}^m + \eta_{im} \quad (51)$$

Onde,

$$I_i = \begin{cases} 1, \dots se \dots \pi_{it}^m \geq \tau \\ 0, \dots se \dots \pi_{it}^m < \tau \end{cases}$$

com, $\alpha_{im}^2 + \delta_{im} = \alpha_{im}^1$ e $\beta_{im}^2 + \gamma_{im} = \beta_{im}^1$. As variáveis π_{it}^m e i_{it}^m representam a taxa de inflação esperada para o país i no período m . O I_i representa a função indicadora, na qual I_i terá o valor de 1 para taxas inflação acima do *threshold* e de 0, caso contrário. Os superescritos 1 e 2 indicam os regimes presentes na equação. A equação (51) pode ser estimada via mínimos quadrados condicional para um determinado valor de $\hat{\tau}$.

Com o conjunto de equações (51) podemos verificar se há efeito assimétrico no impacto dos retornos das ações sobre a inflação esperada tanto com taxas de inflação elevadas (iguais ou acima do *threshold*) como com taxas baixas (abaixo do *threshold*).

O modelo *threshold* em painel estimado para a relação entre o *spread* dos retornos das ações de longo prazo em relação aos de curto prazo e a variação na taxa de inflação pode ser descrito de maneira semelhante ao conjunto de equações (51), ou seja:

$$\pi_{it}^m - \pi_{it}^n = \alpha_{im,n}^2 + \beta_{im,n}^2 (i_{it}^m - i_{it}^n) + \delta_{im,n} I_i + \gamma_{im,n} I_i (i_{it}^m - i_{it}^n) + \eta_{im,n} \quad (52)$$

Onde,

$$I_i = \begin{cases} 1, \dots se \dots (i_{it}^m - i_{it}^n) \geq \tau \\ 0, \dots se \dots (i_{it}^m - i_{it}^n) < \tau \end{cases}$$

com $\alpha_{im,n}^2 + \delta_{im,n} = \alpha_{im,n}^1$ e $\beta_{im,n}^2 + \gamma_{im,n} = \beta_{im,n}^1$. As variáveis $(i_{it}^m - i_{it}^n)$ e $(\pi_{it}^m - \pi_{it}^n)$ representam os *spreads* dos retornos e a variação da inflação do período m em relação a n para o país i . O I_i é a função indicadora, que capta os efeitos assimétricos. O valor de I_i será 1 para diferenças dos retornos acima do *threshold* e será 0, caso contrário.

4.2.1.2.3 Retornos dos Ativos – Crescimento do Produto

Para analisar a relação entre o preço das ações e o crescimento do produto estimamos os modelos de painel linear e não linear, sendo que, neste último, utilizamos dois modelos assimétricos, para considerar o produto acima ou abaixo da sua tendência de longo prazo.

Para analisar a relação entre o nível de crescimento real do produto y_{it} e os retornos reais das ações r_{it} para o país i no período t , o modelo de painel linear é dado por

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \beta_j y_{i,t-j} + \sum_{k=1}^m \delta_k r_{i,t-k} + e_{it} \quad (53)$$

Embora intuitiva, Henry, Olekalns e Thong (2004) observam que a linearidade em (53) impõe uma relação simétrica entre choques positivos e negativos do produto. Respostas simétricas aos choques implicam que somente o tamanho (mas não o sinal) das inovações no produto será importante para avaliar o impacto de um choque no produto. Previsões derivadas da equação (53) serão viesadas e a inferência assintótica, enganosa se não houver simetria nos dados (BAUDRY; KOOP, 1993; BRADLEY; JENSEN, 1997; JANSSEN; OH, 1999, por exemplo). Para relaxar a hipótese de simetria, estimamos dois modelos não lineares. Neles, se o hiato do produto estiver acima ou abaixo de um valor de referência, isto pode provocar efeitos assimétricos.

Primeiramente, regredimos o modelo em painel considerando um modelo com *dummies* aditivas. Os efeitos assimétricos são destacados quando o hiato do produto ficar acima (abaixo) de um *threshold* que representa o limite positivo (negativo) para o hiato, i.e.

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \beta_j y_{i,t-j} + \sum_{k=1}^m \delta_k r_{i,t-k} + \lambda_1 h_i + e_{it} \quad (54)$$

onde as variáveis y_{it} e r_{it} têm o mesmo significado que em (53). A variável h_t é a variável *dummy* que destaca o efeito de fases consideradas extremamente recessivas, expansivas ou ambas. Mais especificamente, se o nosso objetivo for analisar a fase recessiva, h_t terá valor de 1 se hiato do produto está abaixo de um *threshold* negativo estimado e 0 caso contrário. Se o objetivo for analisar a fase expansiva, h_t terá valor de 1 se hiato do produto está acima de um *threshold* positivo estimado e 0 caso contrário. Entretanto, se o objetivo for analisar não só impacto de um pico ou um vale no hiato do produto, mas sim ambas, h_t terá valor de 1 se hiato do produto está abaixo de um *threshold* negativo ou acima de um *threshold* positivo estimado e 0 caso contrário. Novamente, apesar de o modelo estimado ser um painel, os *thresholds* foi estimado para cada país individualmente. Portanto, se os coeficientes λ_t forem estatisticamente diferentes de zero, podemos rejeitar a hipótese nula de ajustamento simétrico.

A mudança de regime na equação (54) se dá somente por causa da mudança no intercepto. Seria interessante considerar também o coeficiente de inclinação do modelo, o que pode ser feito recorrendo-se ao modelo *threshold* das equações (51) e (52).

Estimamos o modelo em painel com efeito fixo e com duplo *threshold* por meio de

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it-1} I(h_{it} \leq \tau_1) + \delta_i x_{it-1} I(\tau_1 < h_{it} \leq \tau_2) + \gamma_i x_{it-1} I(\tau_2 < h_{it}) + e_{it} \quad (55)$$

com

$$I = \begin{cases} 1, \dots \text{se} \dots (\tau_1 < h_{it} \leq \tau_2) \\ 0, \dots \text{se} \dots (h_{it} \leq \tau_1) \text{ ou } (\tau_2 < h_{it}) \end{cases}$$

e onde y_{it} é a variável dependente, $x_{it-j,k,l}$ as variáveis independentes defasadas e h_{it} é o hiato do produto. Em particular, y_{it} representa o crescimento do produto no período t e x_{it-1} é o valor defasado em um período dos retornos de mercado para cada regime. Os *thresholds* são ordenados, $\tau_1 < \tau_2$, e representam os diferentes regimes estimados. Se $h_{it} \leq \tau_1$ o hiato do produto fica abaixo do *threshold*, se $\tau_2 < h_{it}$, fica acima, e se $\tau_1 < h_{it} \leq \tau_2$ o hiato do produto fica próximo de sua tendência.

4.2.1.3 Modelo de previsão fora da amostra

Um dos motivos pelos quais se utiliza métodos econométricos para dados econômicos é verificar se uma variável candidata X é um previsor útil para uma variável de interesse Y . Seguimos Stock e Watson (2003) e utilizamos um modelo de previsão pseudo fora da amostra. O conteúdo preditivo de medidas pseudo fora da amostra requer simulações em tempo real, sendo que o modelo e a seleção são iterativos (utilizando dados *a priori*) com a previsão sendo realizada ao longo do tempo.

O modelo utilizado para estimar a previsão será o de multi-passos à frente, ou seja:

$$Y_{t+h}^h = \beta_0 + \beta_1(L)X_t + \beta_2(L)Y_t + u_{t+h}^h \quad (56)$$

onde Y e X são as variáveis dependente e independente, respectivamente, e β_0 , β_1 e β_2 são os parâmetros. O termo (L) representa as defasagens dos coeficientes e u_{t+h} é o termo-erro serialmente correlacionado, porque os dados estão justapostos, tanto que a significância estatística dos parâmetros deve ser testada considerando erros-padrões robustos. A hipótese nula do modelo é que X_t não possui conteúdo preditivo para Y_{t+h} . Portanto, se $\beta_1 \neq 0$, o valor de X no período t pode ser utilizado para prever Y em h períodos à frente. O número de defasagens será escolhido pelos critérios de informação de Akaike e Schwarz, sendo limitados, entretanto, a 8 períodos, por causa do tamanho reduzido da amostra.

Para comparação da qualidade de previsão dos modelos estimados utilizamos o modelo autoregressivo (AR). A defasagem do modelo AR também pode ser escolhida pelos critérios de Akaike e Schwarz e a comparação pode ser realizada através do cálculo da raiz do erro quadrado médio (RMSE).

Suponha que a previsão seja $j = T + 1, T + 2, \dots, T + h$, se o valor corrente e previsto para a período t forem \hat{y}_t e y_t , respectivamente. A raiz do erro quadrado médio foi calculado pela fórmula:

$$\sqrt{\frac{T+h}{\sum_{t=T+1} (\hat{y}_t - y_t)^2} / h} \quad (57)$$

Como a RMSE é uma medida relativa, ela é utilizada para comparar a mesma série entre diferentes modelos. Portanto, quanto menor for a RMSE, melhor será a habilidade de previsão do modelo.

4.2.2 Variáveis

As variáveis utilizadas na análise foram estimadas com periodicidade trimestral. São elas:

- Preços das ações que compõem o índice de mercado de cada país emergente.
- Produto da economia medido pelo PIB ou pelo Índice de Produção Industrial (IPI).
- Índice de Preços ao Consumidor (IPC).
- Taxa de juros, calculada pela taxa do mercado monetário. Para os países que não possuem taxa de mercado monetário, utilizamos taxas interbancárias ou de redesconto.
- A taxa de câmbio real, calculada utilizando-se a taxa de câmbio nominal de cada moeda nacional em relação ao dólar descontada pelo diferencial de inflação entre o país e os Estados Unidos.

Os retornos dos ativos foram calculados pela diferença dos logaritmos neperianos dos preços do índice de mercado do período atual e do anterior. O mesmo cálculo foi utilizado para calcular a inflação e o crescimento do produto. Os dados do produto foram dessazonalizados utilizando-se o método X-11 ARIMA e o hiato do produto foi calculado pela diferença entre o produto e seu nível potencial, estimado utilizando-se o filtro de Hodrick-Prescott (HP) com constante de suavização igual a 1600. A previsão fora da amostra foi realizada para oito trimestres na maioria dos países, ou seja, a estimação foi realizada até 2004/04, deixando-se o período de 2005/01 a 2006/04 para a previsão. Para países de amostra reduzida, o período para previsão fora da amostra foi reduzido para quatro trimestres, i.e. 2006/01 a 2006/04.

Para os modelos em painel, as variáveis foram transformadas utilizando-se o crescimento anual, ou seja, a diferença dos logaritmos neperianos dos valores do período atual e os do mesmo período no ano anterior. O *spread* entre os retornos de mercado e variação da

inflação foi calculado para uma diferença de quatro trimestres ($X_t - X_{t-4}$). (Fizemos os cálculos também para um diferencial de oito trimestres e encontramos resultados semelhantes.) A previsão fora da amostra para os modelos em painel foi realizada para quatro trimestres para todos os países. Esta escolha foi feita tendo em vista a perda de graus de liberdade com variações anuais. Portanto, a estimação foi realizada até 2005/04, deixando-se o período de 2006/01 a 2006/04 para a previsão. O modelo *threshold* foi testado apenas para painéis balanceados, sendo desconhecido se seus resultados se estendem para painéis não balanceados. Utilizamos os dois modelos na estimação para termos certeza da robustez dos resultados.

Os dados foram retirados do *Datastream* e representam 22 países que compõem o *Emerging Markets Data Base* (EMDB), calculado pelo Standard & Poors, e do *International Financial Statistics* do FMI.

Os países estudados e os períodos analisados estão expostos na Tabela 3.

Tabela 3
Países e Período em Análise

país	Período	país	período
África do Sul	<i>Jan 1990 – Dez 2006</i>	Malásia	<i>Jan 1990 – Dez 2006</i>
Argentina	<i>Jan 1990 – Dez 2006</i>	México	<i>Jan 1990 – Dez 2006</i>
Brasil	<i>Jan 1990 – Dez 2006</i>	Peru	<i>Jan 1994 – Dez 2006</i>
Chile	<i>Jan 1990 - Dez 2006</i>	Polônia	<i>Jan 1994 – Dez 2006</i>
China	<i>Jan 1990 – Dez 2006</i>	República Tcheca	<i>Jan 1993 – Dez 2006</i>
Colômbia	<i>Jan 1990 – Dez 2006</i>	Rússia	<i>Mar 1994 – Dez 2006</i>
Coréia do Sul	<i>Jan 1990 – Dez 2006</i>	Sri Lanka	<i>Jan 1996 – Dez 2006</i>
Filipinas	<i>Jan 1990 – Dez 2006</i>	Tailândia	<i>Jan 1990 – Dez 2006</i>
Índia	<i>Jan 1990 – Dez 2006</i>	Taiwan	<i>Jan 1990 – Dez 2006</i>
Indonésia	<i>Jan 1990 – Dez 2006</i>	Turquia	<i>Jan 1990 – Dez 2006</i>
Israel	<i>Jan 1993 – Dez 2006</i>	Venezuela	<i>Jan 1990 – Dez 2006</i>

Fonte: Elaborada pelo autor.

4.3 RESULTADOS EMPÍRICOS

Obtidas as séries e realizada a revisão teórica, passa-se à análise empírica, através da análise do comportamento dos dados e os resultados das estimações dos modelos utilizados.

4.3.1 Teste de Raiz Unitária com Dados em Painel

Phillips e Moon (1999, 2000) analisam as propriedades assintóticas de dados em painel. Assim como em uma série temporal, a existência de raiz unitária em dados em painel pode fazer com que a relação econométrica estimada seja espúria.

Por este motivo, o objetivo desta seção é analisar a ordem de integração das séries, com intuito de evitar relações espúrias. Diversos são os testes que estudam a presença de raiz unitária em dados em painel. Utilizamos aqui testes de Levin, Lin e Chu (2002) e Breitung (2002), que supõem um processo de raiz unitária comum entre os diversos dados de corte. Também usamos os testes de Im, Pesaran e Shin (2003) e Fisher-ADF e Fisher-PP (MADDALA; WU, 1999; CHOI, 2001), que supõem um processo de raiz unitária individual para cada unidade *cross-section*.

A ordem das defasagens foi escolhida automaticamente pelo critério de Akaike com o nível de significância de 5%. (Também fizemos os testes com o critério de Schwarz e encontramos resultados semelhantes.) Os testes foram realizados considerando três modelos: (1) restrito (sem constante e tendência), (2) com constante e (3) com constante e tendência (Tabelas 49 a 56 do Apêndice E).

Com exceção da taxa de câmbio real (Tabela 54), os resultados dos testes indicaram que as séries são estacionárias em nível, i.e. integradas de ordem zero. Para a série das variações da inflação, o teste de Levin, Lin e Chu (2002) não pode rejeitar a hipótese nula da presença de raiz unitária. Mas como os demais testes rejeitaram a hipótese nula, concluímos que esta série também é $I(0)$ (Tabela 56). Quanto à taxa de câmbio real, os testes de Breitung (2002), Im, Pesaran e Shin (2003) e Fisher-PP (CHOI, 2001) com constante e tendência não puderam rejeitar a hipótese nula de raiz unitária, os demais indicaram que a taxa de câmbio é estacionária em nível. Desta forma, realizamos testes de raiz unitária individuais (não mostrados), cujos resultados também variaram entre diversos países. Por este motivo,

utilizamos os resultados dos testes individuais para definir a ordem de integração da taxa de câmbio real. Nos países em que a presença de raiz unitária foi detectada, a variável foi estimada em primeira diferença; nos demais, a taxa de câmbio real foi estimada em nível.

4.3.2 Importância dos Retornos das Ações para Previsão da Inflação e Hiato do Produto – Análise Individual dos Países

Nesta seção reportamos os resultados para os 22 países. Primeiramente analisamos a importância dos retornos de mercado para a previsão da inflação e do hiato do produto através das estimações do modelo de Rudebusch e Svensson (1999), composto de uma curva de Phillips (oferta) e uma IS (demanda). Depois empregamos um modelo VAR irrestrito. Para avaliar o desempenho das estimações, comparamos os modelos entre si e com um modelo auto-regressivo.

As curvas de Phillips e IS foram estimadas por mínimos quadrados ordinários (MQO) com o número de defasagens escolhido pelo critério geral para específico, com o número máximo de oito defasagens e considerando todos os coeficientes até o último significativo. Recorreremos a Akaike e Schwarz para a escolha do número de defasagens. Os coeficientes foram consistentemente estimados por (NEWKEY; WEST, 1987), destacando a estatística *t* para cada um dos coeficientes. Usamos o teste de Wald para verificar se o somatório dos coeficientes defasados da variável dependente se iguala à unidade, indicando que as curvas de Phillips e IS são verticais. O teste de Wald também avalia se o impacto do hiato do produto sobre a inflação não pode ser considerado estatisticamente diferente de zero. Também estimamos conjuntamente as *dummies* consideradas importantes para destacar *outliers*, eliminar heteroscedasticidade, não normalidade, e choques externos como as crises asiática e russa. As equações estimadas foram 35 e 36 e os resultados estão apresentados nos Apêndices F e G.

Os resultados para a curva de Phillips indicaram que os somatórios dos coeficientes do hiato do produto foram significativos estatisticamente para explicar a inflação em quase todos os países. As exceções foram Israel e Peru. O teste de Wald rejeitou a hipótese nula de soma zero dos coeficientes do hiato do produto na maioria dos países, indicando que, apesar de pequenos, os efeitos estimados do hiato do produto sobre a inflação foram significativamente diferentes de zero. A hipótese nula não pôde ser rejeitada para Chile, China, Índia, Israel,

Malásia, República Tcheca, Rússia e Sri Lanka. Além disso, a relação teórica positiva entre as variáveis (curva de Phillips) foi verificada para a maioria dos países. Na Argentina, México e Venezuela a relação foi negativa. Uma possível explicação para a relação negativa pode ser o impacto dos níveis elevados de inflação em alguns períodos, já que pequenas elevações na taxa de inflação, quando estas são baixas, podem estar associadas a um nível de atividade econômica mais elevado, se a mesma for causada por uma elevação da demanda.

Quanto à estimativa dos coeficientes defasados da variável dependente, os resultados indicaram que, em média, houve uma forte persistência das inflações passadas sobre a inflação atual. Os coeficientes variaram de 0,15 na Argentina até 0,98 em Taiwan. Porém, o teste de Wald rejeitou a hipótese de que o somatório dos coeficientes defasados é unitário, para vinte dos vinte e dois países estudados. Estes resultados indicaram que, apesar de bastante inclinada, não se pode afirmar que a curva Phillips seja vertical. Porém, esta afirmação pode ser válida para República Tcheca e Taiwan.

As variáveis financeiras, como câmbio, taxas de juros reais e os retornos de mercado foram boas indicadores do hiato do produto. O somatório dos coeficientes dos retornos de mercado, por exemplo, só não foram significativos para Chile e Colômbia. Para os demais, os coeficientes foram significativos e sua defasagem foi variável entre os países, com impactos contemporâneos nas Filipinas, Índia, Malásia, México, Tailândia e Turquia, e com uma defasagem de quatro trimestres na China, Rússia e Sri Lanka. Mais uma vez, as estimações indicaram forte persistência dos valores defasados da variável dependente. A soma dos coeficientes defasados do hiato do produto foi em média igual a 0,6. Para alguns países, essa persistência foi elevada.

Os resultados indicaram que o mecanismo de transmissão indireto representado pelas equações (35) e (36), no qual as variáveis financeiras (os preços das ações) afetam o hiato do produto através da demanda, e que esse afeta a inflação via curva de Phillips, parece se ajustar muito bem para a previsão da inflação nas economias emergentes.

Entretanto, como já destacado, os preços das ações podem afetar a inflação diretamente via outros canais (efeito riqueza, investimento via q de Tobin, balanço das firmas), de forma que o modelo das equações (35) e (36) pode não passar de equações do hiato do produto e inflação representadas por um VAR restrito, a partir da exclusão de algumas variáveis.

Por este motivo, estimamos também um modelo VAR incluindo as mesmas variáveis que aparecem na curva de Phillips e na IS: inflação, hiato do produto, taxa de juros de curto prazo, taxa de câmbio e preço das ações (todas, exceto a inflação, em termos reais). O sistema

VAR foi estimado com o número de defasagens escolhido por Akaike e Schwarz, partindo-se do método geral para específico, com o número máximo de oito defasagens. Nos apêndices H e I, no somatório dos coeficientes reportado, “*” representa a significância conjunta dos coeficientes. Os números entre parênteses representam o regressor defasado que foi estatisticamente significativo. Novamente, *dummies* foram estimadas conjuntamente. As Figuras 1–22 mostram as funções de impulso-resposta.

Na equação do hiato do produto verifica-se que pelo menos um dos coeficientes defasados da variável dependente foi significativo em vinte e um países (Taiwan foi a exceção). Destes, treze apresentaram significância global. Dos vinte e dois países estudados, em dezesseis as demais variáveis dependentes do sistema apresentaram pelo menos um regressor defasado significativo estatisticamente (exceções foram Filipinas, Malásia, México, Peru, Taiwan e Venezuela). Os retornos defasados foram significativos em metade dos países. As funções de impulso-resposta indicaram a presença de uma relação entre as duas variáveis de acordo com o previsto pela teoria. (África do Sul, Índia, República Tcheca, Sri Lanka e Taiwan apresentaram resultados não significativos.) Estes resultados reforçam a importância das variáveis financeiras em antecipar modificações no nível da atividade econômica.

Para equação da inflação (Apêndice I e Figuras 1–22), os coeficientes defasados do hiato do produto foram estatisticamente significativos para explicar a inflação em somente nove dos vinte e dois países. Essa possível disparidade entre os resultados pode ter sido determinada pela inclusão das demais variáveis no sistema. As variáveis financeiras que anteriormente influenciavam a inflação indiretamente através dos seus impactos sobre o hiato do produto, agora possuem impacto direto sobre a inflação. Os retornos defasados de mercado, por exemplo, impactaram diretamente a inflação corrente em dezesseis países (África do Sul, Filipinas, Índia, México, República Tcheca e Taiwan foram as exceções).

Apesar disso, as relações teóricas entre as variáveis foram confirmadas pelas funções de impulso-resposta. A relação positiva entre inflação e hiato do produto (curva de Phillips) ocorreu na maioria dos países, exceto Indonésia, Israel, México, Peru, República Tcheca, Turquia e Venezuela. A relação negativa entre os retornos de mercado e a inflação ocorreu na maioria dos países. Portanto, pode-se dizer que choques de política monetária assim como os possíveis choques (internos e externos) financeiros canalizados via mercado de ações, que elevam a taxa de juros impactaram negativamente a inflação.

Os resultados do modelo de transmissão estimados anteriormente foram então parcialmente confirmados pelas estimativas via VAR. Os resultados foram os mesmos para a equação da demanda, embora tenham divergido para a equação da oferta.

A evidência dentro da amostra implica que os retornos de mercado são indicadores úteis para previsão dos níveis futuros de inflação e hiato do produto. Porém, um bom ajuste dentro da amostra não garante um bom desempenho nas previsões fora da amostra (CECCHETTI, 1995; STOCK; WATSON, 2003).

Por este motivo, calculamos a previsão fora da amostra para oito trimestres à frente para hiato do produto e inflação. (Para Polônia, República Tcheca, Rússia e Sri Lanka, a estimação foi realizada até 2005:4, por causa do tamanho reduzido da amostra). Estimamos os modelos das curvas de oferta e demanda (equações 35 e 36) e VAR no período de 1990:01 até 2004:04 e deixamos o período de 2005:01 até 2006:04 para a estimação fora da amostra. Para avaliar o desempenho relativo dos modelos, comparamos ambos entre si e estes com um modelo autoregressivo (AR). (O número de defasagens foi escolhido através dos critérios Akaike e Schwarz, com o número máximo de oito defasagens.) Seguindo Goodhart e Hoffman (2001) e Stock e Watson (2003), escolhemos uma projeção h -passos à frente e as previsões foram calculadas por um modelo da previsão dinâmica re-estimando recursivamente a cada período. Com base nas previsões estimadas, calculamos a raiz do erro quadrático médio para avaliar o desempenho de cada modelo. Os resultados estão no Apêndice J.

O desempenho das séries de previsão de cada modelo estimado em relação às verdadeiras séries do hiato do produto e da inflação estão nos Gráficos 1–44. Nos Gráficos 1–22 relacionamos a verdadeira série do hiato do produto (HPIB) com os modelos referentes às curvas de Phillips (HPIBF), VAR (HPIBFVAR) e auto-regressivo (HPIBAR). Nos Gráficos 23–44 reportamos a verdadeira série da inflação (I), com as séries estimadas via curva IS (IF), VAR (IFVAR) e auto-regressiva (IFAR).

Os resultados corresponderam às análises das previsões dentro da amostra. A equação da IS foi a que apresentou menor RMSE para quinze dos vinte e dois países. O modelo VAR foi o melhor para sete países. Estes resultados indicaram que a equação da demanda estimada pode ser útil na previsão do hiato do produto. Em contrapartida, para equação da oferta, o modelo VAR produziu menor RMSE para dezesseis países, enquanto a equação de Phillips só foi o melhor modelo de previsão para seis países. Estes resultados mostraram que os ativos financeiros não possuem apenas um impacto indireto sobre a inflação, como previsto pelo modelo restrito.

O modelo VAR foi o melhor em ambas as equações de demanda e oferta para Chile, China, Índia, Israel, Malásia, México e Rússia. O modelo restrito apresentou melhor desempenho para Brasil, Coreia do Sul, Indonésia, Peru, República Tcheca e Turquia. Na maioria dos países, a equação de oferta foi melhor representada pelo modelo VAR, enquanto

a equação de demanda obteve melhor desempenho com o modelo restrito. Em nenhum dos países o modelo auto-regressivo representou melhor as estimativas de previsão.

4.3.3 Importância dos Retornos das Ações para Previsão da Inflação e Hiato do Produto – Análise em Painel

Para analisar o conteúdo informativo dos retornos de mercado sobre a inflação e o crescimento do produto, separamos a análise em duas partes. Analisamos inicialmente a relação entre o índice de mercado e a inflação para, em seguida, avaliar sua importância para o crescimento do produto.

4.3.3.1 Diferencial de retorno – variação da inflação

Como observado, podemos avaliar o possível impacto do diferencial dos retornos de mercado na variação da inflação através de dois modelos em painel: linear (equação 50) e com efeito *threshold* (equação 52). Utilizamos os diferenciais de retorno e variação inflação calculados com o retorno para quatro trimestres (período m) e a variação para um trimestre (período n): diferença entre m e n fornece o diferencial entre o retorno e a variação da inflação. (Também calculamos esse diferencial com m para oito trimestres e obtivemos resultados semelhantes). Pode haver um componente de média móvel nos dados e os resíduos da equação estimada pode seguir um $MA(m - 1)$ (Tkacz, 2004). Por exemplo, a taxa de inflação para um ano é construída comparando as variações dos preços entre os períodos t e $t + 4$, período $t + 1$ e $t + 5$ e assim por diante. Por este motivo, estimamos o painel com efeitos fixos considerando os erros-padrões robustos à heteroscedasticidade e à auto-correlação.

Os resultados do modelo em painel linear com efeitos fixos estão no apêndice K. O parâmetro do diferencial do retorno foi significativo a 5%, indicando que esta variável possui conteúdo explicativo para as variações na inflação. Mas o conteúdo informativo do *spread* entre os retornos ($t + 4 - t$) sobre a variação da inflação foi muito baixo: coeficiente de explicação R^2 de apenas 0,02.

Por este motivo, estimamos um modelo em painel não linear (*threshold*) com efeitos fixos para captar possíveis assimetrias no modelo. Estimamos um *threshold* para cada país ressaltando o componente idiossincrático de cada país, o que é importante dada a grande heterogeneidade de países.

Os resultados dos *thresholds* estimados para o diferencial de retornos estão na terceira coluna do Apêndice M. Oito dos vinte e dois *thresholds* estimados foram negativos, indicando que o *spread* entre os retornos tiveram um forte impacto sobre a variação da inflação com a curva de rendimento invertida. Se estes episódios estiverem relacionados a choques internos ou externos, o efeito *threshold* pode dizer respeito a uma significativa assimetria na percepção dos investidores quanto ao futuro dos retornos. Se for um choque interno de política monetária, o efeito *threshold* pode estar relacionado à assimetria do efeito da política monetária sobre a inflação transmitida através do mercado de capitais.

Os resultados do modelo em painel com efeito *threshold* estão no Apêndice L. O primeiro regime é definido para os períodos em que $i_t^m - i_t^n \leq \hat{\tau}$ (regressores *C* e ΔR) e o segundo regime representa os períodos em que $i_t^m - i_t^n > \hat{\tau}$ (regressores *D* e $\Delta R \times D$). Todos os coeficientes são significativos a 5%, indicando o poder explicativo dos *spreads* dos retornos de mercado sobre a variação da inflação nos dois regimes estimados.

Porém, o sinal entre os coeficientes dos diferenciais do retorno nos dois regimes foi diferente. Isto sugere um efeito assimétrico dos diferentes retornos de mercado sobre a variação da inflação. No regime 1, o impacto foi negativo: pequenos diferenciais positivos ou grandes diferenciais negativos impactam negativamente a variação da inflação. Se os retornos de mercado refletirem o futuro da atividade econômica, isso indica que uma percepção negativa ou positiva (com baixo crescimento) dos investidores quanto ao futuro do produto resultaram em menores ou até negativos retornos futuros, com impacto negativo sobre a inflação. Isto pode acontecer, por exemplo, se ocorrer uma política monetária restritiva que eleve a taxa de desconto sobre os futuros rendimentos. Se os investidores acharem que seus ganhos futuros foram reduzidos ou até negativos, também reduzirão o nível de investimentos em suas carteiras de ações, com impacto negativo sobre a inflação futura.

Se os investidores anteciparem ganhos futuros acima do *threshold*, aumentarão seus retornos em carteira. Esta percepção positiva pode ser reflexo de uma política monetária expansionista e pode elevar consigo os níveis de inflação (pela curva de Phillips). Ou então a própria percepção dos investidores em relação a uma expansão futura da economia pode fazer

com que haja investimentos maciços na economia, com aumento de crescimento (via expectativas auto-realizáveis) e aumento da inflação.

A superioridade do painel com *threshold* sobre o linear está em seu maior poder explicativo, que foi mais de vinte vezes superior ao do modelo linear: R^2 de 0,46 e 0,02, respectivamente.

4.3.3.2 Retorno – Inflação

Para esta relação continuamos nossa análise com um painel linear dos países e depois consideramos a possibilidade de assimetria. Todavia, não podemos utilizar a metodologia de painel com *threshold* para o modelo dinâmico porque os testes desenvolvidos por Hansen (1999) se aplicam apenas a painéis não dinâmicos. Optamos por um modelo não linear que considera um impacto diferenciado dos retornos sobre a inflação baixa ou elevada. Depois estimamos o modelo de painel com *threshold* considerando os efeitos dos retornos de mercado defasados em um período sobre a inflação esperada.

Os *thresholds* foram mais uma vez estimados endogenamente pelo modelo e calculados individualmente para cada país. Cada *threshold* foi escolhido para minimizar a soma dos quadrados dos resíduos do modelo ajustado, o que gera uma estimativa superconsistente. Os valores estimados individualmente para cada país estão na última coluna do Apêndice M.

Os resultados do modelo de painel linear com efeitos fixos indicaram que os coeficientes da inflação defasados em até seis trimestres afetam a inflação esperada (Apêndice N). Tomando o somatório dos coeficientes, verificamos que os coeficientes da inflação defasados em até seis períodos apresentaram um impacto líquido de aproximadamente 37% sobre a inflação esperada. Apesar de certa persistência, o teste de Wald facilmente rejeitou a hipótese nula de que a soma dos coeficientes é 1. Os retornos de mercado melhoraram a estimativa da inflação, seja contemporaneamente ou em níveis defasados. A soma dos coeficientes foi de aproximadamente 0,2, indicando um impacto de 20% sobre a inflação esperada.

Em relação ao painel não linear (Apêndice O), podemos verificar que os resultados foram semelhantes aos do painel linear. Apesar da persistência, o impacto da inflação defasada foi menor, representando aproximadamente 29% da inflação esperada. O impacto

dos coeficientes contemporâneos e defasados dos retornos foi maior, em torno de 30%. O coeficiente da *dummy* referente aos níveis de inflação foi significativo, indicando que os impactos das variáveis sobre a inflação esperada pode ser diferenciado para as economias que experimentaram inflações acima do *threshold* daquela em que a inflação foi igual ou abaixo do *threshold*. O conteúdo informativo do modelo em painel não linear foi sensivelmente maior. O coeficiente de explicação ajustado (R^2) do modelo não linear foi de 0,55, enquanto que o do modelo linear foi de 0,35.

Os resultados do modelo em painel com *threshold* estão no Apêndice P. O primeiro regime foi definido para os períodos em que $\pi \leq \hat{\tau}$ (regressores *C* e *R*) e o segundo regime representou os períodos em que $\pi > \hat{\tau}$ (regressores *D* e *R×D*). Com exceção da constante do regime 1, os demais coeficientes foram significativos a 5%, indicando o poder explicativo dos retornos de mercado defasados em um período sobre a inflação nos dois regimes estimados.

A diferença do sinal entre os coeficientes nos dois regimes indicaram efeito assimétrico dos diferentes retornos de mercado sobre a inflação. No regime 1, o impacto dos retornos sobre a inflação foi positivo, de maneira que baixos níveis dos retornos impactam positivamente a inflação esperada. Se os retornos de mercado refletirem o futuro da economia, e se eles se relacionam positivamente com baixos níveis de inflação, a relação entre as séries será positiva. Se os investidores esperarem que altas taxas de inflação tenham impacto negativo no produto, haverá uma redução dos seus retornos reais e redução dos seus investimentos em carteira.

4.3.3.3 Relação entre retorno e crescimento do produto

O impacto dos retornos de mercado sobre o crescimento do produto é investigado pelos mesmos três modelos em painel de antes: o linear (equação 53), o não linear com mudança de intercepto (equação 54) e o com efeito *threshold* (equação 55). As variáveis foram calculadas pela diferença entre as séries trimestrais dos períodos t e $t - 1$. O painel com efeitos fixos levou em conta os erros-padrões robustos à heteroscedasticidade e à autocorrelação.

Os resultados do modelo em painel linear com efeitos fixos estão dispostos no Apêndice Q. Eles indicaram que os retornos de mercado contêm informação sobre o

crescimento futuro do produto nas economias emergentes estudadas. Além disso, como esperado, a relação entre as séries foi positiva.

No modelo de painel não linear destacamos os períodos de elevada expansão e recessão através do hiato do produto, estimando dois *thresholds* para cada país: um para a fase recessiva e outro para a fase expansiva. Caracterizamos a fase recessiva (expansiva) sempre que hiato do produto ficou abaixo (acima) do *threshold* estimado (primeiras duas colunas do apêndice M).

Os resultados do Apêndice R indicaram maior persistência do crescimento do produto se comparados com os do modelo linear (seis períodos em vez de dois), além de apresentarem um componente cíclico nos seus coeficientes defasados (sinais positivos e negativos). Os retornos de mercado serviram para antecipar o produto em até cinco trimestres (com sinais positivos, como esperado). A terceira defasagem (sinal negativo) não foi estatisticamente significativa. A *dummy* foi estatisticamente significativa a 5%, o que indica que os grandes desvios do produto em relação ao potencial, sejam eles recessivos ou expansivos, explicaram o crescimento do produto. O poder explicativo do modelo não linear foi superior ao linear em mais ou menos duas vezes (os coeficientes de explicação foram de 0,35 e 0,18, respectivamente). Se forem considerados os efeitos assimétricos das fases de extrema expansão (recessão), aumenta o poder explicativo dos retornos de mercado para sinalizar modificações no crescimento do produto.

Os resultados do modelo em painel com *threshold* estão no Apêndice S. O primeiro regime foi definido para os períodos em que $HPIB \leq -\hat{\tau}$ ou $HPIB \geq +\hat{\tau}$ (regressores *C* e $R(-1)$) e o segundo regime representou os períodos em que $-\hat{\tau} < HPIB < +\hat{\tau}$ (regressores *DER* e $R(-1) \times DER$). Todos os coeficientes foram significativos a 5%, indicando o poder explicativo dos retornos de mercado em um período em relação ao crescimento nos dois regimes.

A relação positiva dos retornos de mercado com o crescimento do produto em ambos os regimes significa que os primeiros foram indicadores antecedentes úteis do crescimento futuro da economia. Se os investidores perceberem que podem auferir ganhos futuros elevados (acima do *threshold*), podem aumentar seus retornos em carteira. Isto pode gerar investimentos maciços na economia e, portanto, elevados níveis de crescimento (expectativas auto-realizáveis). Um prognóstico negativo de uma forte recessão futura poderá também significar uma queda nos retornos hoje.

4.3.4 Previsão fora da Amostra

Calculamos a previsão fora da amostra para quatro trimestres à frente para crescimento do produto, inflação e variação da inflação. Estimamos os mesmos modelos de painel de antes para período de 1991:01 até 2005:04 e deixamos o período de 2006:01 até 2006:04 para a estimação fora da amostra. Os modelos serão então comparados entre si e em relação ao modelo auto-regressivo. O número de defasagens foi escolhido por Akaike e Schwarz com o número máximo de defasagens limitado a oito. No modelo para os diferenciais do retorno, comparamos somente os modelos linear e de *threshold*. Assim como para os países individuais, a estimação foi realizada escolhendo uma projeção *h*-passos à frente e as previsões foram calculadas por um modelo de previsão dinâmica, re-estimando recursivamente o modelo a cada período. Com base nas previsões estimadas, calculamos a raiz do erro quadrático médio para avaliar o desempenho de cada modelo.

Os resultados do Apêndice T estão de acordo com as análises das previsões dentro da amostra anteriormente realizadas. Podemos verificar, então, que os retornos de mercado contêm informações úteis para a previsão do crescimento do produto e da inflação. Em todos os modelos, os retornos dos ativos melhoraram a previsão fora da amostra, quando comparados ao modelo auto-regressivo. Uma menor RMSE confirma a superioridade dos modelos não lineares, mostrando a importância dos efeitos assimétricos nas previsões das variáveis.

O desempenho das séries de previsão de cada modelo estimado estão comparados com as verdadeiras séries do crescimento, da inflação e das variações da inflação (Figuras 23-25). Na Figura 25, comparamos a verdadeira série do crescimento do produto com os modelos em painel auto-regressivo linear, não linear e não linear com *threshold*. Na Figura 24 fizemos as mesmas comparações utilizando a verdadeira série da inflação. Na Figura 23, a comparação foi realizada para a série da variação da inflação.

4.4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste capítulo investigamos se os retornos de mercado possuem informações úteis para os níveis futuros de inflação e crescimento do produto das economias emergentes.

Primeiramente, analisamos os países individualmente através de um modelo de oferta e demanda e de um modelo VAR irrestrito. Em ambos verificamos que as variáveis financeiras possuem informações úteis tanto direta (modelo VAR) como indiretamente (via hiato do produto) sobre a inflação. Esta importância foi destacada na previsão fora da amostra. A previsão fora da amostra indicou que a curva IS do modelo restrito apresentou um melhor poder preditivo sobre o hiato do produto para a maioria dos países, enquanto o modelo irrestrito (VAR) apresentou menores valores da RMSE para a equação de oferta (curva de Phillips).

Para dar maior robustez aos resultados, analisamos a relação entre os retornos no índice de mercado e as variáveis de política monetária, através de modelos em painel linear e não linear. O impacto dos retornos sobre a inflação indicou que o primeiro possui informações úteis sobre a inflação, assim como o *spread* dos retornos possui poder preditivo em relação às variações da inflação em ambos os modelos de painel (linear e não linear). Depois analisamos a influência dos retornos sobre o crescimento do produto e verificamos que a primeira variável contém informações relevantes a respeito do crescimento futuro do produto, principalmente se considerarmos os efeitos assimétricos de possíveis recessões e expansões da atividade econômica. Esta importância foi ressaltada quando analisamos a previsão fora da amostra. A RMSE foi inferior para os modelos não lineares se comparada à dos lineares.

Tanto nos estudos individuais como nos de painel, a inclusão dos preços dos ativos melhorou a previsão da inflação esperada e do crescimento do produto. Todos os modelos considerados foram superiores aos modelos auto-regressivos. Por este motivo, concluímos que os retornos de mercado podem conter informações úteis aos gestores de política monetária no que diz respeito à inflação esperada e ao crescimento do produto.

Desta forma, concluímos pela importância dos retornos das ações como uma fonte de informação relevante aos *policymakers* no que se refere ao crescimento futuro da economia e a inflação esperada.

5 PREÇOS DOS ATIVOS E POLÍTICA MONETÁRIA EM ECONOMIAS EMERGENTES

Não há consenso entre os macroeconomistas a respeito de como a política monetária afeta a economia. Isto pode ser verificado pelos diferentes modelos empíricos que são utilizados para avaliação de política. Porém, embora bastante diferentes em muitos aspectos, os pontos de vista pode confluir quanto às recomendações do que interessa à condução da economia (TAYLOR, 2001).

Na metodologia da “nova macroeconomia normativa”, simulações de modelos com diferentes regras de política monetária procuram verificar quais regras parecem melhor descrever a realidade, contrastando com os resultados observados. Esta metodologia pode ser empregada para investigar como as diferentes visões do mecanismo de transmissão monetária afetam as decisões de política monetária (TAYLOR, 2001). Uma grande variedade de modelos dinâmicos e estocásticos foi desenvolvida, com ênfase no tamanho do modelo representativo da economia.

A metodologia que tem sido mais freqüentemente utilizada na literatura em recentes anos é “nova macroeconomia normativa”, que consiste em simulações de modelos com diferentes regras de política monetária, e então verificar quais regras parecem melhor descrever a realidade, conforme os resultados observados. Como destaca Taylor (2001), esta nova metodologia de pesquisa é interessante para investigar as questões sobre como as diferentes visões do mecanismo de transmissão monetária podem afetar as decisões de política monetária. Para tanto, uma grande variedade de modelos foi desenvolvida, cujas características normalmente envolvem a amplitude do modelo – *i.e* o tamanho do modelo representativo da economia - e se esses modelos são dinâmicos e/ou estocásticos.

A maioria dos modelos consiste apenas de duas equações estruturais: (1) uma equação de demanda agregada ou IS e (2) uma equação de ajustamento de preços. Estes modelos também podem incorporar uma regra de política (FUHRER; MORE, 1995; RUDEBUSH; SVENSSON, 1999; BALL, 1999a; 1999b; CLARIDA, GALI; GERTLER, 1999; WOODFORD, 1999, por exemplo). Há modelos que descrevem detalhadamente a demanda agregada, o processo de ajustamento de preços e o mecanismo de transmissão monetária (TAYLOR, 1993; SVENSSON, 1999; BERNANKE GERTLER; GILCHRIST, 1996; ROTEMBERG; WOODFORD, 1999).

Nos modelos de grande escala geralmente uma equação descreve a regra de política; outra relaciona consumo, investimento e exportações líquidas a taxa de juros ou de câmbio (IS); e outra equação de ajustamento de preços considera a fixação de salários e preços com o *passthrough* da taxa de câmbio (TAYLOR, 2001).

No capítulo anterior, destacamos a importância dos preços dos ativos no canal de transmissão da política monetária. Concluímos que os retornos de mercado podem conter informações úteis aos gestores de política monetária em relação à inflação esperada e ao crescimento do produto. Agora vamos mais além. Pretendemos investigar se os preços dos ativos exercem um papel central nas decisões de política monetária.

Trataremos os problemas utilizando dois modelos. No primeiro, verificamos se os preços dos ativos devem ser considerados como argumentos na função de reação dos bancos centrais dos países emergentes, através do modelo dos métodos de momentos generalizados (GMM). Os resultados indicaram que a inclusão da razão dividendo-preço e taxa de câmbio real como instrumentos da função de reação do banco central, parece fornecer informações úteis sobre a inflação esperada ou o hiato do produto. Contudo, não poderemos concluir que estas variáveis devam ser sempre utilizadas como argumentos nas funções de reação.

No segundo modelo investigamos se as autoridades de política monetária devem considerar o papel do mercado de ações em suas decisões de política monetária. A análise será feita por meio da otimização de um modelo macroeconômico simplificado para pequenas economias abertas. Os resultados indicaram que, para os países emergentes que optaram pelo regime de metas de inflação, a melhor opção teria sido não considerar explicitamente os preços das ações nas funções de reação do banco central. Para os bancos centrais com regime de metas mais flexível, a melhor opção teria sido o contrário.

Na Seção 5.1 faremos uma revisão teórica da relação entre preços dos ativos e política monetária. Na Seção 5.2 descreveremos as variáveis e os modelos utilizados. Na Seção 5.3 apresentaremos nossos resultados empíricos e, na Seção 5.4 faremos algumas considerações finais.

5.1 PREÇOS DOS ATIVOS E POLÍTICA MONETÁRIA

A crescente integração dos mercados financeiros e o potencial efeito destes mercados na economia real fizeram com que as autoridades de política se interessassem pelos

movimentos nos preços dos ativos. A importância dos preços dos ativos para a economia real é quase um consenso (GERTLER *et al.*, 1998; BERNANKE; GERTLER, 1999, 2001; CECCHETTI; GENBERG; WADHAWANI, 2000; GOODHART; HOFMANN, 2000). Contudo, há divergência a respeito da relevância informacional contida nestes preços, da sua exata implicação para o redesenho da política monetária e de outros assuntos de implementação prática.

Alguns defendem que as autoridades devem ter como objetivo um índice de preço ampliado para incluir o preço dos ativos (GOODHART; HOFMANN, 2000). Cecchetti, Genberg e Wadhawani, (2000) acham mesmo que os preços dos ativos devem ser levados em conta nas decisões diárias da política monetária, com as autoridades buscando manter o seu valor alinhado aos fundamentos. Já Bernanke e Gertler (1999) argumentam que os preços dos ativos devem ser considerados apenas quando forem relevantes para a previsão da inflação futura.

5.1.1 Política Monetária Desconsiderando os Preços dos Ativos

Os principais defensores de que a política monetária deve ser conduzida sem considerar as variações nos preços dos ativos são Bernanke e Gertler (1999, 2000, 2001). Eles argumentam que, em um contexto de metas de inflação, não é necessário nem desejável que a política monetária reaja aos movimentos nos preços dos ativos, exceto nas situações em que a alta destes afete a inflação esperada. Com mercados eficientes e sem distorções regulatórias, os movimentos nos preços dos ativos simplesmente refletirão variações nos fundamentos econômicos. Assim, as variações nos preços dos ativos somente seriam uma fonte independente de instabilidade econômica se fossem causadas por fatores não fundamentais (como política monetária frouxa ou racionalidade imperfeita dos agentes) que apresentassem impacto significativo na economia real (BERNANKE; GERTLER, 2001).

As variações nos preços dos ativos somente terão importância em duas circunstâncias especiais: a primeira diz respeito aos fatores não-fundamentais e sua influência sobre a volatilidade dos preços dos ativos. A segunda diz respeito a se essas variações, não relacionadas com os fundamentos, tiverem impacto significativo na economia. Se estas duas condições forem satisfeitas, então a volatilidade dos ativos torna-se, em algum grau, uma

fonte independente de instabilidade econômica, e que os *policymakers* devem levar em conta (BERNANKE; GERTLER, 1999,2001).

Um exemplo de política regulatória fraca como fator não fundamental seria a reforma financeira que elevou o crédito das firmas e famílias e contribuiu para o *boom* dos anos 80 nos EUA, Japão, Canadá, Austrália, Alemanha, França, Holanda, Bélgica, Inglaterra, Itália, Espanha, Suíça, Suécia, Dinamarca, Noruega e Finlândia (Borio e Lowe, 2002). Outro exemplo seria uma liberalização financeira não coordenada com mudanças institucionais, principalmente as de cunho regulatório (Allen e Gale, 2003). Se a liberalização financeira der maior poder de crédito aos agentes privados com garantias do setor governamental, pode ocorrer uma avalanche de empréstimo na economia (muitos de liquidação duvidosa). Isto pode levar a um *boom* nos preços dos ativos e, depois, ao seu colapso. Este foi o caso das recentes crises bancárias do Japão e das economias emergentes do leste asiático e da América Latina.

Comportamento irracional por parte dos investidores relaciona-se com episódios de “exuberância irracional” e a dificuldade em se detectar uma bolha com segurança.

Bernanke, Gertler e Gilchrist (BGG) construíram um modelo novo keynesiano para capturar o “efeito acelerador financeiro” (BERNANKE; GERTLER; GILCHRIST, 1996). Bernanke e Gertler (1999) generalizaram o modelo BGG para simular o desempenho de regras de política monetária alternativas que levam em conta a presença de bolhas exógenas nos preços dos ativos. No modelo, apenas os fundamentos direcionam os preços dos ativos, mas o “acelerador financeiro” amplifica os choques, como mudanças de produtividade ou de gostos. Bernanke e Gertler (1999, 2000) definem o processo formador da bolha relacionando os retornos dos ativos R_{t+1}^s ao retorno do valor fundamental do capital R_{t+1}^q (i.e. crescimento estocástico da taxa de desconto em t para os dividendos recebidos em $t + 1$):

$$R_{t+1}^s = R_{t+1}^q \left[b + (1-b) \frac{D_t}{P_t} \right] \quad (58)$$

onde $b \equiv a(1 - \delta)$ (e δ é a taxa de depreciação do capital físico), a e b são parâmetros, D_t é o valor fundamental do capital já depreciado no período t e P_t é o preço de mercado do capital.

Na presença de bolha, o retorno esperado dos ativos diferirá do retorno determinado pelos fundamentos, i.e. $\frac{D_t}{P_t} \neq 1$. Esta bolha “especulativa” pode afetar a atividade real através

do efeito riqueza no consumo, bem como via balanços das firmas e, conseqüentemente, via prêmio pelo financiamento externo (porque os balanços das firmas dependem mais do valor de mercado de seus ativos do que dos valores fundamentais).

Para testar o modelo, Bernanke e Gertler (1999, 2000) consideram várias regras de política monetária, com o objetivo de simular o efeito das bolhas nos preços dos ativos e os choques relacionados às inovações da propagação do risco sobre a economia. A regra básica de política monetária que inclui as flutuações dos preços dos ativos seria:

$$r_t^n = \bar{r}^n + \beta E_t \pi_{t+1} + \xi \left(\frac{S_{t-1}}{S} \right) \quad (59)$$

onde r_t^n é a taxa de juros nominal controlada pelo banco central, \bar{r}^n é o valor de *steady-state* da taxa de juros nominal e $E_t \pi_{t+1}$ é a taxa de inflação esperada para o próximo período. Em (59) está suposto que a taxa de juros responde ao log defasado do nível do preço do ativo em relação ao seu valor de *steady state* $\frac{S_{t-1}}{S}$. Bernanke e Gertler também simulam a resposta às bolhas com duas regras de política: (1) acomodatória (onde $\beta = +1,01$) e (2) metas de inflação ($\beta = +2,00$). Eles calibram o parâmetro ξ no valor 0,1.

Os resultados mostram que, na regra acomodatória, responder às variações nos preços dos ativos pode produzir resultados desastrosos. Há a expectativa do público de que as taxas de juros se elevarão no rastro da bolha, reduzindo o componente fundamental do preço dos ativos, muito embora o preço global se eleve (inclusive o componente da bolha). A elevação nas taxas de juros e o declínio no valor fundamental mais do que compensam o efeito estimado da bolha, reduzindo a inflação e o produto. Esse efeito desestabilizador ocorre porque o banco central utiliza como meta um indicador inoportuno.

Com metas de inflação, reagir às variações nos preços dos ativos pouco altera a resposta dinâmica da economia, pois o componente ativo da regra monetária (que ajusta a taxa de juros real para compensar os movimentos na inflação esperada) neutraliza os efeitos negativos gerados pela resposta às mudanças nos preços dos ativos. O regime de metas de inflação, *per se*, conduziria automaticamente à estabilidade macroeconômica e a uma tendência de elevação nas taxas de juros, em caso de alta nos preços dos ativos, e a uma redução nas taxas de juros, em caso de queda nos preços dos ativos. Isto reduziria as chances de pânico financeiro. Com o comprometimento das autoridades monetárias em estabilizar a inflação esperada, não se torna necessário nem desejável que a política monetária responda às

variações nos preços dos ativos, exceto se as mesmas contribuírem para pressões inflacionárias ou deflacionárias.

Gilchrist e Leahy (2002) também acham que os preços dos ativos não devem ser foco das decisões de política monetária. Eles investigam a resposta de política apropriada a dois tipos de choques. Aqueles com impactos futuros, como os oriundos de mudanças na tecnologia da informação que aumentam a produtividade corrente e o potencial de crescimento futuro. Estes choques são analisados por três diferentes modelos: (1) *real business cycles* (RBC), (2) novo-keynesiano com rigidez de preço (Calvo, 1983) e (3) modelo com acelerador financeiro.

No modelo RBC, o aumento esperado na produtividade eleva o consumo e substitui o trabalho para o futuro. Com a queda inicial da oferta de trabalho, há uma redução no produto e o investimento “serpenteia” o consumo. O preço dos ativos então caem em antecipação ao *boom* de produtividade.

No modelo com preços e taxas de juros viscosos (a rigidez dos juros originada na política do banco central), o aumento da inflação esperada reduz a taxa de juros e eleva o produto. Como resultado, os preços dos ativos aumentam exageradamente. Com adicional fricção financeira (terceiro modelo), onde os emprestadores dependem do valor do seu colateral, o *boom* inicial torna-se ainda maior.

Nos dois últimos modelos, o comportamento do produto, inflação e preços dos ativos segue a direção oposta daquela do modelo RBC. Porém, as diferenças entre os modelos desaparecem escolhendo-se uma regra de taxa de juros em que esta reage à inflação. A razão é que o otimismo e o resultante *boom* nos preços dos ativos provocam elevação do produto, da inflação e do nível de investimento. Uma política de elevação da taxa de juros real faz com que estas variáveis se reduzam conjuntamente.

O segundo tipo de choque relaciona-se aos problemas que surgem entre devedores e credores depois de grandes movimentos nos preços dos ativos têm impacto no lucro líquido das empresas. As variações nos lucros líquidos afetam a eficiência nas relações contratuais entre devedores e credores e, conseqüentemente, a diferença entre o produto e seu nível ótimo. Mas a política monetária não pode simplesmente compensar os efeitos dos choques nos lucros líquidos. A política de estabilidade de preços elimina as ineficiências causadas pela inércia dos preços, mas não consegue evitar muitos dos efeitos dos choques dos lucros líquidos sobre o produto, pois eliminar esses efeitos no produto requer deflação.

Para piorar, como a taxa de juros real tende a aumentar com os choques nos lucros líquidos, há uma redução do consumo. As taxas de empréstimos tendem a cair devido à queda

no prêmio pelo risco dos empréstimos, o que eleva o nível de investimentos. Assim, mesmo que o produto fique estável, seus componentes (consumo e investimento) tendem a flutuar. Embora, à primeira vista, este efeito seja um bom argumento para incluir os preços dos ativos na regra de política, uma vez estes preços fornecem informação da distorção nos mercados financeiros, isto não seria necessário: os *spreads* entre as taxas de juros podem realizar a mesma tarefa da política monetária.

Em um modelo de economia aberta análogo ao de Bernanke e Gertler (1999) para os preços dos ativos, Batini e Nelson (2000) examinaram os efeitos de uma bolha no mercado de câmbio. Seus experimentos de política utilizaram um modelo *forward looking* de pequena escala calibrado com os dados da Inglaterra. Uma bolha exógena foi definida como um temporário descolamento da taxa de câmbio dos fundamentos. Simples regras de política alternativa foram consideradas em cenários sem bolha e com bolha para se saber se as autoridades de política devem reagir aos desvios da taxa de câmbio dos seus valores de *steady state*.

Os resultados foram similares aos de Bernanke e Gertler (1999). Porém, incorporar a taxa de câmbio na regra de política monetária pode ser justificado se a condição de paridade a descoberto de juros não vigorar. Mas este resultado depende de se os coeficientes são ótimos ou não, da existência ou não de bolha, e de se os agentes conseguem prever (mesmo que de modo incerto) a formação da bolha.

Na versão do modelo sem otimização dos coeficientes, os resultados indicaram que, com bolha, a taxa de câmbio reduz a variabilidade do hiato do produto, mas isto é contrabalançado com o aumento na variabilidade da inflação e da taxa de juros. Entretanto, sem bolha, não será ótimo incorporar qualquer resposta isolada da taxa de câmbio.

Quando os agentes forem capazes de prever com certa racionalidade a formação da bolha, os resultados mudaram em dois aspectos: (1) incluir a resposta em relação ao câmbio melhorou o bem-estar e (2) responder à taxa de câmbio não aumenta a perda de bem-estar se houver bolha. Isto sugere que a dinâmica expectacional associada à condição de paridade a descoberto de juros é a responsável pelos aumentos nas perdas de bem-estar no caso em que a política monetária responde à bolha cambial.

5.1.2 Preços dos Ativos como fonte de Informação à Política Monetária

Cecchetti, Genberg e Wadhawani (2000, 2003) argumentam que os desalinhamentos dos preços dos ativos devem ser sistematicamente considerados pelo banco central em suas previsões da inflação e do hiato do produto, apesar de não poder ser o objetivo principal no contexto de um regime de metas de inflação. A principal razão é que bolhas nesses preços provocam distorções nos níveis de consumo e investimento e, portanto, na demanda e oferta agregadas. Uma pequena elevação (redução) nas taxas de juros quando os preços dos ativos ultrapassam os (ficam abaixo dos) níveis fundamentais, compensam o impacto de uma bolha nos níveis de produção e inflação. Se os agentes anteciparem que política monetária é de “remar contra a maré”, pode-se ainda reduzir a probabilidade de formação de bolhas e, portanto, de possível instabilidade macroeconômica. “Remar contra a maré” nas variações das taxas de juros será útil quando os distúrbios se originarem no mercado monetário (Poole, 1970). Isto pode ser generalizado para incluir os movimentos nos preços das ações, dos imóveis, e a taxa de câmbio se estes preços forem muito importantes para a economia.

Os autores consideraram dois tipos de distúrbios: choque de oferta (de produtividade) e choque no mercado de ativos. Com choque de produtividade, o banco central não deve reagir diretamente aos movimentos nos preços dos ativos se houver contrapartida no mercado de bens, já que neste caso não haverá pressão inflacionária. Se não houver, o choque será inflacionário e o banco central deve apertar a política em resposta às modificações nos preços dos ativos. Com choque no mercado de ativos, já que não haverá contrapartida no mercado de bens, ocorrerá uma pressão inflacionária pelo efeito riqueza. Aqui, a política monetária precisa reagir à elevação nos preços dos ativos para limitar as conseqüências inflacionárias do choque.

Quando a bolha se desenvolve no mercado de ativos, o efeito riqueza pode elevar a inflação corrente, mas não necessariamente a inflação esperada, pois há a probabilidade de a bolha desaparecer por si só; isto reduz a pressão inflacionária no futuro (Kent e Lowe, 1997). Um banco central *forward-looking* que fixa a taxa de juros corrente em resposta à inflação esperada (e que não leva em conta a bolha nos preços dos ativos) não apertaria a política monetária nesta situação. A bolha no mercado de ativos então aumentará a inflação futura se o processo continuar, podendo haver recessão quando do estouro da bolha. Assim, apesar de a inflação (i.e. a probabilidade da média ponderada desses dois cenários futuros) ficar dentro da meta pré-estabelecida, haveria maior variabilidade da atividade econômica por causa da

passividade do banco central. Para evitar isto, o banco central precisa apertar a política monetária em resposta à bolha nos preços dos ativos.

Nas suas simulações, Cecchetti, Genberg e Wadhawani (2000) utilizam os modelos de Bernanke e Gertler (1999) e de Batini e Nelson (2000). Mas, ao contrário de Bernanke e Gertler, eles supõem que os agentes conhecem *ex ante* o processo estocástico gerador da bolha, apesar de desconhecem a data do *crash*.

Para investigar o potencial da política monetária para minorar a influência de uma bolha financeira na economia, eles supõem que o banco central fixa a taxa de juros de curto prazo de acordo com a função de reação:

$$R_t = \gamma_\pi E_t \pi_{t+1} + \gamma_y (y_t - y_t^*) + \gamma_s S_{t+1} \quad (60)$$

Na qual, R_t é a política monetária – determinada pela taxa de juros, $E_t \pi_{t+1}$ é a taxa de inflação esperada para o próximo período, y_t é o *log* da produção real, y_t^* é o *log* da produção potencial ou de pleno emprego, S_t é o desalinhamento no preço dos ativos e, E_t é o operador de expectativa. γ_π , γ_y e γ_s denotam os pesos designados para inflação esperada, os desvios do produto do seu nível potencial, e os preços dos ativos, respectivamente.

Os autores assumem que os *policymakers* buscam minimizar a média ponderada da variabilidade do produto e da inflação, cuja função de perda pode ser descrita como:

$$L = \alpha \text{Var}(\pi) + (1 - \alpha) \text{Var}(y) \quad (61)$$

onde $\alpha \leq 1$ é o peso relativo da variabilidade da inflação na função objetivo. Trata-se de examinar se a perda L (i.e. o valor ótimo de $\gamma_s > 0$) pode ser reduzida reagindo-se à formação da bolha.

Os resultados mostraram que a minimização da perda requer uma reação, i.e. o valor de γ_s é sempre maior do que zero. Se a autoridade conseguir distinguir o componente fundamental daquele especulativo, a nova informação contida nos preços dos ativos possibilitará a redução da perda, mesmo que muito suavemente.

Mussa (2003) também acha que os preços dos ativos podem, devem, e na realidade já possuem um papel significativo na condução da política monetária. Afinal, o comportamento de lucros, bônus, propriedade e câmbio apresentam implicações importantes para a

manutenção da estabilidade de preços e do crescimento econômico, uma vez que os preços dos ativos estão entre os indicadores mais importantes para prever o comportamento futuro dos níveis de preços e da atividade econômica.

Assim como Cecchetti, Genberg e WadhawanI (2000b), Mussa (2003) acha que os preços dos ativos não devem ser o objetivo principal da política monetária; esta também não deveria buscar a estabilidade dos preços dos ativos. Como os preços dos ativos, principalmente o das ações, são muito voláteis, seria contraproducente ajustar a política monetária em consonância aos movimentos nesses preços. Embora a autoridade precise levar em conta os movimentos nos preços dos ativos em algumas circunstâncias, sua natureza idiossincrática é tal que fica muito difícil desenhar uma regra de política monetária considerando sistematicamente os movimentos nesses preços.

Cecchetti, Chu e Steindel (2000) consideram modelos em que a política monetária é transmitida via canal do crédito e o acelerador financeiro tem importância significativa. Nestes casos, bolhas no preço dos ativos de mercados financeiros emergentes podem elevar os investimentos: com o aumento no valor das garantias das firmas (colateral), estas encontram maior facilidade para contrair empréstimos. Isto eleva o investimento, a demanda agregada e a produção no curto prazo, mas cria um excesso de capacidade que pode resultar em queda abrupta. Portanto, mesmo que a inflação média não seja afetada significativamente, uma bolha no mercado de ações pode aumentar a volatilidade do produto. Por esse motivo, é de crucial importância considerar os desalinhamentos nos preços dos ativos no curso normal da política monetária, não somente porque eles têm impacto na inflação esperada, mas também porque provocam desnecessárias flutuações no ciclo econômico.

5.1.3 Preço dos Ativos e um Índice Amplo de Inflação

Em franco contraste com Bernanke e Gertler (1999, 2000, 2001), Goodhart (2001) e Goodhart e Hofmann (2000) defendem a substituição dos índices de preços tradicionais, como o Índice de Preço ao Consumidor, por um índice ampliado para incluir os preços de ativos, como imóveis e ações, com uma ponderação apropriada. Isto contribuiria para melhorar a previsão da meta de inflação da autoridade monetária.

Alchian e Klein (1973) já haviam sugerido isto. A racionalidade é que o poder de compra das famílias depende não somente dos preços para o consumo corrente, mas também

dos preços futuros. Como os preços dos ativos podem ser considerados uma medida dos preços futuros, devem ser incluídos no índice de preços. Isto seria muito mais óbvio considerando-se a noção fisheriana (FISHER, 1930) de consumo intertemporal e uma política monetária *forward looking*.

Este ponto de vista pode ser entendido recorrendo-se à teoria dos números índices utilizada na medida da inflação à noção de que os preços dos ativos podem ser boas *proxies* para os preços futuros (FILARDO, 2000). No índice de preços convencional, a cesta de consumo é definida como os bens adquiridos pelos consumidores em determinado ano. A cesta de consumo seria $c_t = \{c_{1,t}, c_{2,t}, \dots, c_{n,t}\}$, onde $c_{i,t}$ é o bem i consumido durante o período t . A cesta de consumo de Alchian e Klein inclui o consumo futuro esperado, i.e. $C_t = \{\{c_{1,t}, c_{2,t}, \dots, c_{n,t}\}, \dots, \{c_{1,T}, c_{2,T}, \dots, c_{n,T}\}\}$, onde T representa o período de vida para o consumidor médio. Os preços do consumo futuro esperado são os preços futuros, i.e. o preço a ser pago hoje pelo bem que será consumido em data futura. Neste caso, o índice de preços é dado por:

$$P_t^{AK} = \frac{\sum_{j=0}^T \left(\sum_{i,t+j}^N P_{i,t+j} C_{i,t+j}^0 \right)}{\sum_{j=0}^T \left(\sum_{i,t+j}^N P_{i,t+j}^0 C_{i,t+j}^0 \right)} = \frac{\sum_{j=0}^T P_{t+j} C_{t+j}^0}{\sum_{j=0}^T P_{t+j}^0 C_{t+j}^0} \quad (62)$$

A equação (62) representa a razão entre o custo de vida avaliado aos preços correntes e o custo de vida avaliado aos preços do ano base. O índice de preços Alchain e Klein (1973) pode ser escrito como a razão da soma dos custos de todos os bens consumidos em determinado tempo de vida ou como a razão da soma dos custos de um pacote de consumo agregado para cada período de tempo.

Porém, há limitações práticas na implementação do índice de Alchain e Klein (1973), advindas da dificuldade em se interpretar os preços futuros. Uma possível solução seria utilizar os preços dos ativos como *proxy* dos preços futuros, já que eles podem refletir as variações nos preços futuros. A restrição orçamentária do consumidor pode, então, ser escrita em termos de consumo corrente e futuro:

$$p_t c_t + \sum_{j=1}^T P_{t+j} c_{t+j} \quad (63)$$

Esta equação pode ser reescrita para realçar o fato de que o consumidor aloca sua riqueza entre consumo e ativos correntes ($p_A A_t$) em cada período de tempo, i.e.

$$p_t c_t + p_A A_t \quad (64)$$

Combinando (63) e (64) obtemos a ligação entre os preços dos ativos e os preços futuros:

$$p_A A_t = \sum_{j=1}^T P_{t+j} c_{t+j} \quad (65)$$

Se A_t e as escolhas de consumo futuras forem conhecidos, então as variações nos preços dos ativos refletirão as variações nos preços futuros.

Shibuya (1992) explora essa idéia com objetivos práticos, de forma que a medida de inflação possa ser resumida como a soma ponderada da medida de inflação convencional π e da inflação dos preços dos ativos π_{AP} :

$$\pi_{AK} = \alpha\pi + (1 - \alpha)\pi_{AP} \quad (66)$$

onde α é o peso do índice de inflação convencional e $1 - \alpha$ é o peso da inflação dos preços dos ativos.

Recorrendo à experiência do Japão e Reino Unido durante os anos 80 e início dos 90, Goodhart (1995) verificou que os acontecimentos no mercado imobiliário poderiam servir como sinal de advertência para possíveis pressões inflacionárias. A expansão do crédito foi particularmente rápida, em parte graças à liberalização financeira das instituições de empréstimos hipotecários. As facilidades das condições de crédito elevaram os preços dos imóveis que foram repassadas aos preços no mercado de bens. A elevação das taxas de juros e o menor crescimento monetário reduziram os níveis de inflação, porém ao custo de uma recessão, porque as autoridades não reagiram ao aumento nos preços dos ativos. Estes podem aumentar a taxa de juros mesmo que as medidas de inflação convencionais permaneçam inalteradas.

Goodhart e Hofmann (2000) investigaram o poder explicativo dos preços dos ativos através da estimação de equações para inflação e concluíram que, apesar de os preços das

ações possuem baixo poder explicativo para a inflação futura, os preços do mercado imobiliário tiveram elevado poder explicativo. Resultado semelhante foi encontrado por Brian, Cecchetti e O'Sullivan (2002) e Filardo (2000), embora tenham verificado que a previsão melhora muito pouco e que depende da importância relativa dos diferentes canais pelos quais os preços dos ativos afeta a economia real.

No Quadro 4 apresentamos um resumo das principais conclusões de outros estudos recentes sobre a relação entre os preços dos ativos e as decisões de política monetária.

Quadro 4

Preços dos Ativos e Política Monetária: Outros Estudos Recentes

Autor	Principais Resultados
Smets (1997)	A resposta monetária ótima às variações nos preços dos ativos depende de como estas variações afetam a previsão da inflação e de como os preços dos ativos entram no mecanismo de transmissão monetária.
Rigobon e Sack (2003)	A política monetária, medida pela taxa de juros de curto prazo, reage aos movimentos nos preços das ações. O resultado é consistente com a hipótese de que os movimentos no mercado de ações alteram a demanda agregada.
Alexandre e Bação (2002)	A reação aos preços das ações depende do tipo de choque que afeta a economia. Reagir pode ser uma ação estabilizadora se o choque predominante for um choque advindo do mercado financeiro. Para choques de oferta e/ou demanda, não reagir aos preços das ações seria a melhor opção.
Bordo e Jeanne (2002)	A política monetária ótima não pode ser resumida por uma regra de política monetária simples como a considerada na literatura de metas de inflação. A inclusão de não linearidades e propriedade das caudas. Sob essas suposições, pode ser ótimo para as autoridades monetárias desviarem da sua regra padrão em algumas circunstâncias, em particular quando há um <i>boom</i> nos preços dos ativos.
Miskin e White (2002)	As bolhas nos preços dos ativos somente devem ser levadas em conta pelas autoridades monetárias quando afetarem a estabilidade do sistema financeiro. Somente quando as bolhas nos preços dos ativos se estenderem e afetarem as posições dos balanços das firmas e que deve haver alguma reação.
Schwartz (2003)	Os bancos centrais e as autoridades regulatórias devem ficar atentos aos efeitos da inflação dos preços dos ativos na estabilidade do sistema financeiro, sem, entretanto, reagirem a qualquer movimento destes. Isso ocorre, pois basear as atividades de crédito em um ativo como colateral durante o <i>boom</i> é arriscado para a riqueza dos credores quando o <i>boom</i> colapsa
Chadha, Sarno e Valente (2004)	Os desvios dos preços dos ativos e da taxa de câmbio em relação a seus níveis de equilíbrio são importantes instrumentos para a função de reação do banco central, na medida em que ajudam a prever a inflação esperada e o hiato do produto. Todavia, não devem ser considerados como argumentos na regra de política monetária.
Gruen, Plumb e Stone (2005)	A estratégia apropriada do <i>policymaker</i> depende da sensibilidade do mesmo às propriedades estocásticas das bolhas, que determina a informação do policymaker. Os resultados indicam que quando a informação não está disponível ao <i>policymaker</i> , a melhor alternativa seria a atitude cética em relação à bolha. Quando a informação está disponível, a resposta ativista pode ser interessante, mas não há uniformidade nas respostas.
Kontonikas e Ioannidis, (2005)	Os resultados das simulações para um modelo estrutural com expectativas racionais indicam que, sob ambas as regras (Taylor e meta de inflação), a resposta moderada aos desvios dos preços dos ativos promove maior estabilidade macroeconômica.
Akran, Bardsen e Eitrheim (2006)	A inclusão dos preços dos imóveis e das ações nas regras de política monetária pode melhorar o desempenho macroeconômico, no que diz respeito a estabilidade econômica. Em contraste, responder à taxa de câmbio nominal pode induzir ao excesso de volatilidade.
Kontonikas e Montagnoli, (2006)	Os resultados indicam que, na presença do efeito riqueza e mercados ineficientes, as autoridades monetárias deveriam reservar um papel independente para os preços dos ativos e não apenas considerá-los como instrumentos que ajudam na previsão da inflação e do produto.
Leith e Wren-Lewis (2007)	O equilíbrio de mercado sob preços flexíveis não é independente aos choques na paridade descoberta de juros e (UIP) e risco internacional compartilhado (IRS): um choque que gera apreciação real está associado com a queda na produção dos bens comercializáveis e elevação da produção dos bens não comercializáveis, além de gerar perda de bem estar. Esta ineficiência destaca um papel adicional à viscosidade de preços na condução de política monetária.

Fonte: Elaborado pelo autor.

5.2 MODELOS MATEMÁTICO-ECONOMÉTRICOS E VARIÁVEIS ANALISADAS

5.2.1 Modelo Econométrico – Teoria da Regra de Taylor *Forward Looking*

Uma versão *forward looking* da regra de Taylor pode ser escrita como (Clarida, Gali e Gertler, 1998, 1999, 2000):

$$i_t = \bar{i} + \beta[E(\pi_{t+k} / \Omega_t) - \bar{\pi}] + \delta[E(x_{t+k} / \Omega_t)], \quad (67)$$

onde i_t é a taxa de juros nominal utilizada como instrumento de política monetária, \bar{i} é a soma da taxa de juros real de *steady state* e a inflação anual utilizada como meta, $E(\pi_{t+k} | \Omega_t)$ e $E(x_{t+k} | \Omega_t)$ denotam as expectativas de inflação e hiato do produto para o período $t+k$, $\bar{\pi}$ é a meta de inflação desejada (implícita ou explicitamente) e x_{t+k} é o hiato do produto.

O VAR estrutural é a ferramenta estatística mais utilizada na avaliação dos efeitos dinâmicos dos choques de política monetária sobre a inflação e o produto (SIMS, 1980; BERNANKE; BLINDER, 1992; CHRISTIANO; EICHENBAUM; EVANS, 1994; CLARIDA; GALI; GERTLER, 1998; 1999, 2000). Porém, os modelos VAR não são particularmente informativos para explicar o sucesso dos bancos centrais em reduzir e manter estável a inflação. Não apenas basta identificar os choques estruturais de política monetária, mas também destacar o seu componente sistemático. Por exemplo, o modelo VAR destaca (corretamente) que a taxa de juros nominal deve aumentar diante de elevados níveis do hiato do produto, e vice-versa. Mas esse aumento pode ocorrer somente porque o banco central visa apenas estabilizar a inflação, reagindo às variações no hiato do produto. Assim, o aumento não pode ser um bom previsor da inflação futura (CLARIDA, 2001). Uma forma mais parcimoniosa e particularmente mais informativa é o método de momentos generalizados (GMM).

Considerando um modelo relativamente simples (Clarida, 2001) em que $z_t = [y_t, \pi_t, r_t]$, a representação do VAR estrutural em sua forma reduzida seria dada por:

$$z_t = A^{-1}Bz_{t-1} + \mu_t \quad (68)$$

onde A é uma matriz triangular inferior. A equação da taxa de juros no VAR estrutural pode ser:

$$i_t = -A_{31}x_t = -A_{32}\pi_t + B_{31}x_{t-1} + B_{32}\pi_{t-1} + B_{33}i_{t-1} + \varepsilon_{t-1} \quad (69)$$

Destacando apenas os efeitos sobre a inflação, uma equação de Taylor *forward looking* simplificada (FLTR) seria:

$$i_t = \beta E[\pi_{t+k} / \Omega_t] + \delta E[(x_t / \Omega_t)] + v_t \quad (70)$$

Se projetarmos π_{t+k} em Ω_t , com $\Omega_t = [x_t, \pi_t, z_{t-1}]$ obteremos

$$E\pi_{t+k} / \Omega_t = \alpha_1 x_t + \alpha_2 \pi_t + \theta_1 x_{t-1} + \theta_2 \pi_{t-1} + \theta_3 r_{t-1} \quad (71)$$

Substituindo (71) em (70), encontraremos:

$$i_t = \beta E[\alpha_1 x_t + \alpha_2 \pi_t + \theta_1 x_{t-1} + \theta_2 \pi_{t-1} + \theta_3 r_{t-1}] + \delta x_t + v_t + \omega_t \quad (72)$$

em que $\omega_t = \beta E[\pi_{t+k} | \Omega_t] - \beta E[\pi_{t+k} | \Omega_t]$.

Podemos observar que, na equação (72) os coeficientes FLTR substituem o VAR estrutural (68) com $-A_{31} = \beta\alpha_1 + \delta$, $-A_{32} = \beta\alpha_2$, $B_{31} = \beta\theta_1$, $B_{32} = \beta\theta_2$ e $B_{33} = \beta\theta_3$. Com isso, a hipótese de FLTR substitui as restrições do sistema VAR bivariado composto de uma projeção da inflação futura realizada em Ω_t , incorporando os coeficientes das projeções assim como os parâmetros β e δ . Ou seja, o sistema fica com seis equações e dois parâmetros desconhecidos, β e δ , já que α e θ não são livres, mas restritos pela hipótese de que o banco central fixa sua política baseado na previsão da inflação (e, possivelmente, na previsão do hiato do produto) (CLARIDA, 2001).

No modelo de Clarida (2001) não precisamos conhecer o conjunto de informação do banco central. O modelo pode ser estimado de maneira parcimoniosa por GMM utilizando como instrumentos para a inflação corrente (e para o hiato do produto) seus valores defasados. Essa abordagem pode também ser ampliada para testar a hipótese de que outras variáveis como a taxa de câmbio e o preço das ações influenciam o instrumento de política

indiretamente, considerando essas variáveis como indicadores da inflação futura e da tendência do produto. Isto levaria à seguinte regra de política monetária:

$$i_t = \beta E[\alpha_1 x_t + \alpha_2 \pi_t + \theta_1 x_{t-1} + \theta_2 \pi_{t-1} + \theta_3 r_{t-1} + \theta_4 e_{t-1} + \theta_5 dp_{t-1}] + \delta x_t + v_t + \omega_t \quad (73)$$

onde e_{t-1} é a taxa de câmbio real defasada em um período, dp_{t-1} é a razão dividendo-preço do índice do mercado de ações e α e θ são os coeficientes das projeções da inflação realizada em relação aos instrumentos.

Na equação (73), a taxa de câmbio real e a razão dividendo-preço do índice de mercado influenciam o instrumento de política monetária somente porque são indicadores da inflação futura. Com isso temos que $\frac{\partial i_t}{\partial e_{t-1}} = \beta \theta_4$ e $\frac{\partial i_t}{\partial p_{t-1}} = \beta \theta_5$. A resposta da taxa de juros à taxa de câmbio e à razão dividendo-preço é o produto da resposta da taxa de juros à inflação esperada e da resposta da inflação esperada à depreciação da taxa de câmbio e à elevação da razão dividendo-preço.

A hipótese alternativa é que a taxa de câmbio e o preço das ações influenciam diretamente o instrumento de política monetária, na medida em que as mesmas são utilizadas como variáveis-meta de política monetária. Podemos testar se estas estão entre as metas de política monetária pela regra de política:

$$i_t = \beta E[\pi_{t+k} / \Omega_t] + \delta E[(x_t / \Omega_t)] + \gamma e_{t-1} + \varphi dp_{t-1} + v_t \quad (74)$$

A regra de Taylor estendida pode ser descrita por:

A regra de Taylor pode ser estendida para

$$i_t = \beta E[\alpha_1 x_t + \alpha_2 \pi_t + \theta_1 x_{t-1} + \theta_2 \pi_{t-1} + \theta_3 r_{t-1} + \theta_4 e_{t-1} + \theta_5 dp_{t-1}] + \delta x_t + \gamma e_{t-1} + \varphi dp_{t-1} + v_t + \omega_t \quad (75)$$

Há agora quatro parâmetros a estimar: β , δ , γ e φ e sete instrumentos, já que temos três restrições de sobre-identificação. Agora, temos que $\partial i_t / \partial e_{t-1} = \gamma + \beta \theta_4$ e $\partial i_t / \partial p_{t-1} = \varphi + \beta \theta_5$. A resposta da taxa de juros em relação à taxa de câmbio e à razão dividendo-preço inclui um canal direto de “remar contra a maré”, por meio do qual o banco

central ajusta a taxa de juros diante de afastamentos da taxa de câmbio e da razão dividendo-preço da suas metas.

5.2.2 Modelo Econométrico – Estimativa

Nos desenvolvimentos a partir da equação (67) não há uma preocupação específica com o comportamento da taxa de juros de curto prazo. Como as autoridades também podem suavizar as variações na taxa de juros (GOODFRIEND, 1987), podemos então considerar que a taxa de juros i_t se ajusta a sua meta \bar{i} de acordo com um mecanismo de ajustamento parcial, i.e.

$$i_t = [1 - \rho(1)]\bar{i} + \rho(L)i_{t-1} + v_t \quad (76)$$

onde L é o operador de defasagens e v_t são os choques exógenos na taxa de juros de média zero. Se incluirmos a condição (76) na equação (67) teremos uma regra de taxa de juros em que o banco central interfere a cada período na taxa de juros de curto prazo, reduzindo o hiato entre a taxa meta corrente e seus valores passados.

Portanto, iniciamos com o modelo restrito para estimar nossa regra de política monetária (CHADHA; SARNO; VALENTE, 2004):

$$i_t = \alpha + \lambda\pi_{t+k} + \vartheta x_{t+k} + \rho(L)r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (77)$$

onde foram eliminadas as expectativas condicionais não observáveis. Para as variáveis realizadas temos $\alpha = [1 - \rho(1)](\bar{i} - \beta\bar{\pi})$, $\lambda = [1 - \rho(1)]\beta$ e $\vartheta = [1 - \rho(1)]\delta$. O termo erro $\varepsilon_t = v_t - [1 - \rho(1)]\{\beta[\pi_{t+k} - E(\pi_{t+k} | \Omega_t)] + \delta[x_{t+k} - E(x_{t+k} | \Omega_t)]\}$ é a soma dos choques exógenos com média zero e de uma combinação linear dos erros de previsão, que são ortogonais às variáveis consideradas no conjunto de informação Ω_t .

A equação (77) não considera explicitamente papel dos preços das ações e da taxa de câmbio sobre a regra de política monetária. Mas estas variáveis podem ter impacto indireto na

taxa de juros, já que antecipar possíveis variações na inflação esperada ou no hiato do produto.

Porém, estas variáveis podem ser utilizadas diretamente como argumentos na regra de política monetária. Podemos generalizar a FLTR descrita em (77) para considerar que preços dos ativos e taxa de câmbio impactam diretamente a taxa de juros, i.e.

$$i_t = \alpha + \lambda\pi_{t+k} + \mathcal{G}x_{t+k} + \rho(L)r_{t-1} + \kappa e_{t-1} + \phi dp_{t-1} + \varepsilon_t \quad (78)$$

onde e_{t-1} e dp_{t-1} denotam a taxa de câmbio real e os preços das ações defasados em um período, $\alpha = [1 - \rho(1)](\bar{i} - \beta\bar{\pi} - \gamma\bar{e} - \phi\bar{d}\bar{p})$, $\lambda = [1 - \rho(1)]\beta$, $\mathcal{G} = [1 - \rho(1)]\delta$, $k = [1 - \rho(1)]\gamma$ e $\phi = [1 - \rho(1)]\varphi$, onde γ e φ são os parâmetros de resposta do banco central aos desequilíbrios na taxa de câmbio e nos preços dos ativos, e $\varepsilon_t = \nu_t - [1 - \rho(1)]\{\beta[\pi_{t+k} - E(\pi_{t+k} | \Omega_t)] + \delta[x_{t+k} - E(x_{t+k} | \Omega_t)]\}$.

Como em Chadha, Sarno e Valente (2004), consideramos z_t como o vetor de instrumentos que compreende o conjunto de informação do banco central na sua decisão a respeito de i_t , i.e. $z_t \in \Omega_t$. A equação (77) implica um conjunto de condições de ortogonalidade porque os elementos de z_t incluem variáveis defasadas que ajudam a prever a inflação e o produto, assim como as variáveis contemporâneas que não são correlacionadas com o choque na taxa de juros ν_t . Como $E[\varepsilon_t | z_t] = 0$, temos

$$E[i_t - \alpha - \lambda\pi_{t+k} - \mathcal{G}x_{t+k} - \rho(L)r_{t-1} - \kappa e_{t-1} - \phi dp_{t-1} / z_t] = 0 \quad (79)$$

Este conjunto de condições de ortogonalidade é a base da estimação do vetor de parâmetros $\{\beta, \delta, \rho, \gamma, \varphi\}$ utilizando o GMM com uma matriz de ponderações ótima que considera as possíveis correlações seriais em ε_t . Estimamos as regras de política para os países conjuntamente através de:

$$i_{it} = \alpha + \lambda\pi_{i,t+k} + \mathcal{G}x_{i,t+k} + \rho(L)r_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (80)$$

e

$$i_{it} = \alpha + \lambda\pi_{i,t+k} + \mathcal{G}x_{i,t+k} + \rho(L)r_{i,t-1} + \kappa e_{i,t-1} + \phi dp_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (81)$$

onde o subíndice i indica o país analisado.

5.2.3 Modelo Estrutural – Teoria

Para verificar se os gestores de política monetária devem considerar o papel do mercado de ações em suas decisões de política monetária, utilizamos um modelo de “regra ótima”, cuja solução é uma função de reação da taxa de juros. O modelo pode ser utilizado para simular o comportamento do banco central na escolha da política monetária ótima através do ajuste da variável de controle (o instrumento de política monetária) a cada período. No modelo completo, o banco central minimiza uma função de perda intertemporal sujeita a um sistema de equações lineares estocásticas, i.e.

$$\text{Min...} E_t \sum_{\tau=1}^{\infty} \delta^{\tau-t} \left[\frac{\lambda(\pi_t - \pi^*)^2}{2} + \frac{(1-\lambda)(y_t)^2}{2} \right] \quad (82)$$

s.a.

$$y_t = \alpha_1 + \alpha_2 y_{t-1} + \alpha_3 i_t + \alpha_4 \Delta e_t + \alpha_5 r_t + \varepsilon_t \quad (83)$$

$$\pi_t = \beta_1 + \beta_2 \pi_{t-1} + \beta_3 y_t + \mu_t \quad (84)$$

$$\Delta e_t = \gamma_1 + \gamma_2 \Delta e_{t-1} + \gamma_3 i_t + \omega_t \quad (85)$$

$$r_t = \phi_1 + \phi_2 r_{t-1} + \phi_3 i_t + \eta_t \quad (86)$$

A equação (82) é função de perda a cada período onde $\delta < 1$ é a taxa de desconto da autoridade monetária e λ e $1-\lambda$ representam as penalidades em desviar a inflação da sua meta $\pi_t - \pi^*$ e do hiato do produto y_t , respectivamente. Portanto, o objetivo do banco central é minimizar as variabilidades da inflação em torno de sua meta e do hiato do produto. A equação (82) é uma função de perda determinística em que há um *trade-off* entre os objetivos do banco central. Para $\lambda = 1$, o banco central adota uma política de metas de inflação estrita. Para $0 \leq \lambda < 1$, o banco central adota uma política de minimização dos desvios da inflação e do hiato do produto.

As equações (83) e (84) são uma versão estendida do modelo de metas de inflação de Rudebusch e Svensson (1999), com a economia modelada por uma curva de demanda (ou melhor, pela IS) por uma oferta (curva de Phillips).

A curva IS relaciona o hiato do produto com seu valor defasado em um período y_{t-1} , com a taxa de juro nominal i_t , com a variação da taxa de câmbio real Δe_t e com os retornos reais das ações r_t . A curva de Phillips relaciona a taxa de inflação com a inflação de período anterior π_{t-1} e com o hiato do produto y_t . O modelo representado pelas equações (83) a (86) capturam o mecanismo de transmissão onde os preços das ações afetam o hiato do produto que, por sua vez, afeta a inflação. Ou seja, a variável financeira afeta a inflação indiretamente, através de seus impactos sobre o hiato do produto.

As equações (85) e (86) representam o comportamento das variações da taxa de câmbio real e dos retornos do índice de mercado. Ambas possuem um componente autorregressivo de primeira ordem (Δe_{t-1} e r_{t-1}) e mostram a ligação entre a taxa de câmbio real e os retornos de mercado com a taxa de juros. Elas capturam a noção de que um aumento na taxa de juros torna os ativos domésticos mais atraentes, o que leva a uma apreciação da moeda doméstica. A taxa de juros relaciona-se inversamente com os preços dos ativos, já que representa a taxa de desconto no modelo de precificação padrão. O mecanismo de transmissão de política monetária via preços dos ativos está presente no modelo porque a taxa de juros ótima é ajustada não apenas para minimizar o hiato do produto e o desvio da inflação de sua meta, mas também para influenciar a economia agregada através do seu impacto sobre a taxa de câmbio e os retornos das ações.

Os termos μ_t e ε_t são os choques de oferta e demanda e ω_t e η_t , os choques financeiros, todos considerados como ruído branco. Todas as variáveis utilizadas no modelo são, por hipótese, estacionárias e calculadas utilizando a diferença em ln das séries originais. O hiato entre o produto real e seu nível potencial foi calculado utilizando o filtro HP com parâmetro de suavização de 1600.

5.2.4 Modelo Estrutural: Modelo Alternativo

Para efeito de comparação, o modelo anterior precisa ser contrastado com um modelo alternativo que exclui os preços das ações (equação 86) como argumento da função de reação do banco central e elimina a influência dos mesmos sobre o hiato do produto. A taxa de câmbio, porém, é mantida (como em BALL, 1999b, BATINI; NELSON, 1999, SVENSSON, 2000).

O modelo alternativo é dado por:

$$\min E_t \sum_{\tau=1}^{\infty} \delta^{\tau-t} \left(\frac{\lambda(\pi_t - \pi^*)^2}{2} + \frac{(1-\lambda)(y_t)^2}{2} \right) \quad (87)$$

s.a.

$$y_t = \alpha_1 + \alpha_2 y_{t-1} + \alpha_3 i_t + \alpha_4 \Delta e_t + \varepsilon_t \quad (88)$$

$$\pi_t = \beta_1 + \beta_2 \pi_{t-1} + \beta_3 y_t + \mu_t \quad (89)$$

$$\Delta e_t = \gamma_1 + \gamma_2 \Delta e_{t-1} + \gamma_3 i_t + \omega_t. \quad (90)$$

5.2.5 Modelo Estrutural – Otimização pelo Método de Multiplicador de Lagrange

Para comparar os dois modelos anteriores, recorreremos a um modelo de controle ótimo (CHOW, 1975, 1997) como em Veloso (2006). No algoritmo de otimização dinâmica é aplicado o método do multiplicador de Lagrange, cujos resultados são semelhantes ao método de Bellman (1957) de programação dinâmica. Como as funções de perda (equações 82 e 87) são determinísticas, os resultados encontrados representarão apenas uma solução aproximada da especificação exata do problema. Se a função de perda e o sistema de equações estocásticas são imperfeitos, uma alternativa seria tornar a função de perda e o sistema de equações mais elaborados matematicamente. Mas isto tornaria o cálculo da solução ótima extremamente complicado e até mesmo impossível.

A representação do conjunto de equações (82–86) e (87–90) como um problema de controle ótimo pode ser representado da seguinte forma:

$$E_0 W = E_0 \sum_{t=1}^T (y_t - a_t)' K_t (y_t - a_t) \quad (91)$$

$$s.a. \quad y_t = A_t y_{t-1} + C_t x_t + b_t + u_t \quad (92)$$

Nesta representação, função de perda (91) está sujeita a um sistema de equações em diferença de primeira-ordem (92), onde y_t é um vetor que inclui as variáveis endógenas correntes e defasadas e as variáveis de controle correntes e defasadas. O E_0 indica que a função de perda tem como condição inicial o vetor y_0 .

A matriz K_t representa as penalidades quando ocorre o desvio da variável de sua meta. A matriz K_t é simétrica e diagonal. Os elementos da diagonal são zero para as variáveis defasadas e positivos para as variáveis endógenas que são escolhidas para entrar na função de perda. O vetor a_t tem a mesma dimensão de y_t e inclui as metas de cada uma das variáveis presentes em y_t . O vetor x_t inclui as variáveis de controle correntes. O vetor u_t é serialmente não-correlacionado, com média zero e matriz de covariância Ω . Por hipótese, supomos que as matrizes A_t , C_t , K_t e o vetor b_t sejam constantes no tempo.

Após a otimização, a função de reação será uma função linear das variáveis endógenas, sejam elas correntes ou defasadas em um período. Logo, o comportamento corrente e passado das variáveis endógenas determina o futuro comportamento da variável de controle. Em notação matricial, temos a seguinte expressão genérica da função de reação:

$$x_t = G_t y_{t-1} + g_t \quad (93)$$

onde x_t é o vetor das variáveis de controle de dimensão $q \times 1$, G_t é matriz de coeficientes de dimensão $q \times p$, g_t é o vetor de interceptos de dimensão $q \times 1$, e y_t é o vetor que inclui as variáveis endógenas correntes e defasadas e as variáveis de controle correntes e defasadas de dimensão $p \times 1$.

Para calcular a função de reação de cada período, basta calcular as matrizes G_t e g_t . A matriz G_t representa a sensibilidade da taxa instrumento x_t em relação aos argumentos da função de reação y_{t-1} . O intercepto da função de reação é representado pelo vetor g_t .

A melhor maneira de resolver o problema de minimização da variabilidade do produto e inflação (equações (82) e (87)) e calcular a função de reação da taxa de juros é representar as equações (82–86) e (87–90) pela notação matricial do sistema em diferença de primeira ordem dado pela equação (92). O ponto de partida consiste em calcular a forma reduzida das equações dos modelos completo e alternativo.

O resultado das equações na forma reduzida é apresentado na Tabela 4.

Tabela 4
Equações na Forma Reduzida

Equação	Variável Endógena	Intercepto	Variável Endógena Defasada				Variável de Controle
			Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	
(83)	Y_t	$\alpha_1 + \alpha_4\gamma_1 + \alpha_5\phi_1$	α_2	0	$\alpha_4\gamma_2$	$\alpha_5\phi_2$	$\alpha_3 + \alpha_4\gamma_3 + \alpha_5\phi_3$
(84)	π_t	$\beta_1 + \beta_3\alpha_1 + \beta_3\alpha_4\gamma_1 + \beta_3\alpha_5\phi_1$	$\beta_3\alpha_2$	β_2	$\beta_3\alpha_4\gamma_2$	$\beta_3\alpha_5\phi_2$	$\beta_3\alpha_3 + \beta_3\alpha_4\gamma_3 + \beta_3\alpha_5\phi_3$
(85)	Δe_{t-1}	γ_1	0	0	γ_2	0	γ_3
(86)	r_{t-1}	ϕ_1	0	0	0	ϕ_2	ϕ_3
			Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	i_t
(88)	Y_t	$\alpha_1 + \alpha_4\gamma_1$	α_2	0	$\alpha_4\gamma_2$	-	$\alpha_3 + \alpha_4\gamma_3$
(89)	π_t	$\beta_1 + \beta_3\alpha_1 + \beta_3\alpha_4\gamma_1$	$\beta_3\alpha_2$	β_2	$\beta_3\alpha_4\gamma_2$	-	$\beta_3\alpha_3 + \beta_3\alpha_4\gamma_3$
(90)	Δe_{t-1}	γ_1	0	0	γ_2	-	γ_3

Fonte: Elaborada pelo autor.

Depois de colocados na forma reduzida, os sistemas de equações estocásticas adquirem a seguinte estrutura matricial:

$$\begin{array}{c} \left[\begin{array}{c} Y_t \\ \pi_t \\ \Delta e_t \\ r_t \\ i_t \end{array} \right] = \left[\begin{array}{ccccc} \alpha_2 & 0 & \alpha_4\gamma_2 & \alpha_5\phi_2 & 0 \\ \beta_1 & \beta_2 & \beta_3\alpha_4\gamma_2 & \beta_3\alpha_5\phi_2 & 0 \\ 0 & 0 & \gamma_2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \phi_2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{array} \right] \left[\begin{array}{c} Y_{t-1} \\ \pi_{t-1} \\ \Delta e_{t-1} \\ r_{t-1} \\ i_{t-1} \end{array} \right] + \left[\begin{array}{c} \alpha_3 + \alpha_4\gamma_3 + \alpha_5\phi_3 \\ \beta_3\alpha_3 + \beta_3\alpha_4\gamma_3 + \beta_3\alpha_5\phi_3 \\ \gamma_3 \\ \phi_3 \\ 1 \end{array} \right] \left[\begin{array}{c} i_t \end{array} \right] + \left[\begin{array}{c} \alpha_1 + \alpha_4\gamma_1 + \alpha_5\phi_1 \\ \beta_1 + \beta_3\alpha_1 + \beta_3\alpha_4\gamma_1 + \beta_3\alpha_5\phi_1 \\ \gamma_1 \\ \phi_1 \\ 0 \end{array} \right] + \left[\begin{array}{c} \varepsilon_t \\ \mu_t \\ \omega_t \\ \eta_t \\ 0 \end{array} \right] \\ \mathbf{y}_t \qquad \qquad \mathbf{A}_t \qquad \qquad \mathbf{y}_{t-1} \qquad \mathbf{C}_t \qquad \mathbf{x}_t \qquad \mathbf{b}_t \qquad \boldsymbol{\xi}_t \end{array}$$

$$\begin{array}{c}
\begin{bmatrix} Y_t \\ \pi_t \\ \Delta e_t \\ i_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_2 & 0 & \alpha_4 \gamma_2 & 0 \\ \beta_1 & \beta_2 & \beta_3 \alpha_4 \gamma_2 & 0 \\ 0 & 0 & \gamma_2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{t-1} \\ \pi_{t-1} \\ \Delta e_{t-1} \\ i_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_3 + \alpha_4 \gamma_3 \\ \beta_3 \alpha_3 + \beta_3 \alpha_4 \gamma_3 \\ \gamma_3 \\ 1 \end{bmatrix} [i_t] + \begin{bmatrix} \alpha_1 + \alpha_4 \gamma_1 \\ \beta_1 + \beta_3 \alpha_1 + \beta_3 \alpha_4 \gamma_1 \\ \gamma_1 \\ 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \mu_t \\ \omega_t \\ 0 \end{bmatrix} \\
\mathbf{y}_t \quad \quad \mathbf{A}_t \quad \quad \mathbf{y}_{t-1} \quad \quad \mathbf{C}_t \quad \quad \mathbf{x}_t \quad \quad \mathbf{b}_t \quad \quad \boldsymbol{\xi}_t
\end{array}$$

Como os valores das matrizes A_t e C_t e do vetor b_t são conhecidos, o próximo passo consiste em definir os elementos da matriz K_t para que a função de perda (91) inclua somente o hiato do produto e a desvio da inflação de sua meta.

A matriz K_t e o vetor de metas a_t para os modelos completo e alternativo podem ser descritas como em (94) e (95).

$$K_t = \begin{bmatrix} \lambda & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & (1-\lambda) & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \quad \text{e} \quad a_t = \begin{bmatrix} Y_t^* \\ \pi_t^* \\ \Delta e_t^* \\ r_t^* \\ i_t^* \end{bmatrix} \quad (94)$$

$$K_t = \begin{bmatrix} \lambda & 0 & 0 & 0 \\ 0 & (1-\lambda) & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \quad \text{e} \quad a_t = \begin{bmatrix} Y_t^* \\ \pi_t^* \\ \Delta e_t^* \\ i_t^* \end{bmatrix} \quad (95)$$

onde: $t = 1...4$ e $0 \leq \lambda \leq 1$.

Com as definições de K_t e a_t , pode-se demonstrar que a função de perda (91) corresponde às funções de perda (82) e (87). Para isso, basta substituir a matriz K_t e o vetor a_t e em seguida multiplicar as matrizes para encontrar a função objetivo. A matriz K_t constante no tempo significa que o banco central mantém a importância dada ao produto e à inflação durante os quatro períodos, o que é uma hipótese bastante razoável. Já as metas escolhidas pelo banco central em cada período são representadas pelos vetores a_4 , a_3 , a_2 e a_1 . Uma vez conhecidas as matrizes A_t , C_t e K_t e os vetores b_t , a_4 , a_3 , a_2 e a_1 , podemos utilizar o método do multiplicador de Lagrange para achar a função de reação da taxa de

juros, i.e. calcular as matrizes G_4 , G_3 , G_2 e G_1 e as matrizes g_4 , g_3 , g_2 e g_1 da função de reação (93).

Após a otimização, as função de reação da taxa de juros para o modelo completo apresenta a seguinte notação matricial:

$$[i_t] = [\theta_{1,t} \quad \theta_{2,t} \quad \theta_{3,t} \quad \theta_{4,t} \quad \theta_{5,t}] \begin{bmatrix} Y_{t-1} \\ \pi_{t-1} \\ \Delta e_{t-1} \\ r_{t-1} \\ i_{t-1} \end{bmatrix} + [g_t] \quad (96)$$

Com, $x_t = [i_t]$, $G_t = [\theta_{1,t} \quad \theta_{2,t} \quad \theta_{3,t} \quad \theta_{4,t} \quad \theta_{5,t}]$ e $y_{t-1} = [Y_{t-1} \quad \pi_{t-1} \quad \Delta e_{t-1} \quad r_{t-1} \quad i_{t-1}]^T$

A função de reação da taxa de juros para o modelo alternativo após a otimização, por sua vez, tem a seguinte notação matricial:

$$[i_t] = [\theta_{1,t} \quad \theta_{2,t} \quad \theta_{3,t} \quad \theta_{4,t}] \begin{bmatrix} Y_{t-1} \\ \pi_{t-1} \\ \Delta e_{t-1} \\ i_{t-1} \end{bmatrix} + [g_t], \quad (97)$$

onde $x_t = [i_t]$, $G_t = [\theta_{1,t} \quad \theta_{2,t} \quad \theta_{3,t} \quad \theta_{4,t}]$ e $y_{t-1} = [Y_{t-1} \quad \pi_{t-1} \quad \Delta e_{t-1} \quad i_{t-1}]^T$.

Uma vez calculadas as matrizes G_4 , G_3 , G_2 e G_1 e as matrizes g_4 , g_3 , g_2 e g_1 obtemos as funções de reação da taxa de juros para cada período.

Vejamos os detalhes da otimização. O problema de regra ótima pode ser representado da seguinte forma:

$$W = \sum_{t=1}^T (\bar{y}_t - a_t)' K_t (\bar{y}_t - a_t) \quad (98)$$

s.a.

$$\bar{y}_t = A_t \bar{y}_{t-1} + C_t \bar{x}_t + b_t, \quad (99)$$

onde $\bar{y}_0 = y_0$, $\bar{y}_t = [\bar{Y}_t \ \bar{\pi}_t \ \Delta \bar{e}_t \ \bar{i}_t]'$ e $x_t = [\bar{i}_t]$.

Como fizemos a suposição de que os choques das equações (82–86) eram ruídos brancos, pode-se definir que o vetor u_t da equação (92) é igual à sua média zero. O uso das barras indica que se trata de matrizes do modelo determinístico.

Introduzindo o vetor λ_t e diferenciando a expressão lagrangeana gera:

$$L_1 = \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\bar{y}_t - a)' K_t (\bar{y}_t - a) - \sum_{t=1}^{10} \lambda_t' (\bar{y}_t - A_t \bar{y}_{t-1} - C_t \bar{x}_t - b_t). \quad (100)$$

Obtemos as seguintes derivadas parciais:

$$\frac{\partial L_1}{\partial \bar{y}_t} = K_t (\bar{y}_t - a_t) - \lambda_t + A_{t+1}' \lambda_{t+1} = 0, \quad t = 1 \dots T, \quad \lambda_{11} = 0 \quad (101)$$

$$\frac{\partial L_1}{\partial \bar{x}_t} = C_t' \lambda_t = 0 \quad (102)$$

$$\frac{\partial L_1}{\partial \lambda_t} = -(\bar{y}_t - A_t \bar{y}_{t-1} - C_t \bar{x}_t - b_t) = 0, \quad t = 1 \dots T. \quad (103)$$

Note que apenas os vetores λ_t , \bar{x}_t e \bar{y}_t são desconhecidos, pois as matrizes A_t , C_t , K_t e os vetores b_t e a_t já foram definidos anteriormente. As matrizes A , C , K e o vetor b são constantes no tempo, enquanto a_t varia de $t = 1$ a $t = 10$.

Uma forma eficiente de resolver o sistema de equações (101), (102) e (103) é começar resolvendo para o período $t = T$ e repetir os quatro passos apresentados adiante para $t = T - 1, T - 2, \dots, T = 1$. Vamos inicialmente resolver o sistema para o último período em análise, i.e. $t = T$.

O primeiro passo consiste em usar a equação (101) para expressar λ_T em função de \bar{y}_T . Para $\lambda_{T+1} = 0$ e usando a condição inicial $H_T = K_T$ e $h_T = K_T a_T$, depois de isolar λ_T em (101) ficamos com:

$$\lambda_T = K_T \bar{y}_T - K_T a_T + A_{T+1}' \lambda_{T+1} = H_T \bar{y}_T - h_T. \quad (104)$$

O segundo passo consiste achar \bar{x}_T em função de \bar{y}_T . Para tanto, basta substituir as equações (103) e (104) em (102) e depois isolar \bar{x}_T . Fazendo a substituição, obtemos:

$$C_T' \lambda_T = 0 = C_T' (H_T \bar{y}_T - h_T) = C_T' (H_T A_T \bar{y}_{T-1} + H_T C_T \bar{x}_T + H_T b_T - h_T). \quad (105)$$

Isolando \bar{x}_T ficamos com:

$$\bar{x}_T = G_T \bar{y}_{T-1} + g_T, \quad (106)$$

onde

$$G_T = -(C_T' H_T C_T)^{-1} C_T' H_T A_T \quad (107)$$

e

$$g_T = -(C_T' H_T C_T)^{-1} C_T' (H_T b_T - h_T). \quad (108)$$

O terceiro passo consiste em expressar \bar{y}_T e λ_T em função de \bar{y}_T . Substituindo (106) em (103) e isolando \bar{y}_T , encontramos \bar{y}_T em função de \bar{y}_{T-1} :

$$\bar{y}_T = (A_T + C_T G_T) \bar{y}_{T-1} + b_T + C_T g_T. \quad (109)$$

O resultado (109) pode ser substituído em (104) para encontrarmos a expressão de λ_T em função de \bar{y}_{T-1} :

$$\lambda_T = H_T (A_T + C_T G_T) \bar{y}_{T-1} + H_T (b_T + C_T g_T) - h_T. \quad (110)$$

O quarto passo consiste em achar uma expressão semelhante a (104) para λ_{T-1} . Para isto basta substituir (110) na equação (101) defasada em um período. Após isolar λ_{T-1} , ficamos com a seguinte expressão:

$$\lambda_{T-1} = K_{T-1}\bar{y}_{T-1} - K_{T-1}a_{T-1} + A'_T\lambda_T = H_{T-1}\bar{y}_{T-1} - h_{T-1}, \quad (111)$$

onde

$$H_{T-1} = K_{T-1} + A'_T H_T (A_T + C_T G_T) \quad (112)$$

e

$$h_{T-1} = K_{T-1}a_{T-1} - A'_T H_T (b_T + C_T g_T) + A'_T h_T. \quad (113)$$

Depois repetimos os procedimentos da equação (106) até (113) substituindo $t = T$ por $t = T - 1$, e assim por diante.

Resumidamente, o problema de controle ótimo utilizado consiste em usar o par de equações (107) e (112) para calcular G_T e H_{T-1} usando a condição inicial $K_T = H_T$. Em seguida, após substituir $t = T$ por $t = T - 1$ nas equações (107) e (112), o mesmo par de equações é utilizado para calcular G_{T-1} e H_{T-1} . À medida que substituímos $t = T - 2$ até $t = 1$ nas equações (107) e (112), obtemos as respectivas matrizes G_t e H_{t-1} . Neste caso, a ordem natural é calcular $G_T, G_{T-1}, G_{T-2}, \dots, G_1$.

Como $H_T = K_T$, usamos o par de equações (108) e (113) para obter g_T e h_{T-1} usando a condição inicial $h_T = K_T a_T$. Em seguida, após substituir $t = T$ por $t = T - 1$ nas equações (108) e (113), o mesmo par de equações é utilizado para calcular g_{T-1} e h_{T-2} . Substituindo $t = T - 2$ até $t = 1$ nas equações (108) e (113), obtemos as respectivas matrizes g_t e h_{t-1} . Mais uma vez, a ordem natural é calcular $g_T, h_{T-1}, g_{T-1}, h_{T-2}, \dots, h_1$ até g_1 .

Uma vez calculada a função de reação podemos utilizar a análise de controle ótimo para calcular o desvio da inflação e o desvio do produto. A função de perda determinística (114) pode ser calculada utilizando a solução do problema de controle ótimo (115), i.e.

$$W = \sum_{t=1}^T (\bar{y}_t - a_t)' K_t (\bar{y}_t - a_t). \quad (114)$$

A parte determinística é calculada utilizando a solução \bar{y}_t do problema de controle ótimo, que consiste em

$$\bar{y}_t = A_t \bar{y}_{t-1} + C_t \bar{x}_t + b_t = (A_t + C_t G_t) \bar{y}_{t-1} + C_t g_t + b_t. \quad (115)$$

A equação (115) é calculada inicialmente para o período $t=1$ usando a condição inicial $\bar{y}_0 = y_0$ e, em seguida, para os demais períodos, até $t=T$.

O cálculo da taxa de juros está muito sujeito à condição inicial do problema e às metas de produto e inflação arbitrariamente escolhidas. Porém, não é fundamental calcularmos a taxa de juros ótima de cada período. Já o cálculo das matrizes G_4 , G_3 , G_2 e G_1 não depende da condição inicial e das metas. Assim, a sensibilidade da taxa de juros em relação às defasagens do produto, à inflação e à variação do câmbio é independente da condição inicial e das metas. As metas influenciam apenas o intercepto da função de reação representado pelas matrizes g_4 , g_3 , g_2 e g_1 .

Os elementos $\theta_{5,t}$ (modelo completo) e $\theta_{4,t}$ (modelo alternativo) da matriz G_t são sempre iguais a zero nas equações (96) e (97). Isto significa que a taxa de juros corrente não é sensível à taxa de juros anterior. No modelo, o banco central tem liberdade para escolher a melhor taxa de juros em t levando em consideração o efeito da taxa de juros tanto no período t como nos demais períodos.

5.2.6 Modelo Estrutural – Calibragem do Modelo

Para assegurar a plausibilidade na otimização, necessitamos calibrar os parâmetros comportamentais do modelo. Como não há interdependência entre as variáveis endógenas, e entre estas e os distúrbios estocásticos no sistema de equações simultâneas, os parâmetros utilizados no processo de otimização dinâmica podem ser estimados através do método de mínimos quadrados ordinários (MQO). Foram estimadas as equações (83–86) e a equação (88). Como as equações (89) e (90) são idênticas a (84) e (85), as mesmas não precisaram ser re-estimadas.

Os parâmetros foram consistentemente estimados por Newey-West (1987) e a estatística t foi calculada para cada um dos coeficientes com o nível de significância de até 10%. Foram estimadas conjuntamente no modelo *dummies* julgadas importantes para capturar

outliers e eliminar heteroscedasticidade e não normalidade em alguns casos, e também para captar choques externos que podem ter tido impacto sobre os países emergentes, como as crises asiática e russa. Os testes de diagnósticos de Akaike e Schwarz foram utilizados para determinar a inclusão das *dummies* e a constante em cada uma das equações estimadas.

A função de perda fica sujeita a um sistema de equações determinísticas depois de se ajustar os parâmetros do modelo. Ao contrário de um modelo econométrico, a parametrização garante mais liberdade na definição dos parâmetros. Isto se justifica uma vez que o objetivo da otimização é uma análise qualitativa, e não quantitativa.

Os resultados das regressões estimadas estão nas Tabela 57–79. As equações da IS para os modelos restrito (sem retornos) e irrestrito (com retornos) foram representadas pelas regressões HPIB 1 e 2, respectivamente. Os resultados indicaram que variáveis financeiras apresentam impacto contemporâneo no hiato do produto. As estimações indicaram relativa persistência dos valores defasados da variável dependente, com média dos coeficientes de aproximadamente 0,6.

Os resultados para a curva de Phillips indicaram que o coeficiente do hiato do produto foi significativo estatisticamente para explicar a inflação em quase todos os países. As exceções foram Argentina, Israel, República Tcheca e Sri Lanka. Quanto à estimativa do coeficiente defasado da variável dependente, os resultados indicaram que, em média, há pequena persistência da inflação passada sobre a inflação atual.

Os resultados também indicaram que a taxa de câmbio e, principalmente, o mercado de ações servem como canais de transmissão da política monetária. Isto pode ser verificado pela significância estatística da taxa de juros para a maioria dos países. Os coeficientes defasados da variável dependente foram estatisticamente significativos para a maioria dos países.

5.2.7 Variáveis

As variáveis utilizadas foram as mesmas descritas no capítulo anterior. Na análise foram estimadas com periodicidade trimestral. Os dados foram retirados do *Datastream* e representam 22 países que compõem o *Emerging Markets Data Base*, calculados pelo *Standard & Poors*, e do *International Financial Statistics* do FMI. Os países e os períodos analisados são os mesmos da Tabela 3.

As funções de reação teóricas descritas na Seção 5.2.1 referem-se ao desvio da inflação de sua meta e não propriamente ao nível de inflação vigente. Surge então o problema de como achar uma *proxy* para \bar{i} . Comumente supõe-se que \bar{i} é uma constante determinada pelo banco central que adotam metas de inflação. Porém, muitos dos países em estudo não adotaram o regime de metas de inflação no período de análise, ou o adotaram o durante o período. Por esse motivo, optamos por normalizar a meta de inflação em zero, de forma que o desvio da inflação iguale-se à própria inflação vigente.

Um outro problema surge na análise do coeficiente β . Para que as estimativas sejam compatíveis com a regra de Taylor, não basta que o banco central reaja aos desvios da inflação da sua meta: a reação precisa ser mais do que proporcional para que a política monetária consiga estabilizar a inflação, i.e. $\beta > 1$. Funções de reação com $\beta \leq 1$ tendem a desestabilizar. Substituindo, por exemplo, a meta para a taxa de juros real $\bar{i}_t^r = i_t - E(\pi_{t+k} | \Omega_t)$ na equação (67) obtemos:

$$\bar{i}_t^r = \bar{i}^r + (\beta - 1)[E(\pi_{t+k} | \Omega_t) - \bar{\pi}] + \delta[E(x_{t+k} | \Omega_t)] \quad (116)$$

onde $\bar{i}^r = \bar{i} - \bar{\pi}$. Por esta equação podemos verificar que a política monetária consegue estabilizar a inflação apenas se $\beta > 1$.

Para obter o hiato do produto, os dados do produto foram dessazonalizados pelo método X-11 ARIMA e o hiato foi calculado tomando-se a diferença entre o produto e seu nível potencial (estimado pelo filtro de Hodrick-Prescott com constante de suavização igual a 1600). Pela equação (116) verificamos que os bancos centrais que visam estabilizar o hiato do produto adotam políticas contracionistas (expansionistas) quando o produto ficar acima (abaixo) do potencial. Por este motivo, supomos que o parâmetro que mede a sensibilidade da taxa instrumento em relação ao hiato do produto deve ser positiva, i.e. $\delta > 0$.

Supomos persistência na taxa de câmbio real, mas que esta segue um processo estacionário (CHADHA; SARNO; VALENTE, 2004) o que implica a validade no longo prazo da PPP (SARNO; TAYLOR, 2003). Também supomos que a taxa de juros utilizada como instrumento de política monetária é afetada por valores passados do desequilíbrio da taxa de câmbio (OBSTFELD; ROGOFF, 1996). O nível de equilíbrio da taxa de câmbio real pode ser capturado através de uma constante no intercepto das funções de reação, i.e. a variável estimada acaba sendo o desvio da PPP defasado em um período. Definindo a taxa de câmbio real como o preço doméstico da moeda externa descontado pela razão entre os preços

externos e domésticos, a regra de política monetária estabiliza a inflação se $\gamma > 0$. Em outras palavras, uma apreciação da taxa de câmbio nominal requer um corte na taxa de juros de curto prazo, mantida constante a relação de preços.

Apesar de as regras de política monetária descritas na Seção 5.2.1 serem de natureza *forward looking*, Bernanke e Gertler (1999) observam que somente valores passados dos desequilíbrios dos preços das ações afetam a taxa de juros nominal. Isto implica que os bancos centrais devem intervir apenas quando observarem desequilíbrios entre os preços dos ativos e os seus níveis fundamentais. Por este motivo, a medida de desequilíbrio utilizada como base para as nossas estimações GMM foi a razão dividendo-preço. Assim, para estabilizar os preços dos ativos os bancos centrais devem adotar $\varphi > 0$. No modelo estrutural, utilizamos os retornos de mercado.

Para verificar a robustez dos resultados do modelo GMM, alternativamente estimamos as funções de reação do banco central considerando as metas das variáveis como sendo a tendência de longo prazo, calculada utilizando-se o filtro de Hodrick-Prescott (HP) com constante suavização igual a 1600. Dessa forma, os hiatos das séries foram calculados pela diferença entre os valores das séries e seu nível potencial.

Para verificar a robustez dos resultados do modelo GMM, estimamos também as funções de reação do banco central considerando as metas das variáveis como a tendência de longo prazo (usando o filtro HP com constante de suavização igual a 1600). Desta forma, os hiatos foram calculados tomando a diferença entre os valores das séries e seu nível potencial.

Com exceção da taxa de juros nominal, tomamos para todas as outras séries o seu crescimento percentual anual em logs, i.e. $(\log X_t - \log X_{t-4}) \times 100$, onde X é a variável de interesse. Além disso, examinamos o ajuste das funções de reação estimadas da Seção 5.3.1 através dos testes de Hansen (1982) para as restrições de sobre-identificação. Outra maneira alternativa de examinar a eficácia do ajuste foi verificar a precisão das previsões da taxa instrumento via raiz do erro quadrado médio para cada especificação. Simultaneamente também foi testada a validade dos instrumentos nas especificações *forward looking*.

5.3 RESULTADOS EMPÍRICOS

5.3.1 Regras de Política Monetária – Estimação via GMM

Estimamos a regra de Taylor padrão (tipo 1) com a inflação esperada e o hiato do produto esperado como argumentos, e o conjunto de instrumentos formado por essas variáveis defasadas. Também estimamos outra regra (tipo 2) com os mesmos argumentos, porém acrescentando no conjunto de instrumentos os valores defasados da razão dividendo-preço e da taxa de câmbio. Em seguida, estimamos ainda outra regra (tipo 3) com a razão dividendo-preço e a taxa de câmbio real entrando como argumentos na função de reação. As estimações foram realizadas para cada país isoladamente e também conjuntamente.

5.3.1.1 Regras de política monetária - análise individual dos países

No Apêndice Z (Tabelas 80–101) apresentamos as estimações das funções de reação do tipo *forward looking*. As funções de reação têm em comum o fato de que o peso para o hiato da inflação é frequentemente, porém nem sempre, maior do que 1 e estatisticamente significativo. Se considerarmos as funções de reação do tipo 1, as exceções foram a Argentina (coeficiente menor do que 1 e não significativo), Filipinas (não significativo) e Taiwan (sinal contrário e não significativo). Nas funções do tipo 2, as exceções foram a Índia (sinal contrário e menor do que 1) e Rússia e Taiwan (sinal contrário). Entretanto, a inflação mostrou-se bastante sensível à inclusão dos preços dos ativos como argumentos na função de reação. Incluindo a razão dividendo-preço e a taxa de câmbio real como argumentos na regra de política, um número maior de países apresentou resultados para o parâmetro β diferente das suposições teóricas (Argentina, Chile, China, Rússia e Taiwan (sinal contrário) e África do Sul e Coréia do Sul (valor inferior a 1). Estes resultados indicaram que a grande maioria dos países adotou como meta, mesmo que não explicitamente, a estabilização da inflação.

Dois outros detalhes sobre os coeficientes são importantes. O primeiro diz respeito ao seu elevado valor para algumas das funções de reações ou alguns dos países estudados. Foi

comum encontrarmos coeficientes β superiores a 3 e até a 4, indicando forte sensibilidade da taxa de juros nominal à variação na inflação esperada. Chadha, Sarno e Valente (2004) estimaram diversas funções de reações para os Estados Unidos, Reino Unido e Japão e encontraram um coeficiente superior a 2 somente para o Japão. Siklos, Werner e Bohl (2004) estimaram várias regras do tipo *forward looking* e *backward looking* para a França, Alemanha e Itália e verificaram que, para os tipos 1 e 2 da função de reação, os coeficientes foram superiores a 2 para a França.) Estes resultados podem estar relacionados à vulnerabilidade das economias emergentes a choques externos e a programas de estabilização macroeconômica.

Como muitos países dependeram da entrada de capital externo para cobrir déficits em conta corrente ou para manter regimes cambiais, choques externos como as crises asiática e russa levaram à fuga de capitais. O segundo detalhe foi a grande sensibilidade do coeficiente β às especificações dos instrumentos e à função de reação estimada. Esta sensibilidade pode ter resultado da heterogeneidade dos países, em termos de padrões de consumo e investimento, de política macroeconômica e estrutura financeira.

Os mesmos resultados não foram encontrados para a sensibilidade da taxa de juros nominal ao hiato do produto. Na regra tipo 1, somente metade dos países apresentou resultados estatisticamente significativos e consistentes com o pressuposto teórico (Brasil, Chile, Colômbia, Coreia do Sul, Índia, Indonésia, Israel, Peru, Tailândia e Turquia). Os resultados melhoraram um pouco com a razão dividendo-preço e a taxa de câmbio real incluídas nos instrumentos. O grupo de bancos centrais que leva em consideração o hiato do produto nas suas decisões de política é composto dos mesmos países da regra tipo 1, excetuando-se Tailândia e Turquia, mas incluindo-se China, Filipinas, México, República Tcheca e Venezuela. Incluindo os preços dos ativos como argumentos na função de reação gera um coeficiente γ significativo para Rússia e Sri Lanka, mas este torna-se não significativo para Brasil, Indonésia, México, Peru e Polônia.

O coeficiente que capta a persistência da taxa de juros nominal à sua primeira defasagem (ρ) foi em geral significativo. As exceções incluíram Chile, Sri Lanka (coeficiente explosivo $\rho > 1$) e México (coeficiente não significativo para o modelo estendido). Brasil apresentou bastante persistência no modelo padrão simplificado ($\rho = 0,983$), mas pouca persistência ($\rho = 0,359$) no modelo estendido.

Com relação aos preços dos ativos, a maioria dos países não apresentou coeficientes significativos estatisticamente e consistentes teoricamente. A taxa de câmbio real foi um argumento significativo para as decisões de política monetária na África do Sul, Argentina,

China, Colômbia, Filipinas, Índia, México, Polônia, Rússia e Sri Lanka. A razão dividendo-preço, por sua vez, foi significativa somente para China, Rússia, Sri Lanka e Tailândia. Esses resultados confirmam os estudos para economias desenvolvidas, onde a taxa de câmbio real parece ser um argumento mais importante para a função de reação do que os desvios dos fundamentos no mercado de ações.

A regra de Taylor *forward looking* com a razão preço-dividendo e a taxa de câmbio real como instrumentos adicionais parece ter sido a melhor especificação para a maioria dos países. A escolha do modelo foi determinada pela sua adequação às suposições teóricas, não rejeição da hipótese de sobre-identificação dos instrumentos e valor da raiz do erro quadrático médio. Exemplos disso são Argentina, Brasil, Chile, China, Coreia do Sul, Índia, Indonésia, Israel, Malásia, México, República Tcheca, Tailândia e Venezuela.

Entretanto, o modelo padrão simplificado representou melhor as funções de reação dos bancos centrais na África do Sul e Peru. A regra de Taylor estendida com taxa de câmbio real e razão dividendo-preço foi o melhor modelo para Filipinas, Rússia, Sri Lanka, Tailândia e Turquia. No caso polonês, a RMSE fortemente indicou a regra de Taylor estendida como melhor modelo, mas o coeficiente do hiato do produto foi negativo. Em geral, a RMSE indicou a regra de Taylor tipo 1 como melhor modelo, porém o teste de restrição de sobre-identificação rejeitou o modelo. A exceção foi Taiwan, onde nenhum modelo pareceu adequado.

A validade dos instrumentos foi verificada para todos os modelos estimados, considerando até quatro defasagens para cada instrumento (não mostrado). As restrições de sobre-identificação foram testadas de maneira mais rigorosa com os *p-valores* da estatística *J* até 10%. A decisão de escolha foi determinada pelos resultados dos testes em relação à restrição de sobre-identificação. Esta foi rejeitada para Argentina, Chile, China, Índia, Malásia, Sri Lanka, Tailândia, Taiwan e Turquia no modelo padrão simplificado, e para África do Sul, Argentina, Brasil, Colômbia, Índia, Indonésia, Malásia e Taiwan no modelo estendido. O modelo padrão com a taxa de câmbio real e a razão dividendo preço como instrumentos só não foi significativo para Sri Lanka.

Nos Gráficos 45–66 mostramos o ajuste da série da taxa instrumento para cada modelo estimado em relação à verdadeira série da taxa de juros nominal. Para a maioria dos países, as séries estimadas da taxa de juros nominal para a regra de Taylor do tipo 1, regra de Taylor do tipo 2 e regra de Taylor do tipo 3 parecem se ajustar bem à taxa de juros nominal. O modelo padrão ampliado com a razão dividendo-preço e a taxa de câmbio real como instrumentos parece, porém, proporcionar o melhor ajuste.

Para dar maior robustez, re-estimamos os modelos considerando o hiato entre os valores atuais e sua tendência de longo prazo para cada uma das variáveis explicativas. Os resultados estão nas Tabelas 102–123 e nos Gráficos 67–88. Os resultados confirmaram os encontrados anteriormente, i.e. o modelo padrão ampliado pelos hiatos da razão dividendo-preço e taxa de câmbio real (regra de Taylor padrão tipo 2) foi o melhor modelo na maioria dos países. Para China, Coréia do Sul e Israel, os resultados do modelo não foram robustos, contudo. A Turquia apresentou grande diferença nos coeficientes do hiato da inflação e do produto ao se incluir os preços dos ativos como argumentos, inclusive com mudança de sinal. A regra de Taylor padrão tipo 1 foi a melhor para África do Sul, China, Coréia do Sul e Israel. A versão ampliada da regra foi o melhor para Filipinas, Peru, Rússia e Sri Lanka. Novamente, Taiwan foi a exceção, com nenhum modelo se ajustando aos dados. Apesar da robustez dos resultados, alguns coeficientes para determinados países foram bastante sensíveis em alguns modelos estimados. No Sri Lanka, por exemplo, o coeficiente que mede a sensibilidade da taxa de juros nominal à inflação (β) mudou muito para as três funções de reação estimadas.

5.3.1.2 Regras de política monetária - análise conjunta dos países

Os resultados das funções de reação *forward looking* estimadas (Tabelas 124 e 125) indicaram coeficientes compatíveis com a teoria para as regras de Taylor tipo 1 e 2, i.e. $\beta > 1$ e $\delta > 0$ e estatisticamente significativos. Como grupo, podemos dizer que os bancos centrais dos países emergentes responderam aos desvios da inflação de sua meta e ao hiato do produto. A estatística J sugeriu todas que todas especificações foram boas. Porém, os valores da RMSE apontaram o tipo 2 como o melhor modelo, reproduzindo o resultado encontrado na análise individual.

Para a regra de Taylor do tipo 3, os coeficientes que medem a sensibilidade da taxa de juros à inflação e ao hiato do produto não foram estatisticamente significativos. Além disso, em ambos os modelos do tipo 3, os coeficientes da inflação não foram consistentes com a suposição teórica. Isto indicou grande sensibilidade dos coeficientes à inclusão dos desvios dos preços no mercado de ações e da taxa de câmbio como argumentos nas regras de política.

Os resultados não foram robustos com a inclusão da taxa de câmbio real na função de reação. Embora com coeficientes significativos em ambos os modelos, no segundo, o sinal não foi consistente com a suposição teórica.

Em termos gerais, as estimativas do painel GMM com efeitos fixos para as regras de política monetária em economias emergentes em conjunto replicaram os resultados individuais. A inclusão da razão dividendo-preço e da taxa de câmbio real na função de reação do banco central parece fornecer informação útil sobre a inflação esperada ou o hiato do produto. Isto sugere que os bancos centrais dos países emergentes devem prestar atenção ao impacto de instabilidades financeiras provocadas pelos desvios da taxa de câmbio real ou dos preços no mercado de ações sobre a inflação esperada e o hiato do produto. Entretanto, não podemos levar esta conclusão longe demais e propor que estas variáveis sejam consideradas como um dos objetivos principais de política monetária.

5.3.2 Estimativa da Função de Reação e Minimização da Função de Perda

5.3.2.1 Estimativa por otimização dinâmica - análise individual dos países

Nas Tabelas 126–147 apresentamos os resultados da otimização das funções de reação e de perda descrita na Seção 5.2.5. Os painéis A e B são para os modelos restrito (sem os retornos das ações) e irrestrito (com os preços dos ativos). Como os dados são trimestrais e a otimização é realizada para o período de um ano, estimamos as funções de reação para quatro períodos, i.e. de i_1 até i_4 . A comparação das funções de reação permite verificar a existência de diferenças na definição da taxa de juros ótima. A função de perda, por sua vez, será o somatório das perdas estimadas para cada período, i.e. $L_{total} = \sum_{t=1}^4 L_t$.

De acordo com a equação (93), a função de reação é a soma dos resultados da matriz de coeficientes (G_t) e do vetor de interceptos (g_t). Como observado, os valores da matriz G_t não dependem das metas do produto e da inflação nem das condições iniciais do problema. Para calcular os vetores g_4 , g_3 , g_2 e g_1 , precisamos conhecer os valores das metas (a_t) para cada período. Por esse motivo, necessitamos estipular o valor das metas. Para o produto isto é

simples, pois como os dados utilizados no processo de otimização já representam o hiato do produto: a sua meta automaticamente será zero.

O problema é a meta para a inflação, já que os países possuem diferentes metas, quando as possuem. Além disso, os países que adotaram o sistema de metas, o fizeram no decorrer do período em análise, de maneira que teríamos dois períodos distintos, um período pré-metas e outro pós-metas. Por este motivo, preferimos definir a meta de inflação em 0.5% ao trimestre (aproximadamente 2% ao ano). Este valor é comumente considerado na literatura como ideal para países industrializados ou para aqueles que já consolidaram seus níveis de inflação em um dígito. (Fischer (1996), por exemplo, lista algumas razões para justificar uma inflação não inferior a 2% ao ano.) As condições iniciais correspondem aos valores das variáveis endógenas no quarto trimestre de 2006.

Consideramos dois cenários distintos para as preferências do banco central de condução da política monetária: (1) o banco central reage decididamente aos desvios da inflação ($\lambda = 0,9$) e não se preocupa muito com o hiato do produto ($\lambda = 0,1$), e (2) o banco central se acomoda às alterações da inflação e do produto ($\lambda = 0,5$). Podemos, por exemplo, saber se uma política monetária decidida no regime de metas de inflação leva automaticamente à estabilização financeira: isto pode ser verificado comparando-se os somatórios das funções de perda nos cenários (1) e (2).

No apêndice AA podemos observar que os coeficientes das funções de reação foram bastante divergentes entre os países. Com exceção de Sri Lanka, em que todos os coeficientes da matriz G_t foram iguais a zero, impossibilitando a análise, a sensibilidade da taxa-instrumento em relação à inflação do período anterior foi sempre positiva, como esperado. Isto indica que os bancos central reagiram, elevando a taxa de juros nominal, sempre que houve aumento da inflação no período anterior. Como antes, os coeficientes da taxa de inflação foram superiores à unidade, indicando grande sensibilidade da taxa de juros à inflação. Um aumento da inflação em 1% fez com que os bancos centrais elevassem a taxa de juros nominal a níveis superiores a 1%.

A reação do banco central ao hiato do produto foi positiva para a maioria dos países. As exceções foram Argentina, China, Taiwan e Colômbia (modelo restrito e política monetária decidida). Apesar de parecer anti-intuitivo, a relação negativa pode ser justificada teoricamente: o aumento da taxa de juros sempre impacta negativamente o produto; porém, como o modelo é dinâmico, a trajetória do produto também depende da sua trajetória passada,

de forma que o aumento dos juros em t não necessariamente faz com que o produto em t seja inferior ao seu nível em $t - 1$, i.e. a sensibilidade da taxa de juros ao hiato do produto é inferior a 1.

A variação da taxa de câmbio real ficou de fora do processo de otimização na metade dos países analisados (Brasil, Chile, Colômbia, Indonésia, Israel, Peru, Polônia, República Tcheca, Rússia, Taiwan e Venezuela). A hipótese de que o aumento da taxa de juros torna os ativos domésticos mais atraentes e leva à apreciação da moeda doméstica foi verificada na maioria dos países. As exceções foram África do Sul, Filipinas e Argentina (modelo irrestrito).

Os retornos de mercado não entraram na função de reação para maioria dos países analisados. Para África do Sul, Colômbia, Indonésia, Malásia e Rússia, a correlação entre os preços dos ativos foi positiva, indicando maior atratividade dos ativos domésticos. Venezuela foi a exceção.

Houve pouca sensibilidade temporal dos coeficientes dos argumentos da função de reação. As modificações dos coeficientes entre o primeiro e o quarto período de otimização foram elevadas nos casos da Coreia, Indonésia, República Tcheca e Tailândia (inflação), e Rússia (hiato do produto). Para Brasil e Colômbia houve inclusive modificação de sinal. Os coeficientes dos argumentos da regra de política monetária foram sensíveis à inclusão dos preços dos ativos para Colômbia, Indonésia, Malásia, Rússia e Turquia (inflação).

Os valores da sensibilidade variaram muito. Para Filipinas e Tailândia, houve uma relativa sensibilidade da taxa de juros em t em relação às variações da taxa de câmbio real em $t - 1$. Os bancos centrais destes países precisam, então, ficar atentos aos choques cambiais. Exemplo contrário é a própria Tailândia, no caso do hiato do produto. A explicação para esta divergência na sensibilidade pode ser explicada pelo impacto da taxa de juros na economia. Nos países que apresentaram valor absoluto baixo para os coeficientes da taxa de juros no sistema de equações estimada), a função de reação apresentou grande sensibilidade da taxa de juros às variáveis endógenas em $t - 1$.

Os resultados indicaram que a inclusão dos preços das ações nas funções de reação minimizou a perda dos bancos centrais em 12 dos 22 países estudados: Argentina, Chile, Colômbia, Coreia do Sul, Filipinas, Índia, Malásia, República Tcheca, Rússia, Sri Lanka, Turquia e Venezuela. Tirando a Malásia, a melhor alternativa para esses países teria sido o banco central incisivamente combater os desvios da inflação de sua meta. Para os 10 países em que o banco central reagiu às oscilações dos preços dos ativos, a melhor política teria sido

a acomodatória em 7 deles. Somente nos casos de Israel, México e Polônia, o banco central deveria ter reagido agressivamente às variabilidades da inflação.

Os resultados do processo de otimização permite-nos concluir que, nos bancos centrais que optaram pelo regime de metas de inflação, a melhor opção teria sido não considerar explicitamente os preços das ações em suas funções de reação.

5.3.2.2 Estimativa por otimização dinâmica - análise conjunta dos países

Na Tabela 148, a parametrização foi realizada a partir de um modelo em painel com efeitos fixos considerando os erros-padrões robustos à heterocedasticidade e autocorrelação (Tabela 79). Todos os coeficientes foram significativos estatisticamente e consistentes teoricamente. Os resultados não divergiram em relação aos dos países tomados individualmente. Os coeficientes do hiato do produto e da inflação foram positivos e as variações da taxa de câmbio real não entraram na função de reação para o modelo restrito. O modelo irrestrito apresentou maior sensibilidade da taxa de juros à inflação e ao hiato do produto e as variáveis financeiras entraram na função de reação.

No que diz respeito à minimização da função de perda, o melhor modelo para o conjunto de países emergentes foi o restrito com política monetária decidida (metas de inflação). Porém, para os países que não adotaram o regime de metas de inflação, a inclusão dos preços das ações pareceu minimizar as variabilidades da inflação ou produto.

5.4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste Capítulo investigamos se os preços das ações devem ser considerados pelas decisões de política monetária, i.e. se minimizam a função de perda dos bancos centrais de economias emergentes. Primeiramente empregamos um modelo de métodos de momentos generalizados (GMM). Encontramos que a inclusão da razão dividendo-preço e da taxa de câmbio real nas funções de reação dos bancos centrais forneceram informações úteis a respeito da inflação esperada ou do hiato do produto. Portanto, os bancos centrais dos países emergentes precisam prestar atenção ao impacto de instabilidades financeiras (provocadas

pelo câmbio ou preços das ações) na inflação esperada e hiato do produto. Contudo, não podemos ir longe demais e concluir que estas variáveis devam ser utilizadas como argumentos nas funções de reação. Elas não devem ser consideradas os principais objetivos de política monetária. Os resultados da análise em painel GMM confirmaram aqueles encontrados os países tomados individualmente.

Depois verificamos se as autoridades monetárias deveriam considerar o papel do mercado de ações em suas decisões utilizando um modelo de regra ótima cuja solução é uma função de reação da taxa de juros. O modelo foi composto de um sistema de equações descrevendo alguns aspectos principais das economias emergentes, uma função de perda para as preferências do banco central e uma regra de política monetária. O modelo procurou simular o comportamento dos bancos centrais de forma com a política monetária ótima ajustando a variável de controle (o instrumento de política monetária) a cada período para minimizar uma função de perda intertemporal sujeita a um sistema de equações lineares estocásticas.

Os resultados indicaram que, para os bancos centrais que optaram pelo regime de metas de inflação estrita, a melhor opção teria sido não considerar explicitamente os preços dos ações em suas funções de reação. Todavia, no caso de uma política monetária acomodatória, a inclusão dos preços dos ativos na função de reação pode minimizar as variabilidades da inflação e do produto.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Com o sucesso generalizado da estabilização macroeconômica em países desenvolvidos e emergentes, a atenção dos bancos centrais se voltou para o aumento da instabilidade financeira e seu impacto na atividade econômica real. Parte da estagnação financeira do Japão, os *crashes* das bolsas do leste asiático e América Latina e a atual crise imobiliária americana que elevaram volatilidade dos preços dos ativos, sugerem que não basta a estabilidade monetária: a financeira também é importante.

Considerando essa interligação entre os setores real e financeiro da economia, mais especificamente a relação entre os fundamentos macroeconômicos e os movimentos dos preços dos ativos, foi objetivo desta tese investigar a importância das variações dos preços dos ativos para a condução da política monetária de 22 países emergentes no período 1990–2006.

No Capítulo 2 fizemos uma revisão de literatura para destacar brevemente a importância dos preços dos ativos como possível canal de transmissão da política monetária, as características institucionais dos países emergentes e algumas experiências internacionais que sugerem a influência direta ou indireta dos preços dos ativos na economia real.

Os canais de transmissão incluem as decisões de investimento via q de Tobin e balancetes das firmas e os efeitos riqueza e liquidez do consumo das famílias. As características institucionais dos países emergentes são importantes, por exemplo, para predispor um país a determinado arranjo cambial ou para deixar a economia vulnerável a inflação crônica ou a crises monetárias, graças à sua fragilidade fiscal e financeira.

Em muitos casos de ocorrência de crises econômicas ou financeiras houve também formação de bolhas nos preços dos ativos. Os persistentes crescimentos nos preços dos ativos no mercado imobiliário ou de capitais geralmente foram seguidos de repentina queda depois que a bolha estoura. Os movimentos no médio e longo prazo dos preços dos ativos parecem ter acompanhado episódios de instabilidade financeira em diversos acontecimentos históricos. São exemplos as crises de 1929 e 1987 e a bolha da internet; as bolhas nos preços dos ativos no Japão das décadas de 1980 e 1990 e as crises dos países do sudeste asiático e da América latina no final dos anos 90.

No Capítulo 3 detectamos bolhas racionais nos preços das ações dos países emergentes através de testes de cointegração linear e não linear. Consideramos três tipos de bolha: (1) explosivas; (2) que estouram periodicamente e (3) intrínsecas. A presença de bolhas foi

capturada em pelo menos um dos testes realizados. Os testes de Johansen e Engle-Granger, por exemplo, rejeitaram a cointegração entre os preços das ações e os dividendos, indicando a presença de bolhas explosivas em 18 dos 22 mercados de ações estudados.

Todavia, o modelo de bolhas explosivas pressupõe simetria e que a bolha, depois de iniciada, não pode estourar e reiniciar novamente. Por isso, também testamos o modelo mais geral onde uma bolha pode estourar periodicamente e pode ocorrer assimetria na relação entre os preços das ações e seus fundamentos. Estes modelos foram o *threshold* auto-regressivo (TAR) e sua variante, o *momentum threshold* auto-regressivo (M-TAR).

A hipótese nula de ajustamento simétrico foi rejeitada para maioria dos países analisados, indicando que ajustamentos acima (abaixo) da equação de equilíbrio de longo prazo foram mais persistentes do que os desvios abaixo (acima) do equilíbrio de longo prazo. Estes resultados sugeriram que os aumentos em relação aos fundamentos dos preços dos ativos no curto prazo foram seguidos de *crash*.

Também testamos a hipótese de bolhas intrínsecas, através de um modelo de cointegração não linear. Para 12 dos 22 mercados de ações, a cointegração não-linear entre os preços das ações e os dividendos não pode ser constatada, sugerindo a ausência deste tipo de bolha. As bolhas nos preços das ações foram, então, causadas por eventos extrínsecos: não foram intrinsecamente provocadas pela relação não-linear dos preços com os dividendos.

No Capítulo 4, investigamos se os retornos de mercado possuem informações úteis para a inflação e o crescimento do produto futuros dos mercados emergentes. Estudamos essa relação para cada país individualmente e para os países em conjunto, através de modelos em painel linear e não-linear. Na análise individual aplicamos um modelo de oferta e demanda e um VAR irrestrito. Em ambos, verificamos que as variáveis financeiras forneceram informações úteis, tanto direta (modelo VAR) como indiretamente (via hiato do produto) para a inflação e o crescimento, dentro e fora da amostra.

Nos modelos em painel linear e não-linear, o impacto dos retornos sobre a inflação indicou que aqueles incorporaram informação útil a respeito da inflação. O *spread* dos retornos apresentou poder preditivo para as variações da inflação em ambos modelos, linear e não-linear.

Quanto à influência dos retornos no crescimento do produto e verificamos que aqueles contêm informações relevantes para o crescimento futuro, principalmente se considerarmos os efeitos assimétricos de possíveis recessões e expansões da atividade econômica e a previsão fora da amostra.

No Capítulo 5 fomos mais além. Através de dois modelos, analisamos se aos preços dos ativos pode ser atribuído um papel central nas decisões de política monetária. Nós perguntamos se os retornos das ações e a taxa de câmbio real devem ser incorporadas como argumentos na função de reação dos bancos centrais dos países emergentes.

No modelo de métodos de momentos generalizados (GMM), os resultados indicaram que a inclusão da razão dividendo-preço e da taxa de câmbio real na função de reação forneceram informação útil a respeito da inflação esperada e do hiato do produto.

No outro modelo, os resultados indicaram que, para os países que adotaram um regime de metas de inflação rígida, a melhor opção teria sido não considerar explicitamente os preços das ações em suas funções de reação. Ou seja, um regime de metas de inflação rígida sem a presença dos retornos dos ativos na função de reação do banco central conseguiria minimizar as variabilidades da inflação e do produto. Todavia, aqueles que optaram por uma política monetária acomodatória, a melhor opção teria sido considerar os retornos de mercado como argumentos chave em suas funções de reação.

REFERÊNCIAS

ABEL, A. Stock prices under time varying dividend risk: an exact solution of an infinite horizon general equilibrium model. **Journal of Monetary Economics**, Boston, v. 22, n. 3, p. 375-393, 1988.

AKRAM, Q. F.; BARDEEN, G.; EITRHEIM, O. Monetary policy and asset prices: to respond or not? **International Journal of Finance & Economics**, New York, v. 11, n. 3, p. 279-292, 2006.

ALCHAIN, A. A.; KLEIN, B. On a correct measure of inflation. **Journal of Money, Credit and Banking**, Columbus, v.1, n.5, p. 173-191, 1973.

ALEXANDRE, F.; BAÇÃO, P. . Equity prices and monetary policy: an overview with an exploratory model. **Birkbeck College Working Paper**: University of London, London, n. 3, p.1-28, 2002.

ALLEN, F.; GALE, D. Asset prices and stock markets interlinkages. In: HUNTER, W.; KAUFMAN, G.; POMERLEANO, M. **Asset prices bubbles**: the implications for monetary, regulatory, and international policies. Cambridge, MA: MIT Press, 2003.

ANDREWS, D. W. K. Test for parameter instability and structural change with unknown change point. **Econometrica**, Princeton, v. 61, n. 4, p. 821-856, 1993.

BALL, L. Policy rules for open economies. In: TAYLOR, J. B. **Monetary Policy Rules**. Chicago: University of Chicago, 1999a.

_____. Rules for monetary policy. **International Finance**, New York, v. 2, n. 1, p. 63-83, 1999b.

BARRO, R. J. The stock market and investment. **Review of Financial Studies**, Oxford, v. 3, n. 1, p. 115-131, 1990.

BATINI, N.; NELSON, E. Optimal horizons for inflation targeting. **Journal of Economic Dynamics and Control**, Boston, v. 25, n. 6, p. 891-910, 1999.

_____. When the bubble bursts: monetary policy rules and foreign exchange market behavior. **Working Papers**: Bank of England, London, n. 42, p. 1-43, 2000.

BAUDRY, P.; KOOP, G. Do recessions permanently change output? **Journal of Monetary Economics**, Boston, v. 31, n.2, p. 149-163, 1993.

BELLMAN, R. **Dynamic Programming**. Princeton: Princeton University Press, 1957.

BENDERLY, J.; ZWICK, B. Money, unemployment and inflation. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 67, n. 1, p. 139-143, 1985.

BERG, A. The Asia crisis: causes, policy responses, and outcomes. **IMF Working Paper**, Washington, DC, n. 99/138, p. 1-62, 1999.

BERNANKE, B. On the predictive power of interest rates and interest rate spreads. **New England Economic Review**, Boston, p. 51-68, Nov. 1990.

BERNANKE, B.; BLINDER, A. S. The federal funds rate and the channels of monetary transmission. **The American Economic Review**, New York, v. 82, n. 4, p. 901-921, 1992.

BERNANKE, B.; GERTLER, M. Agency costs, net worth, and business fluctuations. **The American Economic Review**, New York, v. 79, n. 1, p. 14-31, 1989.

_____. Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. **Journal of Economic Perspectives**, New York, v. 9, n. 4, p. 27-48, 1995.

_____. Monetary policy and asset price volatility. **Economic Review**, Kansas, v. 84, n. 1, p. 17-51, 1999.

_____. Monetary policy and asset price volatility. **NBER Working Papers**, New York, n. 7559, p. 1-75, 2000.

_____. Should Central Banks respond to movements in asset prices? **The American Economic Review**, New York, v. 91, n. 2, p. 253-257, 2001.

BERNANKE, B.; GERTLER, M.; GILCHRIST, S. The financial accelerator and the flight to quality. **Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 78, n. 1, p. 1-15, 1996.

BHARGHAVA, A. On the theory of testing for unit roots in observed time series. **Review of Economics Studies**, Oxford, v. 53, n. 3, p. 369–384, 1986.

BIDARKOTA, P. V.; DUPOYET, B. V. Intrinsic bubbles and fat tails in stock prices: a note. **Macroeconomic Dynamics**, Cambridge, v. 11, n. 3, p. 405–422, 2007.

BIKHCHANDANI, S.; SHARMA, S. Herd behavior in financial markets: a review. **IMF Staff Papers**, Washington, DC, v. 47, n. 3, p. 279–310, 2000.

BLANCHARD, O. J. Debt, deficits, and finite horizons. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 93, n. 2, p. 223-47, 1985.

_____. Output, the stock market, and interest rates. **The American Economic Review**, New York, v. 71, n. 1, p. 132-143, 1981.

_____. Speculative bubbles, crashes and rational expectations. **Economic Letters**, Princeton, v. 3, n. 4, p. 387-389, 1979.

BLANCHARD, O.; WATSON, M. W. Bubbles, rational expectations and financial markets. In: WATCHEL, P. **Crises in the economic and financial structure**. Lexington: D.C. Heathand Company, 1982.

BLINDER, A. S. **Central Banking in theory and practice**. Cambridge: MIT Press, 1998.

BOHL, M. T. Periodically collapsing bubbles in the US stock market. **International Review of Economics & Finance**, Dayton, v. 12, n. 3, p. 385-397, 2003.

BOHL, M. T.; SIKLOS. P. L. The present value model of US stock prices redux: a new testing strategy and some evidence. **Quarterly Review of Economics and Finance**, Champaign, v. 44, n. 2, p. 208-223, 2004.

BORDO, M. D.; JEANNE, O. Monetary policy and asset prices: does “benign neglect” make sense? **International Finance**, New York, v. 5, n. 1, p. 139-164, 2002.

BORIO, C.; LOWE, P. Asset prices, financial and monetary stability: exploring the nexus. **BIS Working Papers**, Basel, n. 114, p. 1-35, 2002.

BORIO, C.; KENNEDY, N.; PROWSE, S. D. Exploring aggregate asset price fluctuations across countries: measurement, determinants and monetary policy implications. **BIS Economic Papers**, Basel, n. 40, p. 1-29, 1994.

BRADLEY, M.; JANSEN, D. Nonlinear Business Cycle dynamics: cross-country evidence on the persistence of aggregate shocks. **Economic Inquiry**, Fountain Valley, v. 35, n. 4, p. 495-509, 1997.

BREITUNG, J. Nonparametric tests for unit roots and cointegration. **Journal of Econometrics**, Stanford, v. 108, n. 2, p. 343-363, 2002.

BRIMMER, A. F. Distinguished lecture on economics in government: central banking and systemic risks in capital markets. **Journal of Economic Perspectives**, New York, v. 3, n. 2, p. 3-16, 1989.

BROCK, W. A. Asset prices in an exchange economy. In: MCCALL, J. J. **The economics of Information and Uncertainty**. Cambridge, MA: MIT Press, 1982.

BROCK, W. A.; DECHERT, W.; SCHEINKMAN J. A. A Test for independence based on the correlation dimension. **Econometrics Reviews**, Philadelphia, v. 15, n. 3, p. 197-235, 1996.

BRYAN, M. F.; CECCHETTI, S.G.; O' SULLIVAN, R. Asset price in the measurement of inflation. **NBER Working Papers**, New York, n. 8700, p. 1-38, 2002.

BURNISIDE, C.; EICHENBAUM, M.; REBELO, S. Prospective deficits and Asian currency crisis. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 109, n. 6, p. 1155 – 1197, 2001.

CAI, J. Asset prices and monetary policy: some notes. **Mimeo**, p. 1-53, 2003.

CALVO, G. A. Staggered prices in a utility-maximizing framework. **Journal of Monetary Economics**, Boston, v. 12, n.3, p. 383-398, 1983.

CALVO, G. A.; REINHART, C, M. Fear of floating. **Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, v. 117, n. 2, p. 379–408, 2002.

CALVO, G. A.; MISHKIN, F. The mirage of exchange rate regimes for emerging market countries. **Journal of Economic Perspectives**, New York, v. 17, n. 1, p. 99–118, 2003.

CAMPBELL, J. Y.; SHILLER, R. The dividend-price ratio and expectations of future dividends and discount factors. **Review of Financial Studies**, Oxford, v. 1, n. 3, p. 195-228, 1988.

CANER, M.; HANSEN, B. Threshold autoregression with a unit root. **Econometrica**, Princeton, v. 69, n. 6, p. 1555–1596, 2001.

CECCHETTI, S. Inflation indicators and inflation policy. In: BERNANKE, B. S.; ROTEMBERG, J. (Orgs). **NBER Macroeconomics Annual**. New York: MIT Press, 1995.

CECCHETTI, S. G.; CHU, R.; STEINDEL, C. The unreability of inflation indicators. **Current Issues in Economics and Finance**, v. 6, n 4, p. 1-6, 2000.

CECCHETTI, S. G.; GENBERG, H.; WADHAWANI, S. **Asset prices and central bank policy, geneva reports on the world economy**. Basel: CPER Press, 2000.

_____. Asset prices in a flexible inflation targeting framework. In: HUNTER, W.; KAUFMAN, G.; POMERLEANO, M. **Asset prices bubbles: the implications for monetary, regulatory, and international policies**. Cambridge, MA: MIT Press, 2003.

CECCHETTI, S. G.; KRAUSE, S. Financial structure, macroeconomic stability and monetary policy. **NBER Working Papers**, New York, n. 8354, p. 1-31, 2001.

CHADHA, S. J.; SARNO, L.; VALENTE, G. Monetary policy rules, asset prices and exchange rates. **IMF Staff Papers**, Washington, DC, v. 51, n. 3, p. 529-552, 2004.

CHAN, K. S. Consistency and limiting distribution of the least square estimator of a threshold autoregressive model. **The annals of statistics**, Philadelphia, v. 21, n. 1, p. 520–533, 1993.

CHAN, K. S.; TONG. H. A survey of statistical analysis of a univariate threshold autoregressive model. **Advances of Statistical Analysis and Statistical Computing**, v. 2, n. 1, p. 1–42, 1989.

CHIANG, C. T.; DOONG, S. C. Empirical analysis of real and financial volatilities on the stock excess returns: evidence from Taiwan industrial data. **Global Finance Journal**, Fresno, v. 10, n. 2, p. 187-200, 1999.

CHIRINKO, R. S. Business fixed investment spending: a critical survey of modelling strategies, empirical results, and policy implications. **Journal of Economic Literature**, Pittsburg, v. 31, n. 4, p. 1875-1911, 1993.

CHOI, I. Unit root tests for panel data. **Journal of International Money and Finance**, New York, v. 20, n. 2, p. 249–272, 2001.

CHOI, J. J.; HAUSER, S.; KOPECKY, K. J. Does the stock market predict real activity? Time series evidence from the G-7 countries. **Journal of Banking & Finance**, Carbondale, v. 23, n. 12, p. 1771-1792, 1999.

CHOW, G. C. **Analysis and control of dynamic economic systems**. New York: John Wiley & Sons, 1975.

_____. **Dynamic economics**: optimization by the lagrange method. Cambridge: Oxford University Press, 1997.

CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. L. Identification and the effects of monetary policy shocks. **FRBC Working Paper Series**, v. 94, n. 7. p. 334-348, 1994.

CLARIDA, R. The empirics of monetary policy rules in open economies. **International Journal of Finance & Economics**, New York, v. 6, n. 4, p. 315–323, 2001.

CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory. **Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, v. 115, n. 1, p. 147–180, 2000.

_____. Monetary policy rules in practice: some international evidence. **European Economic Review**, Maastricht, v. 42, n. 6, p. 1033–1067, 1998.

_____. The science of monetary policy: a new Keynesian perspective. **Journal of Economic Literature**, Pittsburg, v. 37, n 4, p. 1661–1707, 1999.

CORSETTI, G; PESENTI, P.; ROUBINI, N. What caused the Asian currency and financial crisis. **Japan and The World Economy**, Los Angeles, v. 11, n. 3, p. 305–373, 1999.

COX, J. C.; INGERSOLL, J. E.; ROSS, S. A. An intertemporal general equilibrium model of asset prices. **Econometrica**, Princeton, v. 53, n. 2, p. 363-384, 1985.

DETKEN, C.; SMETS, F. Asset price booms and monetary policy. **Working Paper Series: European Central Bank**, Frankfurt, n. 364, p. 1-64, May, 2004.

DEZBAKHS, H.; ASLI, D. K. On the presence of speculative bubbles in stock prices. **The Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Washington, DC, v. 25, n. 1, p. 101–112, 1990.

DIBA, B.; GROSSMAN, H. Explosive rational bubbles in stock prices? **The American Economic Review**, New York, v. 78, n. 3, p. 520–530, 1988b.

_____. On the inception of rational bubbles. **Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, v. 102, n. 3, p. 697–700, 1987.

_____. The theory of rational bubbles in stock prices. **The Economic Journal**, London, v. 98, n. 392, p. 746–754, 1988a.

DICKEY, D.; FULLER, W. A. Distribution of the estimates for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, Alexandria, VA, v. 74, n. 366, p. 427–431, 1979.

DRIFFILL, J.; SOLA, M. Intrinsic bubbles and regime switching. **Journal of Monetary Economics**, Boston, v. 28, n. 2, p. 357–373, 1998.

EICHENGREEN, B. Can emerging markets float? Should they inflation target? **Working Paper Series: Banco Central do Brasil**, Brasília, DF, n. 36, p. 1-23, 2002.

ENDERS, W. **Applied econometrics time series**. 2. ed. New York: John Wiley & Sons, 2004.

ENDERS, W.; GRANGER, C. W. J. Unit-root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rates. **Journal of Business & Economic Statistics**, Alexandria, VA, v. 16, n. 3, p. 304–311, 1998.

ENDERS, W.; FALK, B. Threshold autoregressive median unbiased, and cointegration tests of purchasing power parity. **International Journal of Forecasting**, v. 14, n. 2, p. 171–186, 1998.

ENDERS, W.; SIKLOS, P. Cointegration and threshold adjustment. **Journal of Business & Economic Statistics**, Alexandria, VA, v. 19, n. 2, p. 166–176, 2001.

ENGLE, R.; GRANGER, C. L. W. Cointegration and error-correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, Princeton, v. 55, n. 2, p. 251–276, 1987.

ESTRELLA, A.; HARDOUVELIS, G. The term structure as a predictor of real economic activity. **The Journal of Finance**, New York, v. 46, n. 2, p. 555-576, 1991.

EVANS, G. Pitfalls in testing for explosive bubbles in asset prices. **The American Economic Review**, New York, v. 81, n. 4, p. 922–930, 1991.

FAMA, E. F. Stock returns, expected returns, and inflation. **The American Economic Review**, New York, v. 71, n. 4, p. 545-565, 1981.

FAMA, E. F.; SCHWERT, G. W. Short-term interest rates as predictors of inflation: on testing the hypothesis that real rate of interest is constant. **The American Economic Review**, New York, v. 67, n. 3, p. 475-486, 1977.

FAND, D. I. Are we facing a stock market bubble? **Mimeo**, George Mason University, 1999.

FELDSTEIN, M. Inflation and the stock market. **The American Economic Review**, New York, v. 70, n. 5, p. 839-847, 1980.

FILARDO, A. Monetary policy and asset prices. **FRBKC Economic Review**, p. 11-37, 2000.

FISCHER, S. Why are central banks pursuing long-run price stability? **Achieving Price Stability**: Federal Reserve Bank of Kansas City Symposium Series, Kansas, v. 85, n. 1, p. 7-34, 1996.

FISHER, I. The debt-deflation theory of great depression. **Econometrica**, Princeton, v. 1, n. 4, p. 337-357, 1933.

_____. **The theory of interest**. New York: Augustus Kelley Publishers, 1930.

FLAVIN, M. Excess Volatility in the financial markets: a reassessment of the empirical evidence. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 91, n. 6, p. 929–956, 1983.

FLOOD, R.; HODRICK, R. Excess volatility, bubbles and process switching. **The Journal of Finance**, New York, v. 41, n. 4, p. 831–842, 1986.

FLOOD, R.; HODRICK, R.; KAPLAN, P. An evaluation of recent evidence on stock price bubbles. In: FLOOD, R.; GARBER, P. **Speculation bubbles, speculative attacks and policy switching**. Cambridge, MA: MIT Press, 1994.

FRAGA, A., GOLDFAJN, I., MINELLA, A. Inflation targeting in emerging markets economies. **Working Paper Series**: Banco Central do Brasil, Brasília, DF, n. 76, p. 1-19, 2003.

FRIEDMAN, M. **The quantity theory of money**: a restatement. Chicago: University of Chicago, 1956.

FRIEDMAN, B., KUTTNER, K. Why does the paper-bill spread predict real economic activity. Cambridge: **NBER Working Papers**, New York, n. 3879, p. 1-68, 1991.

FRIEDMAN, M.; SCHWARTZ, A. J. **A monetary history of the United States**: 1863-1960. Princeton: Princeton University Press, 1963.

FROOT, K.; OBSTFELD, M. Intrinsic bubbles: the case of stock prices. **The American Economic Review**, New York, v. 81, n. 5, p. 1189–1214, 1991.

FUHRER, J.; MOORE, J. Inflation persistence. **Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, v. 110, n. 1, p.127-159, 1995.

GALLAGHER, L. A.; TAYLOR, M. P. The stock returns: inflation puzzle revisited. **Economic Letters**, Princeton, v. 75, n. 2, p. 147-156, 2002.

GANTNEROVÁ, S. Asset prices in economic theory. **National Bank of Slovakia**: BIATEC, n. 12, p. 26-30, 2004.

GAUTHIER, C.; LI, F. Linking real activity and financial markets: **Bank of Canada Working Paper**, n. 22, p. 1-22, 2004.

GERTLER, M. et al. **Asset prices and monetary policy**: four views. Basel: BIS/CEPR, 1998.

GESKE, R.; ROLL, R. The fiscal and monetary linkage between stock returns and inflation. **The Journal of Finance**, New York, v. 38, n. 1, p. 1-33, 1983.

GHOSH, A.; PHILIP, S. Inflation, disinflation, and growth. **IMF Working Papers**, Washington, DC, n. 98/68, p. 1-44, 1998.

GILCHRIST, S.; LEAHY, J. V. Monetary policy and asset prices. **Journal of Monetary Economics**, Boston, v. 49, n. 1, p. 75-97, 2002.

GOODFRIEND, M. Interest rate smoothing and price level trend stationarity. **Journal of Monetary Economics**, Boston, v. 19, n. 3, p. 335-348, 1987.

GOODHART, C. Price stability and financial fragility. In: SAKAMOTO, K.; NAKAJIM, Z.; TAGUCHI, A. **Financial stability in a changing environment**. London: Macmillan, 1995.

_____. What weight should be given to asset prices in the measurement of inflation? **The Economic Journal**, London, v. 111, n. 472, p. 335-356, 2001.

GOODHART, C. HOFMANN, B. Asset prices, financial conditions and the transmission of monetary policy. In: CONFERENCE ON ASSET PRICES, EXCHANGE RATE, AND MONETARY POLICY, 2001. **Proceedings**. Stanford University, Mar. 2001.

_____. Do asset prices help to predict consumer price inflation? **The Manchester School**, Manchester, v. 68, n. 1, p. 122-140, 2000.

GRANGER, C. W. J; HALLMAN, J. Long memory series with attractors. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, v. 53, n. 5. p. 831-842, 1991.

GRUEN, D.; PLUMB, M.; STONE, A. How should monetary policy respond to asset price bubbles? **International Journal of Central Banking**: Reserve Bank of Australia, Sydney, n. 11, p. 1-42, 2005.

GURKAYNAK, R. S. Econometric tests of asset prices bubbles: taking stock. **FRBW Working Papers**, n. 4, p. 1-34, 2005.

GUTELKIN, N. B. Stock markets returns and inflation: evidence from the other countries. **The Journal of Finance**, New York, v. 38, n. 1, p. 49-65, 1983.

HALL, R.; SOLA, M. Testing for collapsing bubbles: an endogenous switching ADF test. **Discussion Paper**: London Business School, London, n. 15, p. 1-18, 1993.

HALL, R.; PSARADAKIS, Z.; SOLA, M. Detecting periodically collapsing bubbles: a markov-switching unit root test. **Journal of Applied Econometrics**, New York, v. 14, n. 2, p. 143–154, 1999.

HAMILTON, J. D. Monetary factors in the great depression. **Journal of Monetary Economics**, Boston, v. 19, n. 2, p. 145-169, 1987.

HAMILTON, J. D.; WHITEMAN, C. H. The observable implications of self-fulfilling expectations. **Journal of Monetary Economics**, Boston, v. 16, n.3, p. 353-373, 1985.

HANSEN, B. Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis. **Econometrica**, Princeton, v. 64, n. 2, p. 413-430, 1996.

_____. Threshold effects in non-dynamics panels: estimation, testing and inference. **Journal of Econometrics**, Stanford, v. 93, n. 3, p. 345-368, 1999.

HANSEN, L. P. Large sample properties of generalized method of moments estimators. **Econometrica**, Princeton, v. 50, n. 4, p. 1029-1054, 1982.

HAUSMANN, R.;GAVIN, M. The roots of banking crises: the macroeconomic context. In: HAUSMANN, R.; ROJAS-SUAREZ, L. M. **Banking crises in Latin America**. Inter-American Development Bank, 1996.

HELBLING, T. Housing price bubbles: a tale based on housing price booms and busts. **BIS Papers**, Basel, n. 21, p. 1-12, 2005.

HELBLING, T.; TERRONES, M. When bubbles burst. **World Economic Outlook**: International Monetary Fund, Washington, DC, p. 61-94, 2003.

HENRY, O.; OLEKALNS, N.; THONG, J. Do stock markets returns predict changes to output? **Empirical Economics**, Vienna, v. 29, n. 3, p. 527-540, 2004.

HERRERA, S.; PERRY, G. E. Tropical bubbles: asset prices in Latin America, 1980-2001. In: HUNTER, W.; KAUFMAN, G.; POMERLEANO, M. **Asset prices bubbles: the implications for monetary, regulatory, and international policies**. Cambridge, MA: MIT Press, 2003.

IM, K. S.; PESARAN, M.H.; SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. **Journal of Econometrics**, Stanford, v. 115, n. 1, p. 53-74, 2003.

JANSEN, D.; OH, W. Modelling nonlinearity of business cycles: choosing between the CDR and STAR models. **Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 81, n. 2, p. 344-349, 1999.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, Boston, v. 12, n. 2, p. 231-234, 1988.

_____. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**, Princeton, v. 59, n. 6, p. 1551 – 1580, 1991.

KASHYAP, A. K.; STEIN, J. C. The role of banks in monetary policy: a survey with implications for European monetary union. **Federal Reserve Bank of Chicago Economic Perspectives**, Chicago, n. 3, p. 2-18, 1997.

KASHYAP, A. K.; STEIN, J. C.; WILCOX, D. Monetary policy and credit conditions: evidence from the composition of external finance. **The American Economic Review**, New York, v. 83, n. 1, p. 78–98, 1993.

KAUL, G. Stock returns and inflation: the role of monetary sector. **Journal of Financial Economics**, Rochester, v. 18, n. 2, p. 253-276, 1987.

KENT, C.; LOWE, P. Asset price bubbles and monetary policy. **Research Discussion Papers**: Reserve Bank of Australia, Sydney, n. 9709, p. 1-22, 1997.

KLEIDON, A. Variance bounds tests and stock price valuation models. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 94, n. 5, p. 953–1001, 1986.

KEIM, D. B., STAMBAUGH, R. F. Predicting returns in the stock and bond markets. **Journal of Financial Economics** v. 17, n. 2, p. 357-390, 1986.

KONTONIKAS, A., IOANNIDIS, C. Should monetary policy respond to asset price misalignments? **Economic Modelling**, v.22, n.6, p. 1105 – 1121, 2005.

KONTONIKAS, A.; MONTAGNOLI, A. Optimal monetary policy and asset price misalignments. **Scottish Journal of Political Economy**, cidade ?, v. 53, n. 5, p. 636–654, 2006.

KYDLAND, F.; PRESCOTT, E. Rules rather than discretion: the inconsistency of optimal plans. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 85, n. 3, p. 473–492, 1977.

KYOTAKI, N.; MOORE, J. Credit cycles. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 105, n. 2, p. 211-248, 1997.

LEITH, C., WREN-LEWIS, S. The optimal monetary policy response to exchange rate misalignments. **Working Papers**: Department of Economics, University of Oxford, Oxford, n. 305, p. 1-32, 2007.

LEROY, S. F.; PORTER, R. D. The present-value relation: tests based on implied variance bounds. **Econometrica**, Princeton, v. 49, n. 3, p. 555–574, 1981.

LEVIN, A.; LIN, C.F.; CHU, C. S. J. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite sample properties. **Journal of Econometrics**, Stanford, v. 108, n. 1, p.1-24, 2002.

LINDGREN, C. J. et al. Financial sector crisis and restructuring: lessons from Asia. **IMF Occasional Paper**, Washington, DC, n. 188, p. 1-103, 1999.

LUCAS, R. E. Asset prices in an exchange economy. **Econometrica**, Princeton, v. 46, n. 6, p. 1429-1445, 1978.

MA, Y.; KANAS, A. Intrinsic bubbles revisited: evidence from nonlinear cointegration and forecasting. **Journal of Forecasting**, v. 23, n. 4, p. 237–250, 2004.

MADDALA, G.; WU, S. A Comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, n. 61, p. 631–652, 1999.

MANDELKER, G.; TANDON, K. Common stock returns, real activity, money, and inflation: some international evidence. **Journal of International Money and Finance**, New York, v. 4, n. 2, p. 267-286, 1985.

MARTIN, D. M. L., KAYO, K. E., KIMURA, H., NAKAMURA, W. T. Identificando bolhas especulativas racionais no IBOVESPA (pós-Plano Real), a partir de regimes Markovianos de conversão. **Economia**: Revista da ANPEC, Brasília, DF, v. 5, n. 3, p. 219-252, 2004.

MAURO, P. Stock returns and output growth in emerging and advanced economies. **Journal of Development Economics**, New Haven, v. 71, n. 1, p. 129-153, 2003.

MCQUEEN, G.; THORLEY, S. Bubbles, stock returns and duration dependence. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 29, n. 3, p. 379-401, 1994.

MERIKAS, A. G. Stock prices response to real economic variables: the case of Germany. **Economics Letters**, Sydney, v. 10, n. 1, p. 1-7, 1999.

MISHKIN, F. S. A Multi-country study of the information in the term structure about future inflation. **Journal of International Money and Finance**, New York, v. 19, n. 1, p. 2-22, 1991.

_____. Can, futures market data used to understand the behavior of interest rates? **The Journal of Finance**, New York, v. 45, n. 2, p. 245-57, 1990b.

_____. International experiences with different monetary policy regimes. **Journal of Monetary Economics**, n. 43, v. 3, p. 579-605, 1999.

_____. **Monetary policy strategy**. Cambridge: The MIT Press, 2007.

_____. The information in the longer-maturity term structure about future inflation. **Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, v. 105, n. 3, p. 815-828, 1990a.

MISHKIN, F. S.; SAVASTANO, M. A. Monetary policy strategies for Latin America. **Journal of Development Economics**, New Haven, v. 66, n. 3, p. 415-444, 2001.

MISHKIN, F. S.; WHITE, E. N. U.S stock market crashes and their aftermath: implications for monetary policy. **NBER Working Papers**, New York, n. 8992, p. 1-33, 2002.

MODIGLIANI, F. Monetary policy and consumption, in consumer spending and monetary policy. **The Linkages**. Boston: Federal Reserve Bank of Boston, 1971.

MODIGLIANI, F.; MILLER, M. H. The cost of capital, corporate finance and the theory of investment. **The American Economic Review**, New York, v. 48, n. 2, p. 261-97, 1958.

MOJON, B. Financial structure and the interest rate channel of ECB monetary policy. **ECB Working Papers Series**, Frankfurt, n. 40, p. 1-26, 2000.

MORENO, R. Was there a boom in money and credit prior to East Asia's recent currency crisis? **FRBSF Pacific Basin Working Paper Series**, n. 5, p. 1-26, 1998.

MORK, R.; SHLEIFER, R.; VISHNY, R. Do managerial objectives drive bad acquisitions? **The Journal of Finance**, New York, v. 45, n.1, p. 31-48, 1990.

MUSSA, M. Asset prices and monetary policy. In: HUNTER, W.; KAUFMAN, G.; POMERLEANO, M. **Asset prices bubbles: the implications for monetary, regulatory and international policies**. Cambridge, MA: MIT Press, 2003.

NAJAND. M.; NORONHA. G. Causal relations among stock returns, inflation, real activity and interest rates: evidence from Japan. **Global Finance Journal**, Fresno, v. 9, n.1, p. 71-80, 1998.

NELL, K. Is low inflation a precondition for faster growth? The case of South Africa. **Studies in Economics**: University of Kent, n. 11, p. 1-29, 2000.

NEWKEY, W.; WEST, K. A. Simple positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. **Econometrica**, Princeton, v. 55, n. 3, p. 703-708, 1987.

NUNES, M. S. **A reestruturação do setor bancário brasileiro e o impacto das políticas macroeconômicas sobre esse setor, após a implementação do plano real**. 2000. Monografia (Curso de Economia) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2000.

NUNES, M. S.; COSTA JR, N. C. A.; MEURER, R. A relação entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas: uma análise econométrica para o Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 59, n. 4, p. 585-607, 2005.

NUNES, M. S.; MEURER, R. Arranjos cambiais, crises monetárias e o papel das instituições na escolha da taxa de câmbio: um estudo para economias emergentes. **Teoria e Evidência Econômica**, Passo Fundo, v. 14, n. 27, p. 81-100, 2006.

OBSTFELD, M.; ROGOFF. K. **Foundations of international macroeconomics**. Cambridge, MA: MIT Press, 1996.

OHANIAN, L. E. When the bubble bursts: psychology or fundamentals? **FRBF Business Review**, p. 3-13, 1996.

OKINA, K.; SHIRATSUKA, S. Japan's experience with asset prices bubbles: is it a case for inflation targeting? In: HUNTER, W.; KAUFMAN, G.; POMERLEANO, M. **Asset prices bubbles: the implications for monetary, regulatory, and international policies**. Cambridge, MA: MIT Press, 2003.

OKINA, K.; SHIRAKAWA, M.; SHIRATSUKA, S. Asset price bubble and monetary policy: experience on Japan's economy in the late 1980s and its lessons. **Monetary and Economic Studies**: Bank of Japan, Tokio, n. 19, p. 395-450, 2001.

PAYNE, J. E.; WATERS, G. A. Periodically collapsing negative bubbles? **Applied Financial Economics Letters**, Sydney, v. 1, n. 2, p. 65-69, 2005.

PEERSMAN, G; SMETS, F. The monetary transmission mechanism in the euro area: more evidence from VAR analysis. **ECB Working Papers Series**, Frankfurt, n. 91, p. 1-10, 2001.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y.; SMITH, R. J. Structural Analysis of Vector Error Correction Models with Exogenous I(1) Variables. **Journal of Econometrics**, Stanford, v. 97, n. 2, p. 293-343, 2000.

PESARAN, H. H.; YONGCHEOL, S. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. **Economics Letters**, Sydney, v. 58, n. 1, p. 17-29, 1998.

PETRUCCELLI, J.; WOOLFORD, S. A threshold AR(1) model. **Journal of Applied Probability**, v. 21, n. 2, p. 270-286, 1984.

PHILIPS, P.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regressions. **Biometrika**, v. 75, n. 3, p. 335-346, 1988.

PHILLIPS, P. C.; MOON, H. R. Estimation of autoregressive roots near unity using panel data. **Econometric Theory**, v. 16, n. 5, p. 927-998, 2000.

_____. Linear regressions limit theory for nonstationary panel data. **Econometrica**, Princeton, v. 67, n. 5, p. 1057-1111, 1999.

POOLE, W. Optimal choice of monetary policy instruments in a simple stochastic macro model. **Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, v. 84, n. 2, p. 197-216, 1970.

RAY, P.; CHATTERJEE, S. The role of asset prices in Indian inflation in recent years: some conjectures. In: BIS. Modelling aspects of the inflation process and the monetary transmission mechanism in emerging market countries. **BIS Papers**, n. 8, p. 109-130, 2001.

RICHARDS, A. Asset prices and monetary policy. In: CONFERENCE HELD AT THE H.C COOMBS CENTER FOR FINANCIAL STUDIES, 2003, Kirribilli. **Proceedings**. Kirribilli, 2003.

RIGOBON, R.; SACK, B. Measuring the reaction of monetary policy to the stock market. **Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, v. 118, n. 2, p. 639-669, 2003.

ROTENBERG, J.; WOODFORD, M. Interest rate rules in an estimated sticky price model. In: TAYLOR, J. B. **Monetary policy rules**. Chicago: University of Chicago, 1999a.

RUDEBUSCH, G.; SVENSSON, L. Policy rules for inflation targeting. In: TAYLOR, J. B. **Monetary policy rules**. Chicago: University of Chicago, 1999.

SANTOS, M.; WOODFORD, M. Rational asset pricing bubbles. **Econometrica**, Princeton, v. 65, n. 1, p. 19-58, 1997.

SARNO, L.; TAYLOR, M. An empirical investigation of asset price bubbles in Latin American emerging financial markets. **Applied Finance Economics**, v. 13, n. 9, p. 635-643, 2003.

_____. Hot money, accounting labels and the permanence of capital flows to developing countries. **Journal of Development Economics**, New Haven, v. 59, n. 2, p. 337-364, 1999a.

_____. The persistence of capital inflows and the behavior of stock prices in East Asian emerging markets: some empirical evidence. **Journal of International Money and Finance**, New York, v. 18, n. 4, p. 637-657, 1999b.

SCHWARTZ, A. J. Asset price inflation and monetary policy. **Atlantic Economic Journal**, v. 31, n. 1, p. 1-14, 2003.

SELODY, J.; WILKINS, C. Asset prices and monetary policy: a Canadian perspective on the issues. **Bank of Canada Review**, n. 7, p. 1-28, 2004.

SHAH, H. **Stock returns and anticipated aggregate real activity**. Chicago: University of Chicago, 1989.

SHIBUYA, H. Dynamic equilibrium price index: asset price and inflation. **Monetary and Economic Studie**: Bank of Japan, Tóquio, v. 10, n. 1, p. 95-109, 1992.

SHILLER, R. Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends? **The American Economic Review**, New York, v. 71, n. 3, p. 421-436, 1981.

_____. **Irrational exuberance**. Princeton, NJ: Princeton University, 2000.

SIKLOS, P. L.; WERNER, T.; BOHL, M. T. Asset prices in Taylor rules: specification, estimation, and policy implications for the ECB. **Studies of Economic Research Discussion Paper**: Deutsche Bundesbank, n.22, p. 1-37, 2004.

SMETS, F. Financial asset prices and monetary policy: theory and evidence. **Centre for Economic Policy Research**, n. 1751, p. 1-28, 1997.

SOLNIK, B. Using financial prices to test exchange rate models: a note. **The Journal of Finance**, New York, v. 42, n. 1, p. 141-149, 1987.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Forecasting output and inflation: the role of asset price. **Journal of Economic Literature**, Pittsburg, v. 41, n. 5, p. 788-829, 2003.

SVENSSON, L. E. Price-level targeting versus inflation targeting: a free lunch? **Journal of Money, Credit and Banking**, Columbus, v. 31, n. 2, p. 277-95, 1999.

SVENSSON, L. E. O. Open-economy inflation targeting. **Journal of International Economics**, v. 50, n. 1, p. 155-183, 2000.

TAYLOR, J. B. Discretion versus policy rules in practice. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, n. 39, p. 195-214, 1993.

_____. **Monetary policy rules**. Chicago: University of Chicago, 1999.

_____. The Role of the exchange rate in monetary-policy rules. **The American Economic Review**, New York, v. 91, n. 2, p. 263-267, 2001.

TAYLOR, M.; PEEL, D. Periodically collapsing stock price bubbles: a robust test. **Economics Letters**, Sydney, v. 61, n. 2, p. 221-228, 1998.

TKACZ, G. Inflation changes, yield spreads, and threshold effects. **International Review of Economics and Finance**, v. 13, n. 2, p. 187-199, 2004.

TOBIN, J. A General Equilibrium Approach to Monetary Theory. **Journal of Money, Credit, and Banking**, Columbus, v. 1, n. 1, p. 15-29, 1969.

TONG, H. **Threshold models in non-linear time series analysis**. New York: Springer-Verlag, 1983.

VAN NORDEN, S. Regime switching as a test for exchange rate bubbles. **Journal of Applied Econometrics**, v. 11, n. 3, p. 219–251, 1996.

VAN-NORDEN, S.; SCHALLER, H. Speculative behavior, regime-switching and stock markets crashes. **Bank of Canada Working Papers**, n. 13, 1996.

VAN NORDEN, S.; VIGFUSSON, R. Avoiding the pitfalls: can regime-switching tests reliably detect bubbles. **Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics**, v. 3, n. 1, p. 1–22, 1998.

VELOSO, T. R. M. **Aplicabilidade do regime de metas de inflação nos países emergentes: uma análise de controle ótimo em sistemas econômicos dinâmicos**. 2006. 77 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2006.

WEST, K. D. A specification test for speculative bubbles? **Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, v. 102, n. 3, p. 553–580, 1987.

WOODFORD, M. Commentary: how should monetary policy be conducted in an era of price stability? **New Challenges for Monetary Policy**. Kansas: Federal Reserve Bank of Kansas City, 1999.

WORLD BANK. Private capital flows to developing countries: the road to financial integration. **World Bank Research Report**. Oxford: Oxford University Press, 1997.

APÊNDICE A - TESTE DE RAIZ UNITÁRIA PARA OS PREÇOS DOS ATIVOS (P)

PAÍSES	NÍVEL				1ª DIFERENÇA			
	ADF (I)	τ_{crit}	PP	τ_{crit}	ADF (I)	τ_{crit}	PP	τ_{crit}
África do Sul	-2,51 (1) **	-3,43	- 0,109 (1) *	- 2,87	-13,55 **	-3,43	-13,48*	-2,88
Argentina	-2,43 *	-2,88	-2,53*	-2,87	-12,54	-1,94	-12,79	-1,94
Brasil	-1,98 **	-3,44	-2,14	-3,44	-11,00	-1,94	-11,00	-1,94
Chile	-2,89 **	-3,43	-2,90	-3,43	-12,08	-1,94	-12,09	-1,94
China	-2,28*	-2,88	-2,17	-2,88	-12,17	-1,94	-12,33	-1,94
Colômbia	-0,62(1)*	-2,88	-0,59*	-2,88	-10,06	-1,94	-10,06*	-2,88
Coréia do Sul	-2,96(1)**	-3,43	-2,33(1)*	-2,88	-12,06	-1,94	-12,03*	-2,88
Filipinas	-1,65(3)*	-2,88	-1,66*	-2,88	-12,68	-1,94	-12,66*	-2,88
Índia	-2,16(1)*	-2,88	-1,72*	-2,88	-11,77	-1,94	-11,66	-1,94
Indonésia	-1,98*	-2,88	-2,03*	-2,88	-12,07	-2,88	-12,02	-1,94
Israel	-2,59**	-3,44	-2,68**	-3,44	-11,52	-1,94	-11,50*	-2,88
Malásia	-2,29(1)*	-2,88	-2,22*	-2,88	-11,92	-1,94	-11,90	-1,94
México	-1,59(1)*	-2,88	-1,79**	-3,44	-12,44*	-2,88	-12,40*	-2,88
Peru	-0,69(2)**	-3,43	-0,79*	-2,88	-10,18(1)	-1,94	-11,29	-1,94
Polônia	-0,54	-1,94	-0,53	-1,94	-12,66	-1,94	-12,70	-1,94
República Tcheca	-2,77**	-3,44	-2,77**	-3,44	-9,73**	-3,44	-9,63**	-3,44
Rússia	-1,05*	-2,88	-1,61	-2,88	-9,93	-1,94	-10,14	-1,94
Sri Lanka	-2,15(1)*	-2,88	-2,11*	-2,88	-11,57	-1,94	-11,60	-1,94
Tailândia	-1,60*	-2,88	-1,51*	-2,88	-14,11	-1,94	-14,19	-1,94
Taiwan	-2,64**	-3,43	-2,89**	-3,43	-11,96	-1,94	-11,95	-1,94
Turquia	-2,42*	-2,88	-2,51*	-2,88	-14,04	-1,94	-14,06	-1,94
Venezuela	-3,28**	-3,44	-3,12**	-3,44	-12,60	-1,94	-12,40	-1,94

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: I é o número ótimo de defasagens selecionadas de acordo com o critério de informação de Akaike e Schwarz.

ADF e PP são os testes de Dickey-Fuller Aumentado e Philips e Peron (1988).

τ_{crit} : valores críticos com 5% de significância. * com constante e ** com constante e tendência.

APÊNDICE B - TESTE DE RAIZ UNITÁRIA PARA OS DIVIDENDOS (D)

PAÍSES	NÍVEL				1ª DIFERENÇA			
	ADF (I)	τ_{crit}	PP	τ_{crit}	ADF (I)	τ_{crit}	PP	τ_{crit}
África do Sul	-2,63**	-3,44	-2,55**	-3,44	-14,39*	-2,88	-14,90*	-2,88
Argentina	-1,92(1)**	-3,44	-1,33*	-2,88	-10,33	-1,94	-10,49	-1,94
Brasil	-1,62*	-2,88	-1,67*	-2,88	-9,39	-1,94	-9,54	-1,94
Chile	-2,58(1)**	-3,43	-2,83**	-3,43	-13,30*	-2,88	-13,31*	-1,94
China	-2,22*	-2,88	-2,20*	-2,88	-7,47(2)	-1,94	-12,07	-1,94
Colômbia	-1,59(1)	-1,94	-1,54	-1,94	-10,10	-1,94	-10,11	-1,94
Coréia do Sul	-2,88(5)**	-3,43	-2,71**	-3,44	-5,56(4)	-1,94	-11,99	-1,94
Filipinas	-2,57*	-2,88	-2,53*	-2,88	-11,62	-1,94	-11,69	-1,94
Índia	-2,35*	-2,88	-2,40*	-2,88	-14,14	-1,94	-14,13	-1,94
Indonésia	-3,15**	-3,44	-3,10**	-3,44	-16,70	-2,88	-16,51	-1,94
Israel	-1,76*	-2,88	-1,75*	-2,88	-13,09	-1,94	-13,10	-1,94
Malásia	-2,48*	-2,88	-2,53*	-2,88	-11,79	-1,94	-11,95	-1,94
México	-2,44**	-3,44	-2,22**	-3,44	-13,43*	-2,88	-14,32*	-2,88
Peru	-1,82*	-2,88	-1,77*	-2,88	-13,59	-1,94	-13,58	-1,94
Polônia	-2,52(2)*	-2,88	-2,14*	-2,88	-6,60(2)	-1,94	-11,78	-1,94
República Tcheca	-3,13**	-3,44	-2,55*	-2,88	-12,04	-1,94	-12,10	-1,94
Rússia	-2,56*	-2,88	-2,48*	-2,88	-12,25	-1,94	-12,62	-1,94
Sri Lanka	-1,31**	-3,44	-1,58**	-3,44	-13,88	-1,94	-14,00	-1,94
Tailândia	-1,93*	-2,88	-2,12*	-2,88	-14,08	-1,94	-14,12	-1,94
Taiwan	-2,36(1)*	-2,88	-1,70*	-2,88	-11,71	-1,94	-11,69	-1,94
Turquia	-1,02**	-3,44	-1,13**	-3,44	-13,24*	-1,94	-13,23*	-2,88
Venezuela	-2,03*	-2,88	-2,15*	-2,88	-12,47	-1,94	-12,48	-1,94

Fonte: Elaborado pelo autor.

APÊNDICE C – ESTIMATIVAS DE BOLHA NOS PREÇOS DOS ATIVOS

Tabela 5

Estimativa de Bolha nos Preços dos Ativos – África do Sul

	Johansen	Engle e Granger	TAR	M-TAR	TAR Consistente	M-TAR Consistente
$\lambda_{\text{traço}}$	22,64 (C, 4)	-	-	-	-	-
ρ_1	-	- 0,040 (4) (-2,40)	- 0,070 (1) (-2,18)*	0,164 (6) (1,53)*	- 0,058 (6) (-1,74)*	0,173 (1,78)*
ρ_2	-	-	- 0,008 (-0,27)	- 0,124 (-1,22)	- 0,020 (-0,57)	-0,171 (-1,71)
<i>AIC</i>	-	708,28	711,75	545,87	709,85	756,93
<i>BIC</i>	-	753,81	754,03	551,87	758,63	763,55
τ	-	-	-	-	1,392	- 0,449
ϕ e ϕ'	-	-	1,90	6,22	3,06	5,37
$\rho_1 = \rho_2$	-	-	5,20 (0,023)+	3,79 (0,0053)+	3,97 (0,047)+	6,13 (0,014)+

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: ρ_1 e ρ_2 representam os coeficientes dos resíduos defasados ($\mu t - I$); Os valores entre parênteses indicam os valores em 1 diferença dos resíduos defasados ($\Delta\mu_{t-i}$ e o componente determinístico). *AIC* e *BIC* são os testes de diagnósticos Akaike e Schwartz. τ é valor do *threshold* consistente. $\lambda_{\text{traço}}$ é a estatística traço calculada e ϕ , ϕ' são os valores calculados da estatística *F* para rejeição da hipótese nula de não cointegração (modelos TAR (M-TAR) e TAR (M-TAR) consistentes). $\rho_1 = \rho_2$ representa a estatística *F* para rejeição da hipótese nula de ajustamento simétrico. * e + são as estatísticas *t-student* e *p-value*.

Número de Observações: 204. Valores críticos das estatísticas: $\lambda_{\text{traço}(1\%)} = 24,60$; $\tau_{\text{crit}(10\%)} = - 3,03$; $\phi\text{TAR}_{(5\%)} = 4,92$; $\phi\text{M-TAR}_{(10\%)} = 5,13$; $\phi'\text{TAR}_{(10\%)} = 6,44$ e $\phi'\text{M-TAR}_{(10\%)} = 5,32$

Tabela 6

Estimativas de Bolha nos Preços dos Ativos – Argentina

	Johansen	Engle e Granger	TAR	M-TAR	TAR Consistente	M-TAR Consistente
$\lambda_{\text{traço}}$	16,39 (C, 4)	-	-	-	-	-
ρ_1	-	- 0,088 (-2,66)	- 0,095 (1) (-1,78)*	0,084 (2) (0,72)*	- 0,042 (C,1) (-0,81)*	0,178 (C,1) (1,52)*
ρ_2	-	-	- 0,083 (-2,02)	- 0,048 (-0,42)	- 0,128 (-2,61)	-0,183 (-1,39)
<i>AIC</i>	-	43,40	45,40	49,91	46,17	48,88
<i>BIC</i>	-	49,51	54,51	59,00	58,31	61,00
τ	-	-	-	-	- 0,277	- 0,083
ϕ e ϕ'	-	-	3,55	0,35	4,16	1,84
$\rho_1 = \rho_2$	-	-	0,03 (0,857)+	0,66 (0,415)+	0,42 (0,513)+	2,38 (0,124)+

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: Número de Observações: 156.

Valores críticos das estatísticas: $\lambda_{\text{traço}(1\%)} = 19,96$; $\tau_{\text{crit}(10\%)} = - 3,03$; $\phi\text{TAR}_{(5\%)} = 4,99$; $\phi\text{M-TAR}_{(10\%)} = 5,47$; $\phi'\text{TAR}_{(10\%)} = 6,02$ e $\phi'\text{M-TAR}_{(10\%)} = 5,76$

Tabela 7
Estimativa de Bolha nos Preços dos Ativos - Brasil (Mensal)

	Johansen	Engle e Granger	TAR	M-TAR	TAR Consistente	M-TAR Consistente
$\lambda_{\text{traço}}$	6,89 (C, 2)	-	-	-	-	-
ρ_1	-	- 0,022 (1)	- 0,018	- 0,068	- 0,026 (2)	-0,016 (1)
		(-1,51)	(-1,15)*	(-0,05)*	(-1,65)*	(-0,88)*
ρ_2	-	-	- 0,142	- 0,359	- 0,166	-0,450
			(-2,11)	(-3,48)	(-3,42)	(-0,00)
AIC	-	546,84	532,51	545,87	520,43	540,33
BIC	-	552,83	550,37	551,87	544,23	549,30
τ	-	-	-	-	0,663	- 0,437
ϕ e ϕ^i	-	-	4,64	5,22	6,88	7,96
$\rho_1 = \rho_2$	-	-	5,97	3,27	7,98	7,12
			(0,016)+	(0,072)+	(0,005)+	(0,008)+

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: Número de Observações: 152

Valores críticos das estatísticas: $\lambda_{\text{traço}(1\%)} = 19,96$; $\tau_{\text{crit}(10\%)} = - 3,03$; $\phi^{\text{TAR}}_{(10\%)} = 4,92$; $\phi^{\text{M-TAR}}_{(10\%)} = 5,45$; $\phi^{\text{TAR}}_{(10\%)} = 6,02$ e $\phi^{\text{M-TAR}}_{(5\%)} = 6,86$

Tabela 8
Estimativa de Bolha nos Preços dos Ativos – Chile

	Johansen	Engle e Granger	TAR (0)	M-TAR (0)	TAR Consistente	M-TAR Consistente
$\lambda_{\text{traço}}$	22,62 (4)	-	-	-	-	-
ρ_1	-	- 0,043 (C,4)	- 0,004 (4)	0,272 (2)	- 0,028 (C,4)	0,282 (4)
		(-4,14)	(-0,36)*	(2,96)*	(- 2,29)*	(3,12)*
ρ_2	-	-	- 0,054	0,032	- 0,034	0,015
			(-3,76)	(0,34)	(-2,08)	(0,162)
AIC	-	675,45	681,64	692,80	667,00	692,02
BIC	-	695,24	701,43	712,59	700,09	711,81
τ	-	-	-	-	0,634	- 0,174
ϕ e ϕ^i	-	-	7,19	4,52	8,79	4,92
$\rho_1 = \rho_2$	-	-	6,60	3,10	6,14	3,87
			(0,010)+	(0,08)+	(0,014)+	(0,06)+

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: Número de Observações: 205

Valores críticos das estatísticas: $\lambda_{\text{traço}(1\%)} = 16,31$; $\tau_{\text{crit}(1\%)} = - 4,07$; $\phi_{(5\%)} = 6,35$; $\phi^{\text{M-TAR}}_{(10\%)} = 5,36$; $\phi^{\text{TAR}}_{(5\%)} = 7,56$ e $\phi^{\text{M-TAR}}_{(10\%)} = 5,32$

Tabela 9
Estimativa de Bolha nos Preços dos Ativos – China

	Johansen	Engle e Granger	TAR (0)	M-TAR (0)	TAR Consistente	M-TAR Consistente
$\lambda_{\text{traço}}$	4,59 (4)	-	-	-	-	-
ρ_1	-	- 0,042 (-2,17)	- 0,016 (2) (-0,53)*	- 0,091 (2) (- 0,88)*	- 0,007 (2) (-0,24)*	- 0,105 (2) (-0,24)*
ρ_2	-	-	- 0,070 (-2,75)	- 0,373 (-2,95)	- 0,083 (-3,14)	- 0,406 (-3,19)
<i>AIC</i>	-	- 46,75	- 52,32	- 52,30	- 54,32	- 55,88
<i>BIC</i>	-	- 40,73	- 40,31	- 40,28	- 42,30	- 43,86
τ	-	-	-	-	- 0,229	- 0,026
ϕ e ϕ^i	-	-	3,92	4,68	4,98	6,51
$\rho_1 = \rho_2$	-	-	1,85 (0,175)+	7,87 (0,005)+	3,83 (0,052)+	9,52 (0,002)+

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: Número de Observações: 152

Valores críticos das estatísticas: $\lambda_{\text{traço}(5\%)} = 12,53$; $\tau_{\text{crit}(10\%)} = - 3,03$; $\phi_{(10\%)} = 4,99$; $\phi^i M-TAR_{(10\%)} = 5,47$; $\phi^{ii} TAR_{(10\%)} = 6,02$ e $\phi^{ii} M-TAR_{(10\%)} = 5,76$

Tabela 10
Estimativa de Bolha nos Preços dos Ativos – Colômbia

	Johansen	Engle e Granger	TAR (0)	M-TAR (0)	TAR Consistente	M-TAR Consistente
$\lambda_{\text{traço}}$	7,36 (C, 4)	-	-	-	-	-
ρ_1	-	- 0,010 (4) (-0,90)	- 0,006 (1) (-0,38)*	- 0,289 (C) (-2,41)*	0,006 (1) (0,35)*	- 0,337 (C) (-3,05)*
ρ_2	-	-	- 0,015 (-0,90)	- 0,263 (-1,79)	- 0,028 (-1,64)	- 0,218 (-1,97)
<i>AIC</i>	-	18,40	18,26	18,77	18,25	18,26
<i>BIC</i>	-	27,58	27,76	28,26	25,74	25,75
τ	-	-	-	-	- 0,345	0,080
ϕ e ϕ^i	-	-	0,48	7,21	1,48	7,49
$\rho_1 = \rho_2$	-	-	0,12 (0,723)+	5,18 (0,023)+	3,83 (0,147)+	8,75 (0,003)+

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: Número de Observações: 177

Valores críticos das estatísticas: $\lambda_{\text{traço}(5\%)} = 19,96$; $\tau_{\text{crit}(10\%)} = - 3,03$; $\phi_{(5\%)} = 4,99$; $\phi^i M-TAR_{(5\%)} = 5,98$; $\phi^{ii} TAR_{(10\%)} = 6,02$ e $\phi^{ii} M-TAR_{(5\%)} = 6,78$

Tabela 11
Estimativa de Bolha nos Preços dos Ativos - Coréia Do Sul

	Johansen	Engle e Granger	TAR (0)	M-TAR (0)	TAR Consistente	M-TAR Consistente
$\lambda_{\text{traço}}$	47,13 (4)	-	-	-	-	-
ρ_1	-	- 0,007 (C,6)	- 0,003 (C,6)	- 0,299 (C,4)	- 0,003 (C,9)	- 0,343 (C)
		(-3,07)	(-0,70)*	(-3,09)*	(-0,61)*	(-3,65)*
ρ_2	-	-	- 0,009	- 0,164	- 0,012	- 0,127
			(-1,89)	(-0,33)	(-1,47)	(-0,74)
AIC	-	- 986,03	- 995,92	- 998,93	- 978,85	- 1003,69
BIC	-	- 953,25	- 996,13	- 979,14	- 939,57	- 973,76
τ	-	-	-	-	- 0,006	5,15 e⁻⁴
ϕ e ϕ^i	-	-	3,93	6,84	5,94	9,05
$\rho_1 = \rho_2$	-	-	1,84	9,22	1,98	13,07
			(0,175)+	(0,002)+	(0,161)+	(0,000)+

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: Número de Observações: 205.

Valores críticos das estatísticas: $\lambda_{\text{traço}}(1\%) = 16,31$; $\tau_{\text{crit}}(10\%) = -3,03$; $\phi_{5\%} = 5,23$; $\phi^i M-TAR_{5\%} = 6,12$; $\phi^i M-TAR_{10\%} = 6,44$ e $\phi^i M-TAR_{1\%} = 8,47$.

Tabela 12
Estimativa de Bolha nos Preços dos Ativos - Filipinas

	Johansen	Engle e Granger	TAR (0)	M-TAR (0)	TAR Consistente	M-TAR Consistente
$\lambda_{\text{traço}}$	27,13 (C, 4)	-	-	-	-	-
ρ_1	-	- 0,058 (C,4)	- 0,054 (C,6)	- 0,271 (C,4)	- 0,050 (C,3)	- 0,316 (C,3)
		(-3,25)	(-2,16)*	(-2,27)*	(-2,15)*	(-2,90)*
ρ_2	-	-	- 0,128	- 0,219	- 0,109	- 0,137
			(-2,78)	(-1,58)	(-2,88)	(-1,54)
AIC	-	994,09	957,14	986,92	982,11	1003,27
BIC	-	1013,88	996,41	1016,42	1011,71	1023,06
τ	-	-	-	-	1,376	0,607
ϕ e ϕ^i	-	-	7,84	5,96	7,25	6,17
$\rho_1 = \rho_2$	-	-	3,20	1,83	3,39	3,55
			(0,075)+	(0,176)+	(0,067)+	(0,064)+

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: Número de Observações: 205

Valores críticos das estatísticas: $\lambda_{\text{traço}}(1\%) = 24,60$; $\tau_{\text{crit}}(10\%) = -3,03$; $\phi TAR_{5\%} = 6,35$; $\phi M-TAR_{10\%} = 5,13$; $\phi^i M-TAR_{10\%} = 6,44$ e $\phi^i M-TAR_{1\%} = 5,32$

Tabela 13
Estimativa de Bolha nos Preços dos Ativos - Índia

	Johansen	Engle e Granger	TAR (0)	M-TAR (0)	TAR Consistente	M-TAR Consistente
$\lambda_{\text{traço}}$	8,74 (4)	-	-	-	-	-
ρ_1	-	- 0,032 (2) (-1,66)	- 0,003 (-0,12)*	- 0,057 (C,4) (0,49)*	- 0,005 (C,6) (-0,17)*	- 0,070 (C,6) (0,50)*
ρ_2	-	-	- 0,380 (-3,15)	- 0,219 (-1,58)	- 0,076 (-2,23)	- 0,377 (-3,26)
<i>AIC</i>	-	- 21,71	- 22,03	- 35,32	- 27,97	- 33,31
<i>BIC</i>	-	11,80	15,40	10,20	30,18	9,09
τ	-	-	-	-	0,135	- 0,034
ϕ e ϕ^i	-	-	4,98	5,96	2,58	5,36
$\rho_1 = \rho_2$	-	-	0,28 (0,591)+	1,83 (0,176)+	3,26 (0,007)+	0,48 (0,490)+

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: Número de Observações: 204

Valores críticos das estatísticas: $\lambda_{\text{traço}}(5\%) = 12,53$; $\tau_{\text{crit}}(10\%) = -3,03$; $\phi^{\text{TAR}}(5\%) = 6,35$; $\phi^{\text{M-TAR}}(10\%) = 5,36$; $\phi^{\text{TAR}}(10\%) = 6,44$ e $\phi^{\text{M-TAR}}(10\%) = 5,32$

Tabela 14
Estimativa de Bolha nos Preços dos Ativos - Indonésia

	Johansen	Engle e Granger	TAR (0)	M-TAR (0)	TAR Consistente	M-TAR Consistente
$\lambda_{\text{traço}}$	19,69 (2)	-	-	-	-	-
ρ_1	-	- 0,095 (C,4) (-3,71)	- 0,116 (C,4) (-3,43)*	- 0,117 (C) (-0,87)*	- 0,095 (C,4) (-3,11)*	- 0,006 (C,1) (-0,05)*
ρ_2	-	-	- 0,034 (-0,49)	- 0,156 (-1,53)	- 0,092 (-1,79)	- 0,214 (-2,19)
<i>AIC</i>	-	851,62	862,70	885,55	853,62	878,93
<i>BIC</i>	-	871,29	885,65	895,43	876,56	892,08
τ	-	-	-	-	1,042	- 0,456
ϕ e ϕ^i	-	-	7,33	2,01	6,86	2,43
$\rho_1 = \rho_2$	-	-	4,88 (0,028)+	0,26 (0,612)+	3,59 (0,059)+	0,08 (0,772)+

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: Número de Observações: 201

Valores críticos das estatísticas: $\lambda_{\text{traço}}(5\%) = 12,53$; $\tau_{\text{crit}}(5\%) = -3,37$; $\phi^{\text{TAR}}(5\%) = 6,35$; $\phi^{\text{M-TAR}}(10\%) = 5,36$; $\phi^{\text{TAR}}(10\%) = 6,44$ e $\phi^{\text{M-TAR}}(10\%) = 5,57$

Tabela 15
Estimativa de Bolha nos Preços dos Ativos - Israel

	Johansen	Engle e Granger	TAR (0)	M-TAR (0)	TAR Consistente	M-TAR Consistente
$\lambda_{\text{traço}}$	6,36 (C,4)	-	-	-	-	-
ρ_1	-	- 0,020 (-1,10)	- 0,002 (- 0,09)*	0,083 (0,75)*	- 0,006 (0,25)*	0,021 (0,17)*
ρ_2	-	-	- 0,042 (-1,57)	0,089 (0,89)	- 0,045 (-1,65)	0,131 (1,33)
AIC	-	- 15,17	- 14,46	- 13,94	- 15,55	- 15,22
BIC	-	- 8,95	- 5,12	- 7,72	- 9,31	- 5,90
τ	-	-	-	-	0,120	0,068
ϕ e ϕ^i	-	-	1,24	0,62	1,39	0,90
$\rho_1 = \rho_2$	-	-	1,26 (0,262)+	0,01 (0,974)+	1,96 (0,162)+	0,47 (0,492)+

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: Número de Observações: 168

Valores críticos das estatísticas: $\lambda_{\text{traço}}(5\%) = 19,96$; $\tau_{\text{crit}}(5\%) = - 3,37$; $\phi^{\text{TAR}}_{(10\%)} = 4,94$; $\phi^{\text{M-TAR}}_{(10\%)} = 5,86$; $\phi^{\text{TAR}}_{(10\%)} = 5,95$ e $\phi^{\text{M-TAR}}_{(10\%)} = 5,73$

Tabela 16
Estimativa de Bolha nos Preços dos Ativos - Malásia

	Johansen	Engle e Granger	TAR (0)	M-TAR (0)	TAR Consistente	M-TAR Consistente
$\lambda_{\text{traço}}$	7,69 (C,4)	-	-	-	-	-
ρ_1	-	- 0,011 (4) (-0,78)	0,004 (C,4) (- 0,20)*	0,115 (C,4) (1,18)*	0,005 (C,6) (0,24)*	0,018 (C,8) (0,87)*
ρ_2	-	-	- 0,024 (-1,25)	0,142 (1,36)	- 0,114 (-3,51)	0,250 (2,33)
AIC	-	- 308,83	- 309,50	- 308,24	- 298,83	- 305,36
BIC	-	- 292,34	- 302,86	- 291,75	- 231,09	- 259,75
τ	-	-	-	-	- 0,206	0,023
ϕ e ϕ^i	-	-	1,81	1,62	6,25	2,83
$\rho_1 = \rho_2$	-	-	0,99 (0,320)+	0,04 (0,849)+	0,20 (0,657)+	0,016 (0,900)+

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: Número de Observações: 205

Valores críticos das estatísticas: $\lambda_{\text{traço}}(5\%) = 19,96$; $\tau_{\text{crit}}(5\%) = - 3,37$; $\phi^{\text{TAR}}_{(10\%)} = 5,23$; $\phi^{\text{M-TAR}}_{(10\%)} = 5,13$; $\phi^{\text{TAR}}_{(10\%)} = 6,44$ e $\phi^{\text{M-TAR}}_{(10\%)} = 5,73$

Tabela 17
Estimativa de Bolha nos Preços dos Ativos - México

	Johansen	Engle e Granger	TAR (0)	M-TAR (0)	TAR Consistente	M-TAR Consistente
$\lambda_{\text{traço}}$	14,66 (C,4)	-	-	-	-	-
ρ_1	-	- 0,020 (C,2)	- 0,008 (4)	0,237 (4)	- 0,009 (5)	0,244 (5)
		(-2,17)	(-1,04)*	(2,35)*	(-1,16)*	(2,15)*
ρ_2	-	-	- 0,085	- 0,075	- 0,098	- 0,026
			(-3,49)	(-0,76)	(-4,01)	(-0,29)
<i>AIC</i>	-	842,56	825,47	821,80	821,45	823,05
<i>BIC</i>	-	855,79	848,53	844,81	844,50	846,07
τ	-	-	-	-	- 1,722	0,498
ϕ e ϕ^i	-	-	6,51	2,97	8,60	2,39
$\rho_1 = \rho_2$	-	-	12,96	4,69	17,15	3,46
			(0,000)+	(0,031)+	(0,000)+	(0,064)+

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: Número de Observações: 205

Valores críticos das estatísticas: $\lambda_{\text{traço}}(5\%) = 19,96$; $\tau_{\text{crit}}(10\%) = -3,03$; $\phi^{\text{TAR}}(10\%) = 5,23$; $\phi^{\text{M-TAR}}(10\%) = 5,13$; $\phi^{\text{TAR}}(10\%) = 6,44$ e $\phi^{\text{M-TAR}}(10\%) = 5,73$

Tabela 18
Estimativa de Bolha nos Preços dos Ativos - Peru

	Johansen	Engle e Granger	TAR (0)	M-TAR (0)	TAR Consistente	M-TAR Consistente
$\lambda_{\text{traço}}$	6,88 (C,4)	-	-	-	-	-
ρ_1	-	- 0,007 (2)	- 0,035 (4)	- 0,116 (C,8)	- 0,040 (6)	- 0,080 (C,6)
		(-0,36)	(-1,29)*	(-0,70)*	(-1,51)*	(-0,60)*
ρ_2	-	-	- 0,086	0,447	- 0,101	0,284
			(-2,51)	(2,69)	(-2,91)	(2,54)
<i>AIC</i>	-	- 119,05	- 120,78	- 118,16	- 123,75	- 121,22
<i>BIC</i>	-	- 109,96	- 96,75	- 85,34	- 99,72	- 99,24
τ	-	-	-	-	- 0,097	0,052
ϕ e ϕ^i	-	-	5,26	3,72	6,77	3,33
$\rho_1 = \rho_2$	-	-	8,30	0,60	11,30	0,45
			(0,004)+	(0,440)+	(0,000)+	(0,502)+

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: Número de Observações: 156

Valores críticos das estatísticas: $\lambda_{\text{traço}}(5\%) = 19,96$; $\tau_{\text{crit}}(10\%) = -3,03$; $\phi^{\text{TAR}}(10\%) = 5,20$; $\phi^{\text{M-TAR}}(10\%) = 5,20$; $\phi^{\text{TAR}}(10\%) = 6,35$ e $\phi^{\text{M-TAR}}(10\%) = 5,52$

Tabela 19
Estimativa de Bolha nos Preços dos Ativos - Polônia

	Johansen	Engle e Granger	TAR (0)	M-TAR (0)	TAR Consistente	M-TAR Consistente
$\lambda_{\text{traço}}$	11,96 (4)	-	-	-	-	-
ρ_1	-	- 0,067 (-2,26)	- 0,155 (C) (-2,96)*	- 0,116 (1) (-0,70)*	- 0,141 (-3,46)*	- 0,219 (C) (-1,57)*
ρ_2	-	-	- 0,032 (-0,53)	0,447 (2,69)	- 0,006 (-1,40)	0,177 (1,81)
<i>AIC</i>	-	21,53	21,80	21,62	23,45	23,80
<i>BIC</i>	-	27,58	24,89	30,67	29,51	32,88
τ	-	-	-	-	0,175	0,072
ϕ e ϕ^i	-	-	6,69	0,11	6,97	2,55
$\rho_1 = \rho_2$	-	-	7,27 (0,007)+	0,086 (0,769)+	4,15 (0,044)+	2,51 (0,141)+

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: Número de Observações: 154

Valores críticos das estatísticas: $\lambda_{\text{traço}}(5\%) = 12,53$; $\tau_{\text{crit}}(10\%) = -3,03$; $\phi_{\text{TAR}}(5\%) = 5,98$; $\phi_{\text{M-TAR}}(10\%) = 5,47$; $\phi^i_{\text{TAR}}(5\%) = 6,95$ e $\phi^i_{\text{M-TAR}}(10\%) = 5,73$

Tabela 20
Estimativa de Bolha nos Preços dos Ativos - República Tcheca

	Johansen	Engle e Granger	TAR (0)	M-TAR (0)	TAR Consistente	M-TAR Consistente
$\lambda_{\text{traço}}$	17,84 (C,4)	-	-	-	-	-
ρ_1	-	0,006 (4) (0,40)	0,070 (C,2) (-2,68)*	0,076 (C) (0,52)*	0,003 (0,20)*	0,054 (C) (0,40)*
ρ_2	-	-	0,164 (-3,27)	0,301 (2,34)	- 0,087 (-2,24)	0,301 (2,74)
<i>AIC</i>	-	- 67,67	- 73,10	- 36,46	- 30,81	- 37,23
<i>BIC</i>	-	- 52,62	- 57,98	- 27,37	- 21,70	- 28,14
τ	-	-	-	-	- 0,263	0,045
ϕ e ϕ^i	-	-	4,62	3,70	2,53	4,10
$\rho_1 = \rho_2$	-	-	11,17 (0,001)+	0,21 (0,645)+	0,30 (0,587)+	1,78 (0,184)+

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: Número de Observações: 155

Valores críticos das estatísticas: $\lambda_{\text{traço}}(5\%) = 19,96$; $\tau_{\text{crit}}(10\%) = -3,03$; $\phi_{\text{TAR}}(10\%) = 4,99$; $\phi_{\text{M-TAR}}(10\%) = 5,47$; $\phi^i_{\text{TAR}}(10\%) = 5,95$ e $\phi^i_{\text{M-TAR}}(10\%) = 5,73$

Tabela 21
Estimativa de Bolha nos Preços dos Ativos - Rússia

	Johansen	Engle e Granger	TAR (0)	M-TAR (0)	TAR Consistente	M-TAR Consistente
$\lambda_{\text{traço}}$	8,89 (C,2)	-	-	-	-	-
ρ_1	-	- 0,045 (4) (- 1,68)	- 0,027 (-0,76)*	- 0,037 (-0,295)*	- 0,041 (6) (-1,24)*	- 0,207 (C) (-1,39)*
ρ_2	-	-	- 0,045 (-1,27)	0,195 (1,79)	- 0,118 (-2,41)	0,261 (2,46)
AIC	-	221,67	233,04	225,95	199,82	223,79
BIC	-	236,30	238,96	231,85	234,41	232,64
τ	-	-	-	-	- 0,662	0,138
ϕ e ϕ^i	-	-	1,09	1,66	3,14	3,66
$\rho_1 = \rho_2$	-	-	0,12 (0,722)+	1,93 (0,166)+	2,13 (0,146)+	2,22 (0,138)+

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: Número de Observações: 143

Valores críticos das estatísticas: $\lambda_{\text{traço}}(5\%) = 19,96$; $\tau_{\text{crit}}(10\%) = - 3,03$; $\phi^{\text{TAR}}(10\%) = 5,01$; $\phi^{\text{M-TAR}}(10\%) = 5,47$; $\phi^{\text{TAR}}(10\%) = 6,35$ e $\phi^{\text{M-TAR}}(10\%) = 5,73$

Tabela 22
Estimativa de Bolha nos Preços dos Ativos - Sri Lanka

	Johansen	Engle e Granger	TAR (0)	M-TAR (0)	TAR Consistente	M-TAR Consistente
$\lambda_{\text{traço}}$	5,29 (2)	-	-	-	-	-
ρ_1	-	- 0,020 (4) (- 1,55)	0,009 (0,38)*	0,154 (1,60)*	0,004 (C,6) (0,19)*	0,010 (4) (0,11)*
ρ_2	-	-	- 0,067 (-2,04)	0,241 (2,43)	- 0,062 (-2,36)	0,269 (2,99)
AIC	-	- 62,60	- 70,33	- 42,55	- 65,46	- 63,97
BIC	-	- 46,11	- 57,22	- 35,92	- 35,86	- 47,47
τ	-	-	-	-	0,273	0,044
ϕ e ϕ^i	-	-	2,47	4,25	3,06	4,66
$\rho_1 = \rho_2$	-	-	0,59 (0,445)+	0,39 (0,532)+	0,31 (0,581)+	3,73 (0,054)+

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: Número de Observações: 205

Valores críticos das estatísticas: $\lambda_{\text{traço}}(5\%) = 12,53$; $\tau_{\text{crit}}(10\%) = - 3,03$; $\phi^{\text{TAR}}(10\%) = 4,94$; $\phi^{\text{M-TAR}}(10\%) = 5,38$; $\phi^{\text{TAR}}(10\%) = 6,44$ e $\phi^{\text{M-TAR}}(10\%) = 5,32$

Tabela 23
Estimativa de Bolha nos Preços dos Ativos - Tailândia

	Johansen	Engle e Granger	TAR (0)	M-TAR (0)	TAR Consistente	M-TAR Consistente
$\lambda_{\text{traço}}$	8,37 (C,2)	-	-	-	-	-
ρ_1	-	- 0,032 (2) (- 1,83)	0,011 (C,1) (0,38)*	- 0,132 (C) (-1,17)*	- 0,002 (C,6) (-0,09)*	- 0,148 (C) (-1,43)*
ρ_2	-	-	- 0,092 (-2,44)	0,186 (1,32)	- 0,089 (-2,65)	0,161 (1,49)
<i>AIC</i>	-	205,94	208,20	210,41	188,65	208,94
<i>BIC</i>	-	215,87	221,45	220,35	250,15	218,88
τ	-	-	-	-	0,463	0,104
ϕ e ϕ^i	-	-	3,25	1,15	3,65	1,88
$\rho_1 = \rho_2$	-	-	0,59 (0,442)+	1,49 (0,224)+	0,01 (0,753)+	2,13 (0,145)+

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: Número de Observações: 205

Valores críticos das estatísticas: $\lambda_{\text{traço}}(5\%) = 19,96$; $\tau_{\text{crit}}(10\%) = - 3,03$; $\phi^{\text{TAR}}(10\%) = 4,92$; $\phi^{\text{M-TAR}}(10\%) = 5,38$;
 $\phi^{\text{TAR}}(10\%) = 6,44$ e $\phi^{\text{M-TAR}}(10\%) = 5,58$

Tabela 24
Estimativa de Bolha nos Preços dos Ativos - Taiwan

	Johansen	Engle e Granger	TAR (0)	M-TAR (0)	TAR Consistente	M-TAR Consistente
$\lambda_{\text{traço}}$	13,94 (C,2)	-	-	-	-	-
ρ_1	-	- 0,028 (2) (- 1,71)	- 0,059 (C,2) (-0,15)*	0,163 (C,2) (1,40)*	- 0,012 (C,8) (-0,50)*	0,254 (9) (2,95)*
ρ_2	-	-	- 0,044 (-1,48)	0,142 (1,11)	- 0,040 (-1,60)	0,032 (0,30)
<i>AIC</i>	-	44,35	47,93	51,27	3,24	3,14
<i>BIC</i>	-	54,28	64,47	67,82	45,72	39,14
τ	-	-	-	-	0,417	- 0,053
ϕ e ϕ^i	-	-	1,65	2,41	1,53	4,38
$\rho_1 = \rho_2$	-	-	0,00 (0,997)+	1,81 (0,179)+	0,33 (0,564)+	2,53 (0,113)+

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: Número de Observações: 205

Valores críticos das estatísticas: $\lambda_{\text{traço}}(5\%) = 19,96$; $\tau_{\text{crit}}(10\%) = - 3,03$; $\phi^{\text{TAR}}(10\%) = 4,92$; $\phi^{\text{M-TAR}}(10\%) = 5,36$;
 $\phi^{\text{TAR}}(10\%) = 6,44$ e $\phi^{\text{M-TAR}}(10\%) = 5,32$

Tabela 25
Estimativa de Bolha nos Preços dos Ativos - Turquia

	Johansen	Engle e Granger	TAR (0)	M-TAR (0)	TAR Consistente	M-TAR Consistente
$\lambda_{\text{traço}}$	17,02 (C,T,4)	-	-	-	-	-
ρ_1	-	- 0,084 (6) (- 3,06)	- 0,117 (8) (-2,77)*	- 0,001 (-0,01)*	- 0,095 (2) (-2,62)*	- 0,079 (2) (-0,91)*
ρ_2	-	-	- 0,084 (-2,37)	0,072 (0,69)	- 0,049 (-1,57)	0,111 (1,00)
AIC	-	261,36	258,81	281,84	266,21	273,45
BIC	-	290,86	298,02	288,47	279,44	286,68
τ	-	-	-	-	0,309	- 0,107
ϕ e ϕ^i	-	-	4,84	0,24	4,55	0,92
$\rho_1 = \rho_2$	-	-	0,40 (0,526)+	0,28 (0,599)+	0,92 (0,338)+	1,82 (0,179)+

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: Número de Observações: 205

Valores críticos das estatísticas: $\lambda_{\text{traço}}(5\%) = 25,32$; $\tau_{\text{crit}}(10\%) = - 3,03$; $\phi^{\text{TAR}}_{(10\%)} = 5,23$; $\phi^{\text{M-TAR}}_{(10\%)} = 5,38$; $\phi^{\text{TAR}}_{(10\%)} = 5,92$ e $\phi^{\text{M-TAR}}_{(10\%)} = 5,57$

Tabela 26
Estimativa de Bolha nos Preços dos Ativos - Venezuela

	Johansen	Engle e Granger	TAR (0)	M-TAR (0)	TAR Consistente	M-TAR Consistente
$\lambda_{\text{traço}}$	14,38 (C,2)	-	-	-	-	-
ρ_1	-	- 0,003 (4) (- 1,98)	- 0,037 (4) (-2,77)*	0,155 (1,68)*	- 0,102 (C,4) (-3,83)*	- 0,184 (1) (-2,06)*
ρ_2	-	-	- 0,019 (-0,90)	0,103 (0,97)	- 0,011 (-0,61)	- 0,057 (0,498)
AIC	-	274,92	276,52	297,27	268,23	297,08
BIC	-	291,36	296,25	303,88	291,25	306,98
τ	-	-	-	-	0,706	- 0,115
ϕ e ϕ^i	-	-	2,14	1,88	7,32	6,22
$\rho_1 = \rho_2$	-	-	0,38 (0,536)+	0,14 (0,707)+	10,57 (0,338)+	0,74 (0,389)+

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: Número de Observações: 203

Valores críticos das estatísticas: $\lambda_{\text{traço}}(5\%) = 19,96$; $\tau_{\text{crit}}(10\%) = - 3,03$; $\phi^{\text{TAR}}_{(10\%)} = 5,23$; $\phi^{\text{M-TAR}}_{(10\%)} = 5,38$; $\phi^{\text{TAR}}_{(10\%)} = 6,44$ e $\phi^{\text{M-TAR}}_{(10\%)} = 5,57$

APÊNDICE D- ESTIMATIVAS DE BOLHAS INTRÍNSECAS

Tabela 27

Estimativa de Bolhas Intrínsecas - África Do Sul

	C_1	$\lambda_{\text{traço}}$	λ	ρ_1	$F_{\text{test}} \lambda = \bar{\lambda}$	DW
Modelo Restrito	16,51*** (128,13)	-	-	- 0,026 (C) (-2,37)	-	1,83
Modelo Irrestrito	21,06*** (171,06)	-	1,26*** (331,6)	- 0,050 (C,T) (-1,88)	156,89 [0,000]	1,98
Modelo Alternativo	-	8,19	-	-	-	-

Fonte: Elaborado pelo autor.

Observações Gerais:

ρ_1 representa o coeficientes dos resíduos defasados (ε_{t-1}) e, (C) e (T) representam constante e tendência na equação dos resíduos da equação de cointegração.

*, **, *** representam significância estatística a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Os valores entre parênteses e entre colchetes indicam a estatística *t* de *student* (padrão ou ajustado). Valores entre colchetes indicam o *p-value*.

Os modelos foram escolhidos de acordo com os testes de diagnósticos *Akaike* (*AIC*) e Schwarz (*BIC*).

$F_{\text{test}} \lambda = \bar{\lambda}$ representam o teste de Wald referente à restrição dos coeficientes e DW é a estatística de Durbin-Watson para a regressão dos resíduos.

O modelo restrito foi estimado restringindo os coeficientes $C_0 = k$ e $\lambda = \bar{\lambda}$. No modelo irrestrito λ é estimado livremente.

Os **modelos restrito** e **irrestrito** são estimados pelas equações: $P_t = kD_t + c_1 D_t^\lambda + \varepsilon_t$ com $\Delta \hat{\varepsilon}_t = \rho_1 \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^l \gamma_i \Delta \hat{\varepsilon}_{t-i} + \mu_t$

Modelo alternativo é o teste de **Cointegração de Johansen** estimado conforme a equação: $P_t^* = cD_t^* + \varepsilon_t$ com $P_t^* = P_t - \bar{k}D_t$ e $D_t^* = D_t^\lambda$.

Observações Específicas:

- Número de Observações: 204
- $\tau_{\text{crit}} \text{ res (10\%)} = -2,57$ e $\tau_{\text{crit}} \text{ ives (10\%)} = -3,14$ são os valores críticos para o teste de raiz unitária de Phillips-Perron
- Valor crítico da estatística traço ($\lambda_{\text{traço (5\%)}} = 12,32$
- Os valores dos coeficientes dos modelos restritos foram calculados conforme as equações (24) e (26) e correspondem a: $\lambda = 1,699$ e $k = 29,36$.
- Os valores utilizados nos cálculos dos coeficientes foram calculados na equação (22) e correspondem a: $\mu = 0,0068$ e $\sigma = 0,19036$.
- A taxa de desconto (\bar{r}) foi de 0,0576.
- Os testes de Phillips-Perron e ADF, rejeitaram a hipótese nula de raiz unitária para $\ln(r)$.
- A estatística do teste BDF para os resíduos da equação (22) foi de 0,1921 com probabilidade (*Bootstrap*) 0,000.

Tabela 28
Estimativa de Bolhas Intrínsecas - Argentina

	C_1	$\lambda_{\text{traço}}$	λ	ρ_1	$F_{\text{test}} \lambda = \bar{\lambda}$	DW
Modelo Restrito	149,53*** (8,06)	-	-	- 0,07 (C) (-2,53)	-	1,65
Modelo Irrestrito	147,969** (3,34)	-	1,67** (3,16)	- 0,069 (C) (-2,50)	1,76 [0,093]	1,70
Modelo Alternativo	-	8,19	-	-	-	-

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas:

- Número de Observações: 156

- $\tau_{\text{crit res}}(10\%) = -2,57$ e $\tau_{\text{crit ires}}(10\%) = -2,57$ são os valores críticos para o teste de raiz unitária de Phillips-Perron

- Valor crítico da estatística traço ($\lambda_{\text{traço}}(5\%) = 12,32$)

- Os valores dos coeficientes dos modelos restritos foram calculados conforme as equações (24) e (26) e correspondem a: $\lambda = 1,898$ e $k = 134,49$.

- Os valores utilizados nos cálculos dos coeficientes foram calculados na equação (22) e correspondem a: $\mu = 0,0061$ e $\sigma = 0,038$.

- A taxa de desconto (\bar{r}) foi de 0,01418.

- Os testes de Phillips-Perron e ADF, rejeitaram a hipótese nula de raiz unitária para $\ln(r)$.

- A estatística do teste BDF para os resíduos da equação (22) foi de 0,0076 com probabilidade (*Bootstrap*) 0,103.

Tabela 29
Estimativa de Bolhas Intrínsecas - Brasil

	C_1	$\lambda_{\text{traço}}$	λ	ρ_1	$F_{\text{test}} \lambda = \bar{\lambda}$	DW
Modelo Restrito	1435,3*** (55,45)	-	-	- 0,005 (C) (-1,82)	-	1,93
Modelo Irrestrito	1471,3*** (67,08)	-	1,057*** (360,6)	- 0,068 (-1,634)	3,222 [0,0747]	2,03
Modelo Alternativo	-	7,27	-	-	-	-

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas:

- Número de Observações: 152

- $\tau_{\text{crit res}}(10\%) = -2,57$ e $\tau_{\text{crit ires}}(10\%) = -1,615$ são os valores críticos para o teste de raiz unitária de Phillips-Perron.

- Valor crítico da estatística traço ($\lambda_{\text{traço}}(5\%) = 20,26$)

- Os valores dos coeficientes dos modelos restritos foram calculados conforme as equações (24) e (26) e correspondem a: $\lambda = 1,032$ e $k = 1592,9$.

- Os valores utilizados nos cálculos dos coeficientes foram calculados na equação (22) e correspondem a: $\mu = 0,01848$ e $\sigma = 0,0202$.

- A taxa de desconto (\bar{r}) foi de 0,0193.

- Os testes de Phillips-Perron e ADF, rejeitaram a hipótese nula de raiz unitária para $\ln(r)$.

- A estatística do teste BDF para os resíduos da equação (22) foi de 0,0006 com probabilidade (*Bootstrap*) 0,178.

Tabela 30
Estimativa de Bolhas Intrínsecas - Chile

	C_1	$\lambda_{\text{traço}}$	λ	ρ_1	$F_{\text{test}} \lambda = \bar{\lambda}$	DW
Modelo Restrito	672,96*** (11,63)	-	-	- 0,024 (C) (-1,98)	-	1,70
Modelo Irrestrito	1126,1*** (29,69)	-	0,21* (1,83)	- 0,045 (C,T) (-1,90)	7,34 [0,001]	1,76
Modelo Alternativo	-	7,42	-	-	-	-

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas:

- Número de Observações: 204

- $\tau_{\text{crit res}}(10\%) = - 2,57$ e $\tau_{\text{crit ires}}(10\%) = - 3,14$ são os valores críticos para o teste de raiz unitária de Phillips-Perron.

- Valor crítico da estatística traço ($\lambda_{\text{traço}}(5\%) = 12,32$).

- Os valores dos coeficientes dos modelos restritos foram calculados conforme as equações (24) e (26) e correspondem a: $\lambda = 0,453$ e $k = - 46,738$.

- Os valores utilizados nos cálculos dos coeficientes foram calculados na equação (22) e correspondem a: $\mu = 0,038$ e $\sigma = 0,00916$.

- A taxa de desconto (\bar{r}) foi de 0,01723.

- Os testes de Phillips-Perron e ADF, rejeitaram a hipótese nula de raiz unitária para $\ln(r)$.

- A estatística do teste BDF para os resíduos da equação (22) foi de 0,003 com probabilidade (*Bootstrap*) 0,607.

Tabela 31
Estimativa de Bolhas Intrínsecas - China

	C_1	$\lambda_{\text{traço}}$	λ	ρ_1	$F_{\text{test}} \lambda = \bar{\lambda}$	DW
Modelo Restrito	355,52*** (10,83)	-	-	- 0,038* (-1,63)	-	1,85
Modelo Irrestrito	338,95*** (11,98)	-	1,48*** (4,47)	- 0,93***(C,T) (-11,31)	0,0010 [0,975]	1,94
Modelo Alternativo	-	13,77	-	-	-	-

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas:

- Número de Observações: 204

- $\tau_{\text{crit res}}(10\%) = - 2,57$ e $\tau_{\text{crit ires}}(10\%) = - 1,615$ são os valores críticos para o teste de raiz unitária de Phillips-Perron.

- Valor crítico da estatística traço ($\lambda_{\text{traço}}(5\%) = 12,32$).

- Os valores dos coeficientes dos modelos restritos foram calculados conforme as equações (24) e (26) e correspondem a: $\lambda = 1,489$ e $k = 154,05$.

- Os valores utilizados nos cálculos dos coeficientes foram calculados na equação (22) e correspondem a: $\mu = 0,0127$ e $\sigma = 0,0169$.

- A taxa de desconto (\bar{r}) foi de 0,0192.

- Os testes de Phillips-Perron e ADF, rejeitaram a hipótese nula de raiz unitária para $\ln(r)$.

- A estatística do teste BDF para os resíduos da equação (22) foi de 0,01351 com probabilidade (*Bootstrap*) 0,1056.

Tabela 32
Estimativa de Bolhas Intrínsecas - Colômbia

	C_1	$\lambda_{\text{traço}}$	λ	ρ_1	$F_{\text{test}} \lambda = \bar{\lambda}$	DW
Modelo Restrito	536,57*** (15,70)	-	-	- 0,001 (- 0,76)	-	1,88
Modelo Irrestrito	537,26*** (5,10)	-	0,273** (2,51)	- 0,002 (- 0,74)	0,008 [0,926]	1,79
Modelo Alternativo	-	7,58	-	-	-	-

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas:

- Número de Observações: 175
- $\tau_{\text{crit } res(10\%)} = - 1,615$ e $\tau_{\text{crit } ires(10\%)} = - 1,257$ são os valores críticos para o teste de raiz unitária de Phillips-Perron.
- Valor crítico da estatística traço ($\lambda_{\text{traço}(5\%)}$) = 20,26
- Os valores dos coeficientes dos modelos restritos foram calculados conforme as equações (24) e (26) e correspondem a: $\lambda = 0,274$ e $k = -29,65$.
- Os valores utilizados nos cálculos dos coeficientes foram calculados na equação (22) e correspondem a: $\mu = 0,0043$ e $\sigma = 0,058$.
- A taxa de desconto (\bar{r}) foi de 0,0119.
- Os testes de Phillips-Perron e ADF, rejeitaram a hipótese nula de raiz unitária para $\ln(r)$.
- A estatística do teste BDF para os resíduos da equação (22) foi de 0,0039 com probabilidade (*Bootstrap*) 0,785.

Tabela 33
Estimativa de Bolhas Intrínsecas – Coréia do Sul

	C_1	$\lambda_{\text{traço}}$	λ	ρ_1	$F_{\text{test}} \lambda = \bar{\lambda}$	DW
Modelo Restrito	359,84*** (59,06)	-	-	- 0,063(C,T) (-3,04)	-	1,75
Modelo Irrestrito	4,97 *** (10,93)	-	0,86*** (1,83)	- 0,052 (C,T) (54,96)	690,68 [0,000]	1,91
Modelo Alternativo	-	11,86	-	-	-	-

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas:

- Número de Observações: 204
- $\tau_{\text{crit } res(10\%)} = - 3,14$ e $\tau_{\text{crit } ires(10\%)} = - 3,14$ são os valores críticos para o teste de raiz unitária de Phillips-Perron.
- Valor crítico da estatística traço ($\lambda_{\text{traço}(5\%)}$) = 20,86.
- Os valores dos coeficientes dos modelos restritos foram calculados conforme as equações (24) e (26) e correspondem a: $\lambda = 0,151$ e $k = - 1,50$.
- Os valores utilizados nos cálculos dos coeficientes foram calculados na equação (22) e correspondem a: $\mu = 0,562$ e $\sigma = 0,008$.
- A taxa de desconto (\bar{r}) foi de 0,0818.
- Os testes de Phillips-Perron e ADF, rejeitaram a hipótese nula de raiz unitária para $\ln(r)$.
- A estatística do teste BDF para os resíduos da equação (22) foi de 0,056 com probabilidade (*Bootstrap*) 0,000.

Tabela 34
Estimativa de Bolhas Intrínsecas - Filipinas

	C_1	$\lambda_{\text{traço}}$	λ	ρ_1	$F_{\text{test}} \lambda = \bar{\lambda}$	DW
Modelo Restrito	243,12*** (14,25)	-	-	- 0,042** (C) (-2,96)	-	1,73
Modelo Irrestrito	250,08*** (11,13)	-	0,04 (0,75)	- 0,040**(C) (-2,90)	0,113 [0,74]	1,72
Modelo Alternativo	-	23,63	-	-	-	-

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas:

- Número de Observações: 204
- $\tau_{\text{crit res}}(10\%) = - 2,57$ e $\tau_{\text{crit ires}}(10\%) = - 2,57$ são os valores críticos para o teste de raiz unitária de Phillips-Perron.
- Valor crítico da estatística traço ($\lambda_{\text{traço}}(5\%) = 20,26$
- Os valores dos coeficientes dos modelos restritos foram calculados conforme as equações (24) e (26) e correspondem a:
 $\lambda = 0,064$ e $k = -1,996$.
- Os valores utilizados nos cálculos dos coeficientes foram calculados na equação (22) e correspondem a: $\mu = 0,422$ e $\sigma = 0,067$.
- A taxa de desconto (\bar{r}) foi de 0,027.
- Os testes de Phillips-Perron e ADF, rejeitaram a hipótese nula de raiz unitária para $\ln(r)$.
- A estatística do teste BDF para os resíduos da equação (22) foi de 0,0092 com probabilidade (*Bootstrap*) 0,081

Tabela 35
Estimativa de Bolhas Intrínsecas - Índia

	C_1	$\lambda_{\text{traço}}$	λ	ρ_1	$F_{\text{test}} \lambda = \bar{\lambda}$	DW
Modelo Restrito	590,17*** (16,36)	-	-	- 0,017 (- 0,84)	-	1,65
Modelo Irrestrito	537,26*** (5,10)	-	0,273** (2,51)	- 0,030 (- 1,31)	17,41 [0,000]	1,29
Modelo Alternativo	-	5,42	-	-	-	-

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas:

- Número de Observações: 204
- $\tau_{\text{crit res}}(10\%) = - 1,615$ e $\tau_{\text{crit ires}}(10\%) = - 3,14$ são os valores críticos para o teste de raiz unitária de Phillips-Perron.
- Valor crítico da estatística traço ($\lambda_{\text{traço}}(5\%) = 12,32$
- Os valores dos coeficientes dos modelos restritos foram calculados conforme as equações (24) e (26) e correspondem a:
 $\lambda = 0,256$ e $k = -27,14$.
- Os valores utilizados nos cálculos dos coeficientes foram calculados na equação (22) e correspondem a: $\mu = 0,0048$ e $\sigma = 0,0093$.
- A taxa de desconto (\bar{r}) foi de 0,0123.
- Os testes de Phillips-Perron e ADF, rejeitaram a hipótese nula de raiz unitária para $\ln(r)$.
- A estatística do teste BDF para os resíduos da equação (22) foi de 0,010 com probabilidade (*Bootstrap*) 0,061.

Tabela 36
Estimativa de Bolhas Intrínsecas - Indonésia

	C_1	$\lambda_{\text{traço}}$	λ	ρ_1	$F_{\text{test}} \lambda = \bar{\lambda}$	DW
Modelo Restrito	243,19*** (14,25)	-	-	- 0,004*** (-2,96)	-	1,72
Modelo Irrestrito	250,02 *** (10,93)	-	0,044 (0,76)	- 0,004*** (-2,90)	0,019 [0,741]	1,81
Modelo Alternativo	-	20,59	-	-	-	-

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas:

.- Número de Observações: 200

- $\tau_{\text{crit}} \text{ res (1\%)} = - 2,57$ e $\tau_{\text{crit}} \text{ ires (1\%)} = - 2,57$ são os valores críticos para o teste de raiz unitária de Phillips-Perron.

- Valor crítico da estatística traço ($\lambda_{\text{traço (5\%)}} = 20.86$.

- Os valores dos coeficientes dos modelos restritos foram calculados conforme as equações (24) e (26) e correspondem a:
 $\lambda = 0,064$ e $k = - 2,01$.

- Os valores utilizados nos cálculos dos coeficientes foram calculados na equação (22) e correspondem a: $\mu = 0,421$ e $\sigma = 0,0066$.

- A taxa de desconto (\bar{r}) foi de 0,027.

- Os testes de Phillips-Perron e ADF, rejeitaram a hipótese nula de raiz unitária para $\ln(r)$.

- A estatística do teste BDF para os resíduos da equação (22) foi de 0,0091 com probabilidade (*Bootstrap*) 0,096.

Tabela 37
Estimativa de Bolhas Intrínsecas - Israel

	C_1	$\lambda_{\text{traço}}$	λ	ρ_1	$F_{\text{test}} \lambda = \bar{\lambda}$	DW
Modelo Restrito	780,17*** (32,08)	-	-	- 0,008 (C,T) (-2,93)	-	1,83
Modelo Irrestrito	809,83*** (16,84)	-	1,07 (26,38)	- 0,067 (C,T) (-2,70)	7,04 [0,01]	1,72
Modelo Alternativo	-	1,76	-	-	-	-

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas:

.- Número de Observações: 168

- $\tau_{\text{crit}} \text{ res (10\%)} = - 3,14$ e $\tau_{\text{crit}} \text{ ires (10\%)} = - 3,14$ são os valores críticos para o teste de raiz unitária de Phillips-Perron.

- Valor crítico da estatística traço ($\lambda_{\text{traço (5\%)}} = 12,32$

- Os valores dos coeficientes dos modelos restritos foram calculados conforme as equações (24) e (26) e correspondem a:
 $\lambda = 1,095$ e $k = 948,83$.

- Os valores utilizados nos cálculos dos coeficientes foram calculados na equação (22) e correspondem a: $\mu = 0,1076$ e $\sigma = 0,014$.

- A taxa de desconto (\bar{r}) foi de 0,0119.

- Os testes de Phillips-Perron e ADF, rejeitaram a hipótese nula de raiz unitária para $\ln(r)$.

- A estatística do teste BDF para os resíduos da equação (22) foi de 0,0009 com probabilidade (*Bootstrap*) 0,636.

Tabela 38
Estimativa de Bolhas Intrínsecas - Malásia

	C_1	$\lambda_{\text{traço}}$	λ	ρ_1	$F_{\text{test}} \lambda = \bar{\lambda}$	DW
Modelo Restrito	51,36*** (14,84)	-	-	- 0,036** (- 2,13)	-	1,85
Modelo Irrestrito	57,38*** (17,67)	-	1,70** (23,54)	- 0,051** (- 1,99)	0,874 [0,351]	1,29
Modelo Alternativo	-	18,20	-	-	-	-

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas:

.- Número de Observações: 204

- $\tau_{\text{crit res}}(5\%) = - 1,615$ e $\tau_{\text{crit ires}}(5\%) = - 1,615$ são os valores críticos para o teste de raiz unitária de Phillips-Perron.

- Valor crítico da estatística traço ($\lambda_{\text{traço}}(5\%) = 12,32$

- Os valores dos coeficientes dos modelos restritos foram calculados conforme as equações (24) e (26) e correspondem a: $\lambda = 1,774$ e $k = 26,53$.

- Os valores utilizados nos cálculos dos coeficientes foram calculados na equação (22) e correspondem a: $\mu = 0,0456$ e $\sigma = 0,0074$.

- A taxa de desconto (\bar{r}) foi de 0,081.

- Os testes de Phillips-Perron e ADF, rejeitaram a hipótese nula de raiz unitária para $\ln(r)$.

- A estatística do teste BDF para os resíduos da equação (22) foi de 0,0061 com probabilidade (*Bootstrap*) 0,2102.

Tabela 39
Estimativa de Bolhas Intrínsecas - México

	C_1	$\lambda_{\text{traço}}$	λ	ρ_1	$F_{\text{test}} \lambda = \bar{\lambda}$	DW
Modelo Restrito	2,49*** (3,03)	-	-	- 0,013 (-0,60)	-	1,71
Modelo Irrestrito	10,047** (2,88)	-	0,196*** (7,40)	- 0,010 (-0,48)	661,8 [0,000]	1,84
Modelo Alternativo	-	66,41	-	-	-	-

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas:

.- Número de Observações: 200

- $\tau_{\text{crit res}}(10\%) = - 1,615$ e $\tau_{\text{crit ires}}(10\%) = - 1,615$ são os valores críticos para o teste de raiz unitária de Phillips-Perron.

- Valor crítico da estatística traço ($\lambda_{\text{traço}}(5\%) = 20,86$.

- Os valores dos coeficientes dos modelos restritos foram calculados conforme as equações (24) e (26) e correspondem a: $\lambda = 0,064$ e $k = - 2,01$.

- Os valores utilizados nos cálculos dos coeficientes foram calculados na equação (22) e correspondem a: $\mu = 0,421$ e $\sigma = 0,0066$.

- A taxa de desconto (\bar{r}) foi de 0,027.

- Os testes de Phillips-Perron e ADF, rejeitaram a hipótese nula de raiz unitária para $\ln(r)$.

- A estatística do teste BDF para os resíduos da equação (22) foi de 0,0075 com probabilidade (*Bootstrap*) 0,119.

Tabela 40
Estimativa de Bolhas Intrínsecas - Peru

	C_1	$\lambda_{\text{traço}}$	λ	ρ_1	$F_{\text{test}} \lambda = \bar{\lambda}$	DW
Modelo Restrito	26,31*** (9,62)	-	-	- 0,990*** (-12,28)	-	1,97
Modelo Irrestrito	206,77*** (22,76)	-	0,133*** (3,15)	- 0,012 (C,T) (-0,51)	719,85 [0,000]	1,71
Modelo Alternativo	-	6,80	-	-	-	-

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas:

.- Número de Observações: 156

- $\tau_{\text{crit res}}(1\%) = -1,615$ e $\tau_{\text{crit res}}(10\%) = -3,14$ são os valores críticos para o teste de raiz unitária de Phillips-Perron.

- Valor crítico da estatística traço ($\lambda_{\text{traço}}(5\%) = 20,26$

- Os valores dos coeficientes dos modelos restritos foram calculados conforme as equações (24) e (26) e correspondem a:
 $\lambda = 1,267$ e $k = 87,59$.

- Os valores utilizados nos cálculos dos coeficientes foram calculados na equação (22) e correspondem a: $\mu = 0,0395$ e $\sigma = 0,0344$.

- A taxa de desconto (\bar{r}) foi de 0,0510.

- Os testes de Phillips-Perron e ADF, rejeitaram a hipótese nula de raiz unitária para $\ln(r)$.

- A estatística do teste BDF para os resíduos da equação (22) foi de 0,0136 com probabilidade (*Bootstrap*) 0,135.

Tabela 41
Estimativa de Bolhas Intrínsecas - Polônia

	C_1	$\lambda_{\text{traço}}$	λ	ρ_1	$F_{\text{test}} \lambda = \bar{\lambda}$	DW
Modelo Restrito	9,35*** (3,71)	-	-	-0,152***(C,T) (- 4,89)	-	1,75
Modelo Irrestrito	76,86*** (12,14)	-	0,421 (0,33)	-0,186***(C,T) (- 6,05)	160,29 [0,000]	1,74
Modelo Alternativo	-	15,73	-	-	-	-

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas:

.- Número de Observações: 154

- $\tau_{\text{crit res}}(1\%) = -4,02$ e $\tau_{\text{crit res}}(10\%) = -4,02$ são os valores críticos para o teste de raiz unitária de Phillips-Perron.

- Valor crítico da estatística traço ($\lambda_{\text{traço}}(5\%) = 20,26$

- Os valores dos coeficientes dos modelos restritos foram calculados conforme as equações (24) e (26) e correspondem a:
 $\lambda = 1,847$ e $k = 33,83$.

- Os valores utilizados nos cálculos dos coeficientes foram calculados na equação (22) e correspondem a: $\mu = 0,0325$ e $\sigma = 0,0224$.

- A taxa de desconto (\bar{r}) foi de 0,061.

- Os testes de Phillips-Perron e ADF, rejeitaram a hipótese nula de raiz unitária para $\ln(r)$.

- A estatística do teste BDF para os resíduos da equação (22) foi de 0,0095 com probabilidade (*Bootstrap*) 0,2136.

Tabela 42
Estimativa de Bolhas Intrínsecas – República Tcheca

	C_1	$\lambda_{\text{traço}}$	λ	ρ_1	$F_{\text{test}} \lambda = \bar{\lambda}$	DW
Modelo Restrito	13,32*** (33,19)	-	-	- 0,007 (C,T) (-2,59)	-	2,09
Modelo Irrestrito	12,00*** (2,74)	-	1,894*** (10,64)	- 0,0820 (C,T) (-2,67)	8,53 [0,01]	2,05
Modelo Alternativo	-	8,51	-	-	-	-

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas:

.- Número de Observações: 155

- $\tau_{\text{crit res}}(10\%) = - 3,14$ e $\tau_{\text{crit ires}}(10\%) = - 3,14$ são os valores críticos para o teste de raiz unitária de Phillips-Perron.

- Valor crítico da estatística traço ($\lambda_{\text{traço}}(5\%) = 20,26$).

- Os valores dos coeficientes dos modelos restritos foram calculados conforme as equações (24) e (26) e correspondem a:
 $\lambda = 0,064$ e $k = - 2,01$.

- Os valores utilizados nos cálculos dos coeficientes foram calculados na equação (22) e correspondem a: $\mu = 0,421$ e $\sigma = 0,0066$.

- A taxa de desconto (\bar{r}) foi de 0,027.

- Os testes de Phillips-Perron e ADF, rejeitaram a hipótese nula de raiz unitária para $\ln(r)$.

- A estatística do teste BDF para os resíduos da equação (22) foi de 0,0281 com probabilidade (*Bootstrap*) 0,008.

Tabela 43
Estimativa de Bolhas Intrínsecas - Rússia

	C_1	$\lambda_{\text{traço}}$	λ	ρ_1	$F_{\text{test}} \lambda = \bar{\lambda}$	DW
Modelo Restrito	155,24*** (5,62)	-	-	- 0,27***(C,T) (-4,57)	-	2,05
Modelo Irrestrito	160,64*** (11,81)	-	1,06*** (3,15)	- 0,28***(C,T) (-4,66)	0,158 [0,691]	1,71
Modelo Alternativo	-	18,27	-	-	-	-

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas:

.- Número de Observações: 144

- $\tau_{\text{crit res}}(1\%) = - 4,02$ e $\tau_{\text{crit ires}}(10\%) = - 4,02$ são os valores críticos para o teste de raiz unitária de Phillips-Perron.

- Valor crítico da estatística traço ($\lambda_{\text{traço}}(5\%) = 12,32$).

- Os valores dos coeficientes dos modelos restritos foram calculados conforme as equações (24) e (26) e correspondem a:
 $\lambda = 1,073$ e $k = 143,24$.

- Os valores utilizados nos cálculos dos coeficientes foram calculados na equação (22) e correspondem a: $\mu = 0,076$ e $\sigma = 0,1057$.

- A taxa de desconto (\bar{r}) foi de 0,0880.

- Os testes de Phillips-Perron e ADF, rejeitaram a hipótese nula de raiz unitária para $\ln(r)$.

- A estatística do teste BDF para os resíduos da equação (22) foi de 0,0136 com probabilidade (*Bootstrap*) 0,135.

Tabela 44
Estimativa de Bolhas Intrínsecas – Sri Lanka

	C_1	$\lambda_{\text{traço}}$	λ	ρ_1	$F_{\text{test}} \lambda = \bar{\lambda}$	DW
Modelo Restrito	213,4*** (16,60)	-	-	- 0,024* (- 1,79)	-	1,83
Modelo Irrestrito	203,23*** (21,23)	-	1,39** (69,91)	- 0,067** (- 2,52)	4,08 [0,075]	1,95
Modelo Alternativo	-	13,63	-	-	-	-

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas:

- Número de Observações: 204

- $\tau_{\text{crit}} \text{ res (10\%)} = - 1,615$ e $\tau_{\text{crit}} \text{ ires (5\%)} = - 1,94$ são os valores críticos para o teste de raiz unitária de Phillips-Perron.

- Valor crítico da estatística traço ($\lambda_{\text{traço (5\%)}} = 12,32$

- Os valores dos coeficientes dos modelos restritos foram calculados conforme as equações (24) e (26) e correspondem a: $\lambda = 1,132$ e $k = 601,95$.

- Os valores utilizados nos cálculos dos coeficientes foram calculados na equação (22) e correspondem a: $\mu = 0,0123$ e $\sigma = 0,011$.

- A taxa de desconto (\bar{r}) foi de 0,014.

- Os testes de Phillips-Perron e ADF, rejeitaram a hipótese nula de raiz unitária para $\ln(r)$.

- A estatística do teste BDF para os resíduos da equação (22) foi de 0,0002 com probabilidade (*Bootstrap*) 0,081.

Tabela 45
Estimativa de Bolhas Intrínsecas - Tailândia

	C_1	$\lambda_{\text{traço}}$	λ	ρ_1	$F_{\text{test}} \lambda = \bar{\lambda}$	DW
Modelo Restrito	37,27*** (27,77)	-	-	- 0,032* (- 1,93)	-	1,96
Modelo Irrestrito	35,36* (1,78)	-	2,04*** (7,89)	- 0,039** (-2,08)	2,65 [0,105]	2,00
Modelo Alternativo	-	17,72	-	-	-	-

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas:

- Número de Observações: 204

- $\tau_{\text{crit}} \text{ res (10\%)} = - 1,615$ e $\tau_{\text{crit}} \text{ ires (5\%)} = - 1,94$ são os valores críticos para o teste de raiz unitária de Phillips-Perron.

- Valor crítico da estatística traço ($\lambda_{\text{traço (5\%)}} = 12,32$

- Os valores dos coeficientes dos modelos restritos foram calculados conforme as equações (24) e (26) e correspondem a: $\lambda = 1,907$ e $k = 307,29$.

- Os valores utilizados nos cálculos dos coeficientes foram calculados na equação (22) e correspondem a: $\mu = 0,00356$ e $\sigma = 0,00226$.

- A taxa de desconto (\bar{r}) foi de 0,0068.

- Os testes de Phillips-Perron e ADF, rejeitaram a hipótese nula de raiz unitária para $\ln(r)$.

- A estatística do teste BDF para os resíduos da equação (22) foi de 0,00781 com probabilidade (*Bootstrap*) 0,088.

Tabela 46
Estimativa de Bolhas Intrínsecas - Taiwan

	C_1	$\lambda_{\text{traço}}$	λ	ρ_1	$F_{\text{test}} \lambda = \bar{\lambda}$	DW
Modelo Restrito	76,59*** (7,16)	-	-	- 0,043** (-2,42)	-	1,83
Modelo Irrestrito	92,21*** (15,46)	-	1,59*** (28,57)	- 0,051*** (-2,58)	0,953 [0,330]	1,71
Modelo Alternativo	-	19,77	-	-	-	-

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas:

.- Número de Observações: 204

- $\tau_{\text{crit res}}(1\%) = - 2,57$ e $\tau_{\text{crit ires}}(1\%) = - 2,57$ são os valores críticos para o teste de raiz unitária de Phillips-Perron.

- Valor crítico da estatística traço ($\lambda_{\text{traço}}(5\%) = 20,26$).

- Os valores dos coeficientes dos modelos restritos foram calculados conforme as equações (24) e (26) e correspondem a:
 $\lambda = 1,618$ e $k = 58,546$.

- Os valores utilizados nos cálculos dos coeficientes foram calculados na equação (22) e correspondem a: $\mu = 0,0264$ e $\sigma = 0,01436$.

- A taxa de desconto (\bar{r}) foi de 0,0430.

- Os testes de Phillips-Perron e ADF, rejeitaram a hipótese nula de raiz unitária para $\ln(r)$.

- A estatística do teste BDF para os resíduos da equação (22) foi de 0,00749 com probabilidade (*Bootstrap*) 0,079.

Tabela 47
Estimativa de Bolhas Intrínsecas - Turquia

	C_1	$\lambda_{\text{traço}}$	λ	ρ_1	$F_{\text{test}} \lambda = \bar{\lambda}$	DW
Modelo Restrito	0,0048** (2,21)	-	-	- 0,115*** _(C) (- 4,48)	-	1,76
Modelo Irrestrito	0,0036** (2,45)	-	2,57** (2,54)	- 0,116*** _(C) (-4,51)	0,678 [0,411]	1,84
Modelo Alternativo	-	12,52	-	-	-	-

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas:

.- Número de Observações: 204

- $\tau_{\text{crit res}}(1\%) = - 3,46$ e $\tau_{\text{crit ires}}(1\%) = - 3,46$ são os valores críticos para o teste de raiz unitária de Phillips-Perron.

- Valor crítico da estatística traço ($\lambda_{\text{traço}}(5\%) = 12,32$).

- Os valores dos coeficientes dos modelos restritos foram calculados conforme as equações (24) e (26) e correspondem a:
 $\lambda = 2,489$ e $k = 21,18$.

- Os valores utilizados nos cálculos dos coeficientes foram calculados na equação (22) e correspondem a: $\mu = 0,014$ e $\sigma = 0,097$.

- A taxa de desconto (\bar{r}) foi de 0,064.

- Os testes de Phillips-Perron e ADF, rejeitaram a hipótese nula de raiz unitária para $\ln(r)$.

- A estatística do teste BDF para os resíduos da equação (22) foi de 0,0098 com probabilidade (*Bootstrap*) 0,078.

Tabela 48
Estimativa de Bolhas Intrínsecas - Venezuela

	C_1	$\lambda_{\text{traço}}$	λ	ρ_1	$F_{\text{test}} \lambda = \bar{\lambda}$	DW
Modelo Restrito	2,63** (2,16)	-	-	- 0,113**(C,T) (-3,82)	-	1,90
Modelo Irrestrito	3,24** (2,56)	-	1,72*** (2,56)	- 0,106**(C,T) (- 3,84)	1,62 [0,204]	1,95
Modelo Alternativo	-	20,67	-	-	-	-

.Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas:

- Número de Observações: 204

- $\tau_{\text{crit } res(1\%)} = - 4,00$ e $\tau_{\text{crit } ires(1\%)} = - 4,00$ são os valores críticos para o teste de raiz unitária de Phillips-Perron.

- Valor crítico da estatística traço ($\lambda_{\text{traço}(5\%)}$) = 20,26.

- Os valores dos coeficientes dos modelos restritos foram calculados conforme as equações (24) e (26) e correspondem a:
 $\lambda = 1,821$ e $k = 104,76$.

- Os valores utilizados nos cálculos dos coeficientes foram calculados na equação (22) e correspondem a: $\mu = 0,0063$ e $\sigma = 0,0606$.

- A taxa de desconto (\bar{r}) foi de 0,01756.

- Os testes de Phillips-Perron e ADF, rejeitaram a hipótese nula de raiz unitária para $\ln(r)$.

- A estatística do teste BDF para os resíduos da equação (22) foi de 0,00977 com probabilidade (*Bootstrap*) 0,0834.

APÊNDICE E - TESTES DE RAIZ UNITÁRIA EM PAINEL

Tabela 49

Teste de Raiz Unitária em Painel - Retornos de Mercado

Método	Restrito		Constante		Constante e Tendência	
	Stat	Prob	Stat	Prob	Stat	Prob
<i>H₀: Raiz Unitária (assume processo de raiz unitária comum)</i>						
Levin, Lin & Chu t*	- 29,813	0.0000	- 21,557	0.0000	- 19,686	0.0000
Breitung t-stat	- 25,836	0.0000	- 10,620	0.0000	- 9,376	0.0000
<i>H₀: Raiz Unitária (assume processo de raiz unitária individual)</i>						
Im, Pesaran and Shin	-	-	- 24,178	0.0000	- 22,110	0.0000
ADF - Fisher Chi-square	1353,49	0.0000	591,013	0.0000	467,809	0.0000
PP - Fisher Chi-square	1971,23	0.0000	881,356	0.0000	727.629	0.0000

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: Número de países: 22

Seleção automática do número de defasagens pelo critério akaike: 0 até 8.

Estimação: Seleção automática de banda via Newey-West e método de Barlett-Kernel.

As probabilidades para o teste de Fisher são calculadas usando distribuição χ^2 assintótica. Todos os demais testes assumem normalidade assintótica.

Tabela 50

Teste de Raiz Unitária em Painel – Crescimento do Produto

Método	Restrito		Constante		Constante e Tendência	
	Stat	Prob	Stat	Prob	Stat	Prob
<i>H₀: Raiz Unitária (assume processo de raiz unitária comum)</i>						
Levin, Lin & Chu t*	- 17,806	0.0000	- 7,370	0.0000	- 4,738	0.0000
Breitung t-stat	- 14,688	0.0000	- 6,610	0.0000	- 6,140	0.0000
<i>H₀: Raiz Unitária (assume processo de raiz unitária individual)</i>						
Im, Pesaran and Shin	-	-	- 18,208	0.0000	- 18,217	0.0000
ADF - Fisher Chi-square	621,530	0.0000	418,277	0.0000	362,172	0.0000
PP - Fisher Chi-square	1542,80	0.0000	807,585	0.0000	710,449	0.0000

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: Número de países: 22

Seleção automática do número de defasagens pelo critério akaike: 0 até 5.

Estimação: Seleção automática de banda via Newey-West e método de Barlett-Kernel.

As probabilidades para o teste de Fisher são calculadas usando distribuição χ^2 assintótica. Todos os demais testes assumem normalidade assintótica.

Tabela 51
Teste de Raiz Unitária em Painel – Inflação

Método	Restrito		Constante		Constante e Tendência	
	Stat	Prob	Stat	Prob	Stat	Prob
<i>H₀: Raiz Unitária (assume processo de raiz unitária comum)</i>						
Levin, Lin & Chu t*	- 9,748	0.0000	- 3,913	0.0000	- 4,745	0.0000
Breitung t-stat	- 6,509	0.0000	- 4,602	0.0000	- 2,808	0.0000
<i>H₀: Raiz Unitária (assume processo de raiz unitária individual)</i>						
Im, Pesaran and Shin	-	-	- 9,616	0.0000	- 11,853	0.0000
ADF - Fisher Chi-square	222,661	0.0000	213,408	0.0000	253,735	0.0000
PP - Fisher Chi-square	493,040	0.0000	439,767	0.0000	505,631	0.0000

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: Número de países: 22

Seleção automática do número de defasagens pelo critério akaike: 0 até 4.

Estimação: Seleção automática de banda via Newey-West e método de Barlett-Kernel.

As probabilidades para o teste de Fisher são calculadas usando distribuição χ^2 assintótica. Todos os demais testes assumem normalidade assintótica.

Tabela 52
Teste de Raiz Unitária em Painel – Hiato do Produto

Método	Restrito		Constante		Constante e Tendência	
	Stat	Prob	Stat	Prob	Stat	Prob
<i>H₀: Raiz Unitária (assume processo de raiz unitária comum)</i>						
Levin, Lin & Chu t*	- 16,840	0.0000	- 4,565	0.0000	- 3,303	0.0000
Breitung t-stat	- 13,999	0.0000	- 6,363	0.0000	- 5,214	0.0000
<i>H₀: Raiz Unitária (assume processo de raiz unitária individual)</i>						
Im, Pesaran and Shin	-	-	- 12,090	0.0000	- 9,518	0.0000
ADF - Fisher Chi-square	401,875	0.0000	246,796	0.0000	181,396	0.0000
PP - Fisher Chi-square	435,297	0.0000	267,122	0.0000	198,353	0.0000

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: Número de países: 22

Seleção automática do número de defasagens pelo critério akaike: 0 até 8.

Estimação: Seleção automática de banda via Newey-West e método de Barlett-Kernel.

As probabilidades para o teste de Fisher são calculadas usando distribuição χ^2 assintótica. Todos os demais testes assumem normalidade assintótica.

Tabela 53
Teste de Raiz Unitária em Painel – Taxa de Juros

Método	Restrito		Constante		Constante e Tendência	
	Stat	Prob	Stat	Prob	Stat	Prob
<i>H₀: Raiz Unitária (assume processo de raiz unitária comum)</i>						
Levin, Lin & Chu t*	- 2,341	0.0096	- 7,138	0.0000	- 6,668	0.0000
Breitung t-stat	- 4,240	0.0000	- 2,333	0.0498	- 2,147	0.0512
<i>H₀: Raiz Unitária (assume processo de raiz unitária individual)</i>						
Im, Pesaran and Shin	-	-	- 9,911	0.0000	- 9,257	0.0000
ADF - Fisher Chi-square	80,165	0.0000	197,436	0.0000	164,769	0.0000
PP - Fisher Chi-square	199,335	0.0012	532,155	0.0000	271,139	0.0000

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: Número de países: 22

Seleção automática do número de defasagens pelo critério akaike: 0 até 10.

Estimação: Seleção automática de banda via Newey-West e método de Barlett-Kernel.

As probabilidades para o teste de Fisher são calculadas usando distribuição χ^2 assintótica. Todos os demais testes assumem normalidade assintótica.

Tabela 54
Teste de Raiz Unitária em Painel – Taxa de Câmbio

Método	Restrito		Constante		Constante e Tendência	
	Stat	Prob	Stat	Prob	Stat	Prob
<i>H₀: Raiz Unitária (assume processo de raiz unitária comum)</i>						
Levin, Lin & Chu t*	- 6,943	0.0000	- 7,989	0.0000	- 6,024	0.0000
Breitung t-stat	1,279	0.8996	- 0,712	0.2382	- 0,502	0.9012
<i>H₀: Raiz Unitária (assume processo de raiz unitária individual)</i>						
Im, Pesaran and Shin	-	-	- 0,595	0.2757	0,914	0.8196
ADF - Fisher Chi-square	154,815	0.0000	102,285	0.0000	71,349	0.0057
PP - Fisher Chi-square	77,868	0.0012	61,002	0.0455	42,517	0.5353

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: Número de países: 22

Seleção automática do número de defasagens pelo critério akaike: 0 até 8.

Estimação: Seleção automática de banda via Newey-West e método de Barlett-Kernel.

As probabilidades para o teste de Fisher são calculadas usando distribuição χ^2 assintótica. Todos os demais testes assumem normalidade assintótica.

Tabela 55
Teste de Raiz Unitária em Painel – Diferencial dos Retornos de Mercado

Método	Restrito		Constante		Constante e Tendência	
	Stat	Prob	Stat	Prob	Stat	Prob
<i>H₀: Raiz Unitária (assume processo de raiz unitária comum)</i>						
Levin, Lin & Chu t*	- 25,286	0.0000	- 7,370	0.0000	- 4,796	0.0000
Breitung t-stat	- 23,188	0.0000	- 12,418	0.0000	- 12,693	0.0000
<i>H₀: Raiz Unitária (assume processo de raiz unitária individual)</i>						
Im, Pesaran and Shin	-	-	- 21,343	0.0000	- 19,789	0.0000
ADF - Fisher Chi-square	1004,20	0.0000	493,219	0.0000	418,725	0.0000
PP - Fisher Chi-square	4695,83	0.0000	960,609	0.0000	827,638	0.0000

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: Número de países: 22

Seleção automática do número de defasagens pelo critério akaike: 0 até 5.

Estimação: Seleção automática de banda via Newey-West e método de Barlett-Kernel.

As probabilidades para o teste de Fisher são calculadas usando distribuição χ^2 assintótica. Todos os demais testes assumem normalidade assintótica.

Tabela 56
Teste de Raiz Unitária em Painel – Variação da Inflação

Método	Restrito		Constante		Constante e Tendência	
	Stat	Prob	Stat	Prob	Stat	Prob
<i>H₀: Raiz Unitária (assume processo de raiz unitária comum)</i>						
Levin, Lin & Chu t*	- 21,720	0.0000	3,541	0.9998	8,716	1.0000
Breitung t-stat	- 19,469	0.0000	- 10,159	0.0000	- 9,508	0.0000
<i>H₀: Raiz Unitária (assume processo de raiz unitária individual)</i>						
Im, Pesaran and Shin	-	-	- 19,818	0.0000	- 17,945	0.0000
ADF - Fisher Chi-square	692,437	0.0000	454,982	0.0000	368,025	0.0000
PP - Fisher Chi-square	2904,43	0.0000	788,810	0.0000	677,105	0.0000

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: Número de países: 22

Seleção automática do número de defasagens pelo critério akaike: 0 até 5.

Estimação: Seleção automática de banda via Newey-West e método de Barlett-Kernel.

As probabilidades para o teste de Fisher são calculadas usando distribuição χ^2 assintótica. Todos os demais testes assumem normalidade assintótica.

APÊNDICE F - ESTIMATIVA DA CURVA DE PHILLIPS

1990:1 – 2004:4¹

PAÍSES (Defasagens) ¹	Coeficientes		Testes Diagnósticos				Dummy
	I	HPIB	\bar{R}^2	DW	W(I)	W(HPIB)	
África do Sul (1-2; 1-4)	0,821** (4,87)	0,0106** (2,70) ²	0,62	1,92	2,37 (0,02)	2,93 (0,01)	(98:3; 01:4) ³
Argentina (1-2; 0-1)	0,157** (2,81)	-0,016** (-1,86)	0,85	2,16	106,58 (0,00)	2,06 (0,01)	(90:1-4; 02:1)
Brasil (1-4; 0-1)	0,623*** (4,53)	0,312** (2,86)	0,94	2,12	13,93 (0,00)	3,02 (0,04)	(97:3; 98:3)
Chile (1-3; 1-2)	0,80** (3,68)	0,0001** (3,32)	0,77	1,84	21,46 (0,00)	0,0001+ (0,98)	(97:3)
China (1-4; 0-1)	0,891** (2,47)	0,876*** (3,83)	0,85	2,06	8,25 (0,01)	0,006+ (0,93)	(94:1-4; 97:3; 98:3)
Colômbia (1-3; 0-1)	0,940*** (7,16)	0,00002* 1,92	0,78	2,01	4,89 (0,03)	0,265 (0,60)	(97:3; 98:3)
Coréia do Sul (1-4; 0-2)	0,81** (3,03)	0,000005** (2,99)	0,48	1,79	6,35 (0,01)	4,71 (0,03)	(97:3)
Filipinas (1-2; 1)	0,543*** (3,02)	0,025** (2,40)	0,47	1,91	13,34 (0,00)	161,96 (0,00)	(00:1)
Índia (1; 0-2)	0,306*** (2,72)	0,057** (2,58)	0,33	1,71	134,83 (0,00)	1,093+ (0,30)	(98:3)
Indonésia (1; 1-3)	0,669*** (5,55)	0,000019** (2,16)	0,80	2,60	7,49 (0,00)	5,84 (0,01)	(97:3)
Israel (1-2; 0-1)	-0,061 (1,02)	-0,302 (0,49)	0,04	2,03	31,31 (0,00)	0,21+ (0,64)	(97:3)
Malásia (1-2; 0-1)	0,531** (2,19)	0,013** (2,38)	0,49	2,10	5,10 (0,02)	0,65+ (0,42)	(97:3)
México (1-3; 1)	0,841*** (5,01)	-0,002* (-1,81)	0,51	2,15	10,06 (0,00)	1,47 (0,23)	(97:3; 98:3)
Peru (1-4; 1)	0,624*** (20,34)	-0,277 (-1,67)	0,97	1,87	379,03 (0,00)	2,95 (0,07)	(97:3; 98:3)
Polônia (1-2; 0)	0,806*** (5,56)	0,055* (1,89)	0,79	1,86	14,42 (0,00)	2,93 (0,08)	(97:3; 98:3)
Rep. Tcheca (1-2; 1-2)	0,938** (3,07)	0,0006* (1,73)	0,40	1,93	0,19 + (0,67)	0,002 + (0,98)	(98:3)
Rússia (1-3; 0-1)	0,631*** (5,34)	0,00103* (1,82)	0,92	2,12	332,45 (0,00)	0,435+ (0,51)	(98:3)
Sri Lanka (1-4; 0-1)	-0,09** (2,93)	0,00014*** (7,15)	0,73	1,94	42,57 (0,00)	0,014+ (0,90)	(97:3; 98:3)
Tailândia (1-2; 0-1)	0,5044** (2,34)	0,002** (2,73)	0,44	2,06	14,05 (0,00)	11,56 (0,01)	(97:3; 98:3)
Taiwan (1; 0-4)	0,981*** (56,36)	0,0099*** (5,66)	0,91	2,09	0,002+ (0,97)	8,16 (0,00)	(97:3)
Turquia (1-4; 0-4)	0,952*** (5,14)	0,368** (2,31)	0,64	2,01	4,70 (0,03)	3,84 (0,05)	(94:1-2; 01:1-2)
Venezuela (1-2; 0)	0,648*** (4,42)	-0,0089* (1,73)	0,72	1,90	33,57 (0,00)	2,77 (0,09)	(97:3)

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: I e HPIB representam a taxa de inflação e o hiato do produto. \bar{R}^2 e DW representam o coeficiente de determinação e a estatística Durbin-Watson. W(I) e W(HPIB) são os testes de Wald para verificar se somatório dos coeficientes da inflação é I e do hiato do produto 0, respectivamente. + indica que não foi possível rejeitar a hipótese nula de que os somatórios dos os coeficientes da inflação e do hiato do produto são I e 0, respectivamente. Os valores entre parênteses são: as defasagens dos coeficientes (1), a estatística *t-student* (2) e as variáveis *dummies* utilizadas na estimação (3). *, **, *** indicam significância do coeficiente a 10%, 5% e 1%. Os coeficientes da regressão foram consistentemente estimados usando Newey-West (1987). A estabilidade dos parâmetros foi atestada via teste CUSUMSQ.

¹ Para Polônia, Republica Tcheca, Rússia e Sri Lanka, a estimação foi realizada até 2005:4, visto o tamanho reduzido da amostra.

APÊNDICE G - ESTIMATIVA DA CURVA DE DEMANDA

1990:1 – 2004:4¹

PAÍSES (Defasagens) ¹	Coeficientes				Testes Diagnósticos			Dummy
	HPIB	TJ	TC	R	\bar{R}^2	DW	W(HPIB)	
África do Sul (1-2; 0; 0-4; 1-3)	0,486*** (5,32) ²	49,07*** (3,96) ²	-17,19*** (-2,96)	73,91*** (2,79)	0,76	2,02	25,66 (0,02)	(98:3) ³
Argentina (1-3; 1; 0-0-3)	0,723*** (6,99)	-19,91** (-2,10)	-9,68*** (-3,21)	0,002** (2,27)	0,87	1,80	20,83 (0,00)	(90:1-4; 02:1)
Brasil (1-2; 0; 1-2; 1)	0,201* (1,82)	-0,952*** (-5,21)	-73,72** (2,06)	31,79** (2,43)	0,62	1,86	55,32 (0,00)	(98:3)
Chile (1-2; 1-3; 0-1; 0-1)	0,008* (2,14)	0,82** (3,23)	0,003 (1,18)	-0,0001 (1,04)	0,78	1,61	93,70 (0,00)	(97:3)
China (1-2; 1; 1-3; 1-4)	0,472** (2,87)	-0,332** (-2,45)	0,071*** (6,76)	0,004** (1,96)	0,50	1,65	23,49 (0,00)	(97:3; 03:3)
Colômbia (1; 0-1; 0; 1-2)	0,423*** (2,86)	157,47*** (3,43)	1194,65* (1,78)	405,28 (2,07)	0,45	2,01	15,63 (0,00)	(98:3)
Coréia do Sul (1-4; 1-4; 0-1; 0-1)	0,915*** (15,53)	250,92* (1,73)	143,06*** (4,03)	689,08*** (3,66)	0,91	2,21	2,73 (0,09)	(97:3)
Filipinas (1; 1-3; 1-3; 0)	0,605*** (4,43)	-0,55** (-2,11)	12,05*** (2,99)	-23,94*** (-3,60)	0,56	2,41	8,33 (0,00)	(98:3; 00:1)
Índia (1; 0-2; 1-4; 0)	0,733** (10,20)	0,090* (1,78)	-30,94** (-2,70)	4,92*** (3,35)	0,65	2,12	13,75 (0,00)	(97:3; 98:3)
Indonésia (1-3; 0-1; 0-3; 0-2)	0,356*** (4,01)	-0,345*** (-5,53)	0,437*** (3,60)	2383,04* (1,86)	0,75	1,64	37,83 (0,00)	(97:3; 98:3)
Israel (1-3; 1-3; 0-1; 1)	0,691*** (6,99)	-0,202*** (-3,73)	-62,89*** (-3,43)	4,59** (1,97)	0,54	2,06	9,75 (0,00)	(97:3)
Malásia (1-3; 0-4; 0-2; 0)	0,721*** (5,29)	-1,57*** (-4,53)	-0,53*** (-1,04)	-2,50*** (-5,92)	0,72	1,82	5,52 (0,03)	(97:3)
México (1-2; 0; 0; 0)	0,498* (5,38)	-322,4** (-2,17)	-32,95*** (-4,19)	223,52* (1,92)	0,65	2,30	18,70 (0,00)	-
Peru (1; 0-4; 0-1; 1-3)	0,682*** (7,92)	-0,277 (-1,67)	1,93*** (4,46)	-0,67** (-2,12)	0,76	2,13	13,62 (0,00)	(97:3; 98:3)
Polônia (1-2; 1-2; 1; 0-2)	0,601** (2,95)	-10,06** (-2,63)	13,28* (1,79)	0,053** (3,39)	0,83	1,82	12,75 (0,00)	(97:3; 98:3)
Rep. Tcheca (1-3; 0-1; 1; 1)	0,941*** (5,22)	0,68* (2,60)	-35,57 (-2,20)	9,66* (1,76)	0,81	2,17	1,25 + (0,27)	(97:3)
Rússia (1-3; 0-2; 0-2; 1-4)	0,752*** (4,97)	-35,96* (1,78)	0,71** (2,34)	-7,82** (-2,64)	0,84	1,97	9,98 (0,00)	(98:3)
Sri Lanka (1-2; 0-3; 1-4; 1-4)	0,615*** (10,53)	-5,15*** (3,88)	460,35** (2,46)	417,78** (3,12)	0,90	1,81	19,57 (0,00)	(98:3)
Tailândia (1; 0-1; 0-3; 0)	0,751*** (11,91)	-660,01** (-2,82)	-880,79** (-4,25)	-495,54** (-2,43)	0,86	1,91	15,02 (0,02)	-
Taiwan (1-2; 0-2; 0-2; 0-1)	0,912*** (15,36)	-174,2** (-2,91)	277,7** (6,46)	147,48** (4,45)	0,97	2,21	1,86+ (0,17)	(98:3)
Turquia (1-2; 1; 1-2; 0)	0,798** (3,53)	-0,06*** (-5,68)	-0,05** (-2,34)	-0,042** (-2,09)	0,61	2,06	4,54 (0,03)	-
Venezuela (1-3; 1; 1-4; 1-3)	0,844*** (5,72)	-211,81** (-2,16)	-0,004* (-1,77)	101,04* (1,78)	0,74	18,9	3,99 (0,05)	(02:2)

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: HPIB, TJ, TC e R representam o hiato do produto, as taxas de juros e de câmbio e os retornos do mercado de ações. \bar{R}^2 e DW representam o coeficiente de determinação e a estatística Durbin-Watson. W(HPIB) é teste de Wald para verificar se o somatório dos coeficientes do hiato do produto é I . + indica que não foi possível rejeitar a hipótese nula de que o somatório dos coeficientes do hiato do produto é I . Os valores entre parênteses são: as defasagens dos coeficientes (1), a estatística *t-student* (2) e as variáveis *dummies* utilizadas na estimação (3). *, **, *** indicam significância do coeficiente a 10%, 5% e 1%.

Os coeficientes da regressão foram consistentemente estimados usando Newey-West (1987). A estabilidade dos parâmetros foi atestada via teste CUSUMSQ.

¹ Para Polônia, Republica Tcheca, Rússia e Sri Lanka, a estimação foi realizada até 2005:4, visto o tamanho reduzido da amostra.

APÊNDICE H - ESTIMATIVA VAR – EQUAÇÃO DO HIATO DO PRODUTO – 1990:1 – 2004:4¹

PAÍSES (DEFAS) ¹ (Coef. Sig.) ²	Coeficientes				Testes Diagnósticos			Dummy
	HPIB	INF	TJ	TC	R	\bar{R}^2	F	
África do Sul (2) (1; -; -; 1; -)	0,614 * (2,31) ²	- 2,851 (0,48) ³	- 32,70 (0,436) ²	15,18 * (2,01)	- 17,56 (-0,42)	0,64	11,39	(98:3) ⁴
Argentina (4) (1,3; 4; -; -; 1,3,4)	0,779 * (3,03)	1,755 (1,48)	- 29,57 (-0,68)	8,658* (-0,82)	0,0002 * (1,86)	0,84	16,22	(90:1-4; 02:1)
Brasil (6) (1; 2,6; -; -; 1,4,6)	0,543 (1,28)	0,01* (2,01)	- 0,186 * (-1,03)	6,712 (0,74)	137,81 * (2,20)	0,62	49,65	(98:3)
Chile (4) (1,4; 1,3; -; -;)	0,643 * (2,08)	- 31,26 * (1,93)	49,69 (1,38)	- 2,13 (1,05)	1,691 (1,20)	0,72	9,67	-
China (4) (2; -; 4; -; 2)	0,691 (1,21)	0,004 (1,03)	- 0,508** (-1,13)	- 0,08 (0,98)	0,016 (1,17)	0,86	17,13	(97:3; 98:3; 03:3)
Colômbia (5) (1,4,5; -; -; 4; 2,3,4)	0,785 * (2,9)	- 734,72 (-0,84)	- 1121,5 (-0,35)	10643,23 (0,67)	3789,77 (2,21)	0,69	10,13	(97:3)
Coréia do Sul (4) (1; -; -; 1; 1)	0,967 * (1,93)	- 1245,4 (-1,10)	5036,67 (0,64)	- 8336,99 (-1,18)	2755,05 (0,87)	0,86	16,71	(97:3)
Filipinas (2) (1,2; -; -; -; -)	0,898 * (3,28)	- 2,946 (0,89)	3,86 (0,02)	- 82,52 (-1,19)	20,81 (0,81)	0,53	7,43	(00:1)
Índia (2) (1; -; 1; 1; -)	0,664 * (2,46)	- 0,212 (-1,57)	- 13,95 * (-1,85)	- 20,94 (-1,54)	- 4,62 (-1,13)	0,63	9,86	(98:3)
Indonésia (6) (1,4,6; 1,3; 1; 2,3; 1-6)	0,781* (2,20)	-5555,73 (-1,64)	14970,56 (1,54)	0,364 * (1,93)	104682,9* (2,93)	0,93	24,39	(97:3; 98:3)
Israel (2) (1; -; -; -; 1)	0,733 * (2,81)	- 0,011 (-0,51)	- 0,095 (-0,61)	- 24,28 (-1,14)	9,83* (1,89)	0,44	6,61	-
Malásia (4) (1; -; -; -; -)	0,846 (1,53)	-0,31 (0,69)	22,05 (1,08)	0,218 (0,60)	8,31 (1,03)	0,53	4,41	(97:3)
México (2) (1; -; -; -; -)	0,562* (2,07)	- 3,23 (0,04)	401,44 (0,45)	-42,25 (-0,83)	318,3 (1,09)	0,39	4,29	(97:3; 98:3; 94:4)
Peru (6) (1; -; -; -; -)	0,07 (0,99)	- 0,42 (0,45)	3,61 (0,39)	- 4,35 (-0,51)	0,212 (0,57)	0,86	4,23	(97:3; 98:3)
Polônia (4) (2,4; -; -; 3,4; 1,4)	0,97* (2,10)	- 0,582 (-0,51)	13,96 (0,88)	-10,99 (-1,49)	0,008* (1,94)	0,89	17,89	(98:3)
Rep. Tcheca (2) (1,2; -; -; -; -)	0,858* (2,68)	9,67 (1,44)	- 104,05 (-0,86)	- 2,65 (-0,85)	- 1,43 (-0,57)	0,65	8,21	(97:3; 98:3)
Rússia (4) (1, 2; 2; -; -; 1)	0,652 (1,59)	9,67 (1,55)	- 50,17 (-0,51)	1,41 (0,77)	0,028 (1,01)	0,81	9,72	(97:3; 98:3)
Sri Lanka (4) (1; -; -; -; -)	0,903 (0,95)	6,63 (0,52)	- 855,06 (-0,84)	1051,47 (1,09)	- 149,5 (0,67)	0,74	5,68	(98:3)
Tailândia (2) (1; 2; -; 1; 2)	0,803* (3,36)	10964,67 (1,11)	- 16308,17 (-0,47)	- 27412,3 (-1,75)	2302,3 (1,26)	0,80	23,10	(97:3; 98:3)
Taiwan (2) (-; -; -; -; -)	0,361 (0,91)	-1609,35 (-0,54)	- 4134,2 (-1,01)	0,0051 (0,23)	- 0,12 (-0,59)	0,60	11,88	-
Turquia (4) (1; -; -; 3)	- 0,008 (-1,16)	- 0,0023 (-0,99)	-0,016 (-0,65)	-0,05** (-2,34)	0,134 (1,15)	0,29	2,78	(94:1; 01:1)
Venezuela (6) (1,3; -; -; -; -)	0,661 (1,53)	- 2,123 (-0,55)	-28,89 (-0,77)	-0,023 (-0,36)	2,37 (0,59)	0,75	5,87	(97:3; 98:3; 02:2)

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: HPIB, INF, TJ, TC e R representam o hiato do produto, as taxas de inflação, juros e de câmbio e os retornos do mercado de ações. \bar{R}^2 e F representam o coeficiente de determinação e a estatística F. Os valores entre parênteses são: as defasagens no VAR (escolhidas de acordo com os critérios de Akaike Schwarz e Hannan-quinn) (1), os coeficientes defasados que foram estatisticamente significativos (2), a estatística *t-student* (3) e as variáveis *dummies* utilizadas na estimação (4). * indica significância global (somatório) dos coeficientes a 5%.

Obs.: Foram realizados testes de diagnósticos para verificar a congruência e a estabilidade do VAR estimado. O sistema VAR apresentou estabilidade, i.e. as raízes inversas do polinômio AR ficaram dentro do círculo unitário. A congruência foi verificada através dos testes LM, White e Doornik-Hansen para a correlação serial, heteroscedasticidade e normalidade dos resíduos.

¹ Para Polônia, Republica Tcheca, Rússia e Sri Lanka, a estimação foi realizada até 2005:4, visto o tamanho reduzido da amostra.

APÊNDICE I - ESTIMATIVA VAR – EQUAÇÃO DA INFLAÇÃO

1990:1 – 2004:4¹

PAÍSES (DEFAS)	Coeficientes				Testes Diagnósticos			Dummy
	(Coef. Sig.) ¹	HPIB	INF	TJ	TC	R	\bar{R}^2	
África do Sul (2)	0,024 *	0,741 *	- 34,05	0,04	0,02	0,49	6,69	(98:3) ³
(1; 1; 1; 1; -)	(1,37) ²	(2,01) ²	(-1,27) ²	(1,19)	(0,04)			
Argentina (4)	0,002	0,476 *	3,98	0,152 *	- 0,0001 *	0,97	112,86	(90:1-4; 02:1)
(-; 1; 1,2,4; 1-3; 1)	(0,25)	(2,30)	(1,70)	(4,01)	(-1,06)			
Brasil (6)	0,084 *	0,434	- 0,412	-106,90	- 149,36 *	0,97	49,66	(98:3;94:1)
(1-3; 1,6; -; 2; 3-6)	(1,95)	(1,41)	(-0,68)	(1,16)	(-2,14)			
Chile (4)	0,004 *	0,716	0,177	0,004	- 0,003	0,72	9,67	-
(4; 4; -; -; 4)	(1,03)	(0,93)	(0,43)	(0,54)	(1,02)			
China (4)	11,64	0,909 *	- 16,64*	7,21	- 0,121	0,85	17,30	(97:3; 98:3;03:3)
(1; 1,3; 1,2,4; 2; 1)	(0,90)	(2,44)	(-2,50)	(1,70)	(-1,47)			
Colômbia (5)	0,0002	0,911	0,191	3,239	2,001	0,81	10,13	(97:3)
(-; 1,4; -; -; 4)	(0,98)	(1,63)	(0,90)	(0,41)	(1,37)			
Coréia do Sul (4)	0,0001	0,591	- 0,69	- 4,491	- 0,372	0,48	3,46	(97:3)
(-; -; -; -; 1)	(0,57)	(0,98)	(-0,86)	(-0,96)	(-0,97)			
Filipinas (2)	0,011	0,551	0,76	9,03	- 0,21	0,54	7,47	(00:1)
(-; 1; -; 1; -)	(0,76)	(2,13)	(1,77)	(1,20)	(-0,76)			
Índia (2)	0,110	- 0,141 *	- 38,95 *	1,481	2,229	0,56	7,84	(98:3)
(1; 1,2; 1; -; -)	(1,46)	(-2,46)	(-2,07)	(0,16)	(1,33)			
Indonésia (6)	- 0,0003	0,14	- 1,701	0,0002 *	-3,877	0,94	25,90	(97:3; 98:3)
(-; 6; 3,4; 1-4; 6)	(-0,56)	(-1,19)	(-1,16)	(2,44)	(0,68)			
Israel (2)	- 0,403	- 0,131	- 0,011	229,50	- 40,09	0,06	2,41	-
(2; -; -; 2; 2)	(1,51)	(-0,50)	(-0,43)	(1,70)	(-1,28)			
Malásia (4)	0,002	0,484	- 6,13	0,081	0,712	0,38	2,86	(97:3)
(-; 1; 1; -; 3)	(1,07)	(1,58)	(-1,06)	(0,65)	(0,76)			
México (2)	- 0,001	0,124	12,40	0,54 *	0,873	0,85	30,33	(97:3; 98:3;94:4)
(-; -; 1; 1,2; -)	(-0,76)	(0,69)	(1,23)	(2,48)	(0,36)			
Peru (6)	- 0,132	0,552 *	4,164	- 0,371	8,12 *	0,98	145,39	(97:3; 98:3)
(1; 1,3; -; 1,4; 1-4)	(-0,75)	(1,93)	(0,88)	(-1,81)	(1,97)			
Polônia (4)	0,047	0,779	- 15,68	- 0,32	- 0,001	0,76	6,97	(98:3)
(-; 4; -; -; 3)	(0,50)	(1,25)	(-0,89)	(-0,48)	(-0,46)			
Rep. Tcheca (2)	- 0,012	0,423	- 12,15 *	1,119	- 1,374	0,47	4,58	(97:3; 98:3)
(-; -; 1; -; -)	(-0,36)	(1,39)	(-2,37)	(0,52)	(-0,83)			
Rússia (4)	0,0012	0,121 *	- 0,060 *	0,329 *	- 0,0001 *	0,96	57,94	(97:3; 98:3)
(-; 2,3; 1-3; 1,2; 3,4)	(0,65)	(2,2)	(-2,58)	(2,29)	(-1,91)			
Sri Lanka (4)	0,002	0,119 *	- 0,618 *	0,079 *	- 0,0016 *	0,95	27,94	(97:3; 98:3)
(1; 2,3; 1-3; 1,2; 3)	(0,45)	(2,22)	(-2,58)	(2,28)	(-1,92)			
Tailândia (2)	0,0001	- 0,112	8,46	3,11	1,344	0,41	4,76	(97:3; 98:3)
(-; -; 1; -; 2)	(0,74)	(-0,65)	(1,48)	(0,79)	(1,12)			
Taiwan (2)	0,368	-16093,9	- 9154,6	175,42	- 506,12	0,37	5,27	-
(-; -; -; -; -)	(0,81)	(-0,55)	(-1,12)	(0,13)	(-0,23)			
Turquia (4)	- 0,028	0,883 *	- 0,704	-0,05**	-0,731	0,78	11,41	(94:1; 01:1)
(-; 1,4; -; 1,4; 4)	(-0,37)	(2,04)	(-0,57)	(-2,34)	(-0,92)			
Venezuela (6)	- 0,011	0,593	- 19,53 *	0,0008 *	-15,94	0,87	11,93	(97:3; 98:3; 02:2)
(1; -; 1,4,5; 1,6; 5)	(-0,92)	(1,66)	(-1,89)	(1,81)	(-1,23)			

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: HPIB, INF, TJ, TC e R representam o hiato do produto, as taxas de inflação, juros e de câmbio e os retornos do mercado de ações. \bar{R}^2 e F representam o coeficiente de determinação e a estatística F. Os valores entre parênteses são: as defasagens no VAR (escolhidas de acordo com os critérios de Akaike Schwarz e Hannan-quinn), os coeficientes defasados que foram estatisticamente significativos, a estatística *t-student* e as variáveis *dummies* utilizadas na estimação. * indica significância global (somatório) dos coeficientes a 5% .

Obs.: Foram realizados testes de diagnósticos para verificar a congruência e a estabilidade do VAR estimado. O sistema VAR apresentou estabilidade, i.e. as raízes inversas do polinômio AR ficaram dentro do círculo unitário. A congruência foi verificada através dos testes LM, White e Doornik-Hansen para a correlação serial, heteroscedasticidade e normalidade dos resíduos.

¹ Para Polônia, Republica Tcheca, Rússia e Sri Lanka, a estimação foi realizada até 2005:4, visto o tamanho reduzido da amostra.

APÊNDICE J - RAIZ DO ERRO QUADRADO MÉDIO

PAÍSES	HIATO DO PRODUTO			INFLAÇÃO		
	IS	VAR	AR	CP	VAR	AR
África do Sul	11,81	24,82	20,31	0,90	0,75	1,13
Argentina	43,86	73,16	47,18	3,59	3,23	3,60
Brasil	11,97	14,96	20,82	14,38	18,49	18,85
Chile	383,77	25,69	469,02	0,70	0,01	0,66
China	0,01	0,001	0,04	0,53	0,001	0,66
Colômbia	2268,57	2358,72	2418,97	1,29	0,06	1,38
Coréia do Sul	2017,16	4675,75	2049,59	0,65	0,80	0,67
Filipinas	12,57	14,99	13,95	1,10	0,40	1,17
Índia	3,45	0,95	3,91	1,43	0,99	1,92
Indonésia	63889,61	74403,29	236072,32	1,86	2,98	1,97
Israel	3,10	0,05	3,54	13,69	0,17	13,96
Malásia	2,95	0,03	3,99	0,42	0,01	0,48
México	139,15	6,60	167,06	2,22	0,09	3,03
Peru	1,44	7,56	2,24	2,56	3,67	3,40
Polônia	1,78	8,95	5,39	0,93	0,63	0,98
República Tcheca	13,15	18,07	16,87	1,67	3,24	2,33
Rússia	19,54	6,77	12,83	1,86	0,08	2,06
Sri Lanka	68,09	74,13	121,24	1,20	0,91	2,03
Tailândia	3813,56	6806,64	46763,50	0,64	0,13	1,07
Taiwan	57694,23	113356,11	198004,76	23,67	9,65	30,96
Turquia	0,04	0,08	0,17	0,68	0,96	0,77
Venezuela	67,91	74,78	85,02	4,16	0,88	4,94

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: IS e CP representam as equações da IS e Curva de Phillips estimadas conforme as equações (35) e (336). AR e VAR são as equações autoregressivas e de vetores autoregressivos (equação 40) para o hiato do produto e inflação, respectivamente.

A raiz do erro quadrado médio foi calculada pela fórmula (57)

**APÊNDICE K – VARIAÇÃO DOS RETORNOS DE MERCADO E
VARIAÇÃO DA INFLAÇÃO: PAINEL LINEAR**

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística <i>t</i>	Prob
C	1.312729	0.886786	1.480322	0.1390
ΔR	0.054720	0.014600	3.747993	0.0002
R² Ajustado				0.019609
DW				1.78
<i>Cross-section - Efeitos Fixos (Variáveis Dummy)</i>				
África do Sul	-1.036224			
Argentina	2.191166			
Brasil	2.852319			
Chile	-0.673331			
China	-1.151917			
Colômbia	-0.728484			
Coréia do Sul	-1.101499			
Filipinas	-1.025010			
Índia	-1.104792			
Indonésia	-1.500865			
Israel	-0.909713			
Malásia	-1.289182			
México	-0.845169			
Peru	9.623815			
Polônia	-1.218673			
Rep. Tcheca	-1.005560			
Rússia	-0.184245			
Sri Lanka	-1.176732			
Tailândia	-0.078123			
Taiwan	-1.001386			
Turquia	3.549216			
Venezuela	-1.155410			

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: Variável Dependente: Variação da Inflação

ΔR representa o diferencial dos Retornos de Mercado.

Número de Observações: 1267

Método de Estimação: Painel com Efeitos Fixos e erros-padrões robustos à heteroscedasticidade e autocorrelação.

**APÊNDICE L – VARIAÇÃO DOS RETORNOS DE MERCADO E
VARIAÇÃO DA INFLAÇÃO: PAINEL *THRESHOLD***

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística <i>t</i>	Prob
C	5.681014	2.416997	2.350443	0.0189
ΔR	0.072544	0.029657	2.446101	0.0146
D	-9.641877	3.581567	-2.692084	0.0072
ΔR *D	-0.106644	0.035369	-3.015138	0.0026
R² Ajustado				0.458546
DW				1.936484
Cross-section - Efeitos Fixos (Variáveis Dummy)				
África do Sul	-4.056234			
Argentina	5.172156			
Brasil	5.591442			
Chile	-6.871737			
China	-5.470843			
Colômbia	2.011272			
Coréia do Sul	0.347093			
Filipinas	-0.476098			
Índia	-0.361916			
Indonésia	0.614963			
Israel	-2.816263			
Malásia	-4.115679			
México	2.211138			
Peru	10.85083			
Polônia	0.881055			
Rep. Tcheca	1.501392			
Rússia	1.946518			
Sri Lanka	0.526920			
Tailândia	-4.357662			
Taiwan	-5.132496			
Turquia	-1.849401			
Venezuela	0.730274			

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: Variável Dependente: Inflação

ΔR e D representam o diferencial retornos de mercado e a variável *dummy* referente à modificação de regime de acordo com o *threshold* estimado. O regime 1 é definido para os períodos em que $(R_t^m - R_t^i) \leq \hat{\tau}$ e o regime 2 representa os períodos em que $(R_t^m - R_t^i) > \hat{\tau}$.

O teste LM rejeitou a hipótese nula de ausência de *threshold*. $LM = 63,26$ e $p\text{-value} = 0,003$. Para detalhes do teste ver Hansen, (1996).

Número de Observações: 1145

Método de Estimação: Painel com Efeitos Fixos e erros-padrões robustos à heteroscedasticidade e autocorrelação.

APÊNDICE M - THRESHOLDS ESTIMADOS

PAÍSES	THRESHOLD ESTIMADO			I
	HPIB ⁽⁺⁾	HPIB ⁽⁻⁾	ΔR	
África do Sul	6,303	- 34,47	- 4,55	9,50
Argentina	32,77	- 50,70	30,55	14,11
Brasil	5,241	- 15,11	33,46	5,96
Chile	272,40	- 197,51	- 86,83	6,10
China	0,0045	- 0,0138	- 30,88	6,15
Colômbia	637,41	- 4001,80	41,42	3,64
Coréia do Sul	617,38	- 2861,85	43,42	3,45
Filipinas	7,146	- 4,819	27,38	5,74
Índia	3,104	- 4,032	29,04	6,56
Indonésia	2928,28	- 12623,85	59,57	4,85
Israel	0,810	- 2,946	- 9,03	3,14
Malásia	0,594	- 4,637	- 16,44	4,10
México	230,03	-195,72	48,35	6,22
Peru	0,619	- 3,354	33,54	2,89
Polônia	2,641	- 5,032	- 81,29	8,47
República Tcheca	5,739	- 7,831	- 56,32	3,90
Rússia	85,386	- 123,04	- 65,71	7,19
Sri Lanka	70,106	- 107,76	35,39	11,59
Tailândia	22508,22	- 72605,55	45,76	5,67
Taiwan	116725,57	- 275960,90	4,86	0,02
Turquia	0,0162	- 0,0562	68,39	44,77
Venezuela	2,798	- 61,248	100,57	29,02

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: HPIB⁽⁺⁾ e HPIB⁽⁻⁾ representam os *thresholds* positivos e negativos do hiato do produto. ΔRET e I são os *thresholds* referentes ao diferencial do retorno e da inflação.

**APÊNDICE N - RETORNOS DE MERCADO E INFLAÇÃO: PAINEL
LINEAR COM EFEITOS FIXOS**

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística <i>t</i>	Prob
C	4.929895	1.248540	3.948528	0.0001
I(-1)	0.287319	0.030347	9.467799	0.0000
I(-2)	0.112881	0.027537	4.099221	0.0000
I(-3)	0.114656	0.021125	5.427380	0.0000
I(-4)	-0.122299	0.035190	-3.475369	0.0005
I(-5)	0.181582	0.022224	8.170575	0.0000
I(-6)	-0.200947	0.030016	-6.694554	0.0000
R	0.071128	0.015508	4.586558	0.0000
R(-1)	0.034777	0.016501	2.107557	0.0353
R(-2)	0.027643	0.015806	1.748836	0.0806
R(-3)	0.030335	0.014918	2.033423	0.0422
R(-4)	0.033385	0.014194	2.352051	0.0188
R² Ajustado				0.350297
DW				1.964294

Cross-section - Efeitos Fixos (Variáveis Dummy)

África do Sul	-4.770998
Argentina	-4.513472
Brasil	17.10674
Chile	0.885616
China	-5.669332
Colômbia	-0.188884
Coréia do Sul	-4.166385
Filipinas	-2.376723
Índia	-2.892873
Indonésia	1.314019
Israel	-3.135571
Malásia	-4.183899
México	-0.547197
Peru	-3.193314
Polônia	-3.507649
Rep. Tcheca	-4.620725
Rússia	12.19966
Sri Lanka	10.37780
Tailândia	-0.474130
Taiwan	-3.683090
Turquia	9.886434
Venezuela	-0.596855

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: Variável Dependente: Inflação; R representa os retornos de Mercado; Número de Observações: 1145; Método de Estimação: Painel com Efeitos Fixos e erros-padrões robustos à heteroscedasticidade e autocorrelação.

**APÊNDICE O - RETORNOS DE MERCADO E INFLAÇÃO: PAINEL
NÃO LINEAR COM EFEITOS FIXOS**

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística <i>t</i>	Prob
C	-2.102221	1.231248	-1.707390	0.0880
I(-1)	0.271397	0.043762	6.201633	0.0000
I(-2)	0.092162	0.020895	4.410664	0.0000
I(-3)	0.111119	0.013460	8.255290	0.0000
I(-4)	-0.133885	0.014466	-9.254969	0.0000
I(-5)	0.162788	0.016456	9.892217	0.0000
I(-6)	-0.216444	0.017862	-12.11787	0.0000
R	0.078223	0.020082	3.895129	0.0001
R(-1)	0.042187	0.016898	2.496637	0.0127
R(-2)	0.028077	0.016423	1.709682	0.0876
R(-3)	0.025628	0.013643	1.878482	0.0606
R(-4)	0.034500	0.011555	2.985677	0.0029
R(-5)	0.041186	0.014396	2.860990	0.0043
R(-6)	0.035423	0.011813	2.998565	0.0028
DI	15.29647	2.753056	5.556178	0.0000
R² Ajustado	0.554336	DW		1.941446
Cross-section - Efeitos Fixos (Variáveis Dummy)				
África do Sul	-0.827628			
Argentina	-10.26931			
Brasil	23.17925			
Chile	4.813384			
China	-3.844293			
Colômbia	-5.502486			
Coréia do Sul	-5.208927			
Filipinas	-3.996724			
Índia	-3.933224			
Indonésia	-2.114388			
Israel	-6.411056			
Malásia	0.132461			
México	-4.864462			
Peru	-7.981476			
Polônia	-0.184735			
Rep. Tcheca	0.568122			
Rússia	11.35210			
Sri Lanka	11.52843			
Tailândia	2.782558			
Taiwan	-4.095235			
Turquia	7.369153			
Venezuela	0.270568			

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: Variável Dependente: Inflação; R e D representam os retornos de Mercado e a variável *dummy* referente à modificação de regime de acordo com o *threshold* estimado; Número de Observações: 1141; Estimação: Painel com Efeitos Fixos e erros-padrões robustos à heteroscedasticidade e autocorrelação.

**APÊNDICE P - RETORNOS DE MERCADO E INFLAÇÃO: PAINEL
NÃO LINEAR - EFEITO *THRESHOLD***

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística <i>t</i>	Prob
C	1.649542	1.590248	1.037286	0.2998
D	21.38328	2.528777	8.455974	0.0000
R*D	-0.258158	0.031492	-8.197450	0.0000
R	0.255133	0.024310	10.49508	0.0000
R² Ajustado				0.252311
DW				1.768672

África do Sul	-7.402897
Argentina	-17.61422
Brasil	51.00781
Chile	1.027443
China	-4.867159
Colômbia	-7.056459
Coréia do Sul	-11.00310
Filipinas	-7.634873
Índia	-8.361925
Indonésia	-7.060437
Israel	-11.96977
Malásia	-4.925890
México	-5.155212
Peru	-1.538469
Polônia	-4.776833
Rep. Tcheca	0.448697
Rússia	31.25105
Sri Lanka	18.68953
Tailândia	0.158843
Taiwan	-10.05522
Turquia	12.86170
Venezuela	-3.283279

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: R e D representam os retornos de Mercado e a variável *dummy* referente à modificação de regime de acordo com o *threshold* estimado.

Número de Observações: 1273

O teste LM rejeitou a hipótese nula de ausência de *threshold*. $LM = 51,32$ e $p\text{-value} = 0,000$. Para detalhes do teste ver Hansen, (1996).

Método de Estimação: Painel com Efeitos Fixos e erros-padrões robustos à heteroscedasticidade e autocorrelação.

**APÊNDICE Q - RETORNOS DE MERCADO E CRESCIMENTO DO
PRODUTO: PAINEL LINEAR**

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística t	Prob
C	0.270805	0.245317	1.103900	0.2699
Δ PIB(-1)	-0.056098	0.022703	-2.470979	0.0136
R	19.68768	1.868420	10.53707	0.0000
R(-1)	5.028860	1.451658	3.464218	0.0006
R(-2)	0.638856	1.337986	0.477476	0.6331
R(-3)	0.083486	1.224108	0.068201	0.9456
R(-4)	-3.219251	1.308672	-2.459937	0.0140
R² Ajustado				0.186085
DW				1.959097
<i>Cross-section - Efeitos Fixos (Variáveis Dummy)</i>				
África do Sul	0.772845			
Argentina	2.009590			
Brasil	0.376975			
Chile	-0.048043			
China	-0.122653			
Colômbia	-2.140464			
Coréia do Sul	0.858048			
Filipinas	0.718322			
Índia	-0.935163			
Indonésia	1.537063			
Israel	0.661565			
Malásia	1.349838			
México	0.311730			
Peru	0.101473			
Polônia	0.083118			
Rep Tcheca	0.139840			
Rússia	-0.139346			
Sri Lanka	-7.695234			
Tailândia	0.462358			
Taiwan	0.879941			
Turquia	0.794141			
Venezuela	0.955270			

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: Variável Dependente: Crescimento do PIB

R representa os retornos de Mercado. Δ PIB é o crescimento do produto

Número de Observações: 1228

Método de Estimação: Painel com Efeitos Fixos e erros-padrões robustos à heteroscedasticidade e autocorrelação.

APÊNDICE R - RETORNOS DE MERCADO E CRESCIMENTO DO PRODUTO: PAINEL NÃO LINEAR

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística t	Prob
R	17.27062	1.649870	10.46787	0.0000
R(-1)	3.531268	1.387725	2.544644	0.0111
R(-2)	1.057990	1.399566	0.755941	0.4498
R(-3)	-0.733773	1.291668	-0.568082	0.5701
R(-4)	0.974024	1.281509	0.760060	0.4474
R(-5)	5.932263	1.135781	5.223067	0.0000
ΔPIB(-1)	-1.85E-06	5.04E-07	-3.670643	0.0003
ΔPIB(-2)	-2.12E-06	7.16E-07	-2.957759	0.0032
ΔPIB(-3)	2.48E-06	7.14E-07	3.477891	0.0005
ΔPIB(-4)	-4.85E-06	8.41E-07	-5.763209	0.0000
ΔPIB(-5)	2.97E-06	8.09E-07	3.673609	0.0003
ΔPIB1(-6)	-0.262389	0.025258	-10.38820	0.0000
DER	1.558628	0.465609	3.347505	0.0008
C	0.724315	0.346846	2.088288	0.0370
R² Ajustado				0.355855
DW				2.061516
Cross-section - Efeitos Fixos (Variáveis Dummy)				
Colômbia	-0.298017			
Coréia do Sul	-0.052846			
Filipinas	-0.725227			
Índia	-1.239534			
Indonésia	-1.778558			
Israel	-3.643022			
Malásia	0.261925			
México	0.012585			
Peru	-1.965035			
Polônia	2.344014			
Rep Tcheca	-0.473037			
Rússia	0.301287			
Sri Lanka	-0.198604			
Tailândia	-1.120181			
Taiwan	4.353356			
Turquia	16.86614			
Venezuela	-1.261344			
Brasil	-10.42687			
Chile	-0.474126			
Colômbia	-0.686285			
Coréia do Sul	-0.392102			
Filipinas	0.339094			

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: Variável Dependente: Crescimento do PIB

R representa os retornos de Mercado. ΔPIB é o crescimento do produto. DER e a variável *dummy* referente à modificação de regime de acordo com o *threshold* estimado.

Número de Observações: 1183

Método de Estimação: Painel com Efeitos Fixos e erros-padrões robustos à heteroscedasticidade e autocorrelação.

**APÊNDICE S - RETORNOS DE MERCADO E CRESCIMENTO DO
PRODUTO: PAINEL *THRESHOLD***

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística t	Prob
C	0.803905	0.289138	2.780353	0.0055
R(-1)	2.383804	1.653648	2.441543	0.0497
DER	2.234417	0.748737	2.984247	0.0029
R(-1)*DER	7.108582	3.060795	2.322462	0.0204
R² Ajustado				0.178545
DW				1.972866

Cross-section - Efeitos Fixos (Variáveis Dummy)

Colômbia	0.378194
Coréia do Sul	1.113288
Filipinas	0.534204
Índia	0.365947
Indonésia	0.024461
Israel	-1.899073
Malásia	1.018960
México	0.115981
Peru	-0.752691
Polônia	1.275720
Rep Tcheca	0.787608
Rússia	0.643898
Sri Lanka	0.242823
Tailândia	-0.036687
Taiwan	0.239063
Turquia	0.179095
Venezuela	-0.171490
Brasil	-6.650143
Chile	0.684886
Colômbia	1.054166
Coréia do Sul	1.037178
Filipinas	0.865121

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: Variável Dependente: Crescimento do PIB

R representa os retornos de Mercado. Δ PIB é o crescimento do produto. DER e a variável *dummy* referente à modificação de regime de acordo com o *threshold* estimado. O regime 1 é definido para os períodos em que $HPIB \leq -\hat{\tau}$...ou... $HPIB \geq +\hat{\tau}$ e o regime 2 representa os períodos em que $-\hat{\tau} < HPIB < +\hat{\tau}$. O teste LM rejeitou a hipótese nula de ausência de *threshold*. $LM = 33,26$ e $p\text{-value} = 0,001$. Para detalhes do teste ver Hansen, (1996)

Número de Observações: 1292

Método de Estimação: Painel com Efeitos Fixos e erros-padrões robustos à heteroscedasticidade e autocorrelação.

APÊNDICE T - RAIZ DO ERRO QUADRADO MÉDIO – EQUAÇÕES EM PAINEL

EQUAÇÃO		RMSE
PAINEL A		
CRESCIMENTO DO PRODUTO	AR	8,96
	Linear	8,63
	Não Linear	7,90
	Threshold	8,26
PAINEL B		
INFLAÇÃO	AR	41,17
	Linear	40,18
	Não Linear	39,47
	Threshold	40,09
PAINEL C		
VARIAÇÃO DA INFLAÇÃO	Linear	31,88
	Threshold	30,56

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: AR é a estimação em painel composta somente dos componentes auto-regressivos da variável dependente. Painel linear é a estimação sem considerar os efeitos do *threshold*. Painel não linear considera o efeito do *threshold* sobre o intercepto e Painel *threshold* considera o impacto do *threshold* sobre os coeficientes.

A raiz do erro quadrado médio foi calculada pela fórmula: (57)

APÊNDICE U - FUNÇÕES DE IMPULSO-RESPOSTA

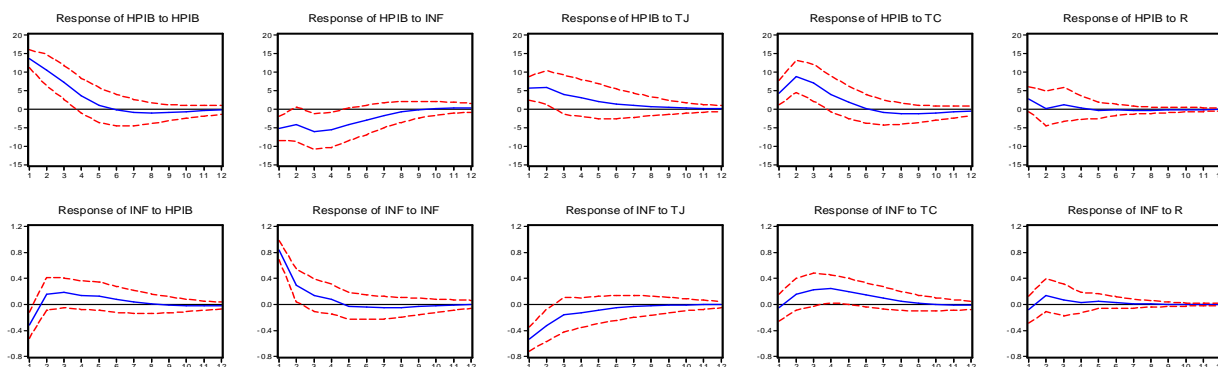


Figura 1 - Funções de Impulso-Resposta – África do Sul

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: HPIB, INF, TJ, TC e R representam o hiato do produto, a taxa de inflação, taxa de juros, Taxa de Câmbio e Retornos de Mercado, respectivamente. Valores estimados utilizando o método de Impulsos Generalizados para doze períodos e banda de dois desvios - padrões. Especificação do VAR conforme descrito nos Apêndices H e I.

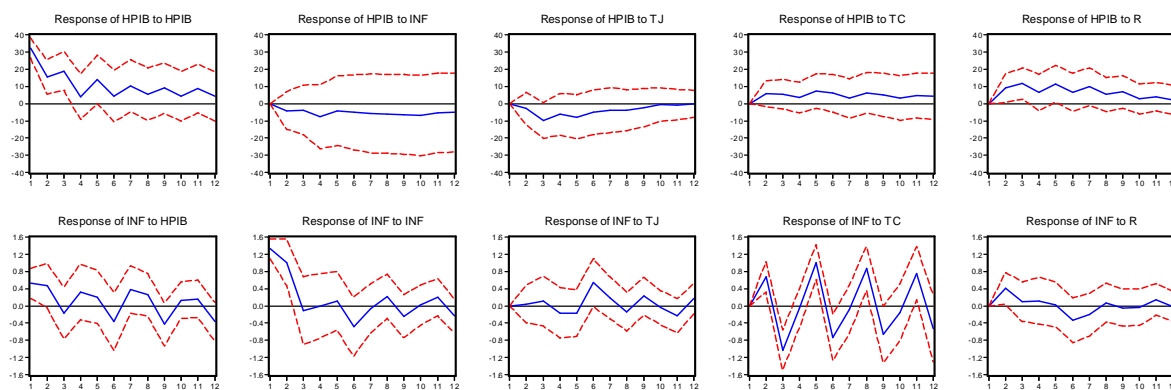


Figura 2 - Funções de Impulso-Resposta – Argentina

Fonte: Elaborado pelo autor.

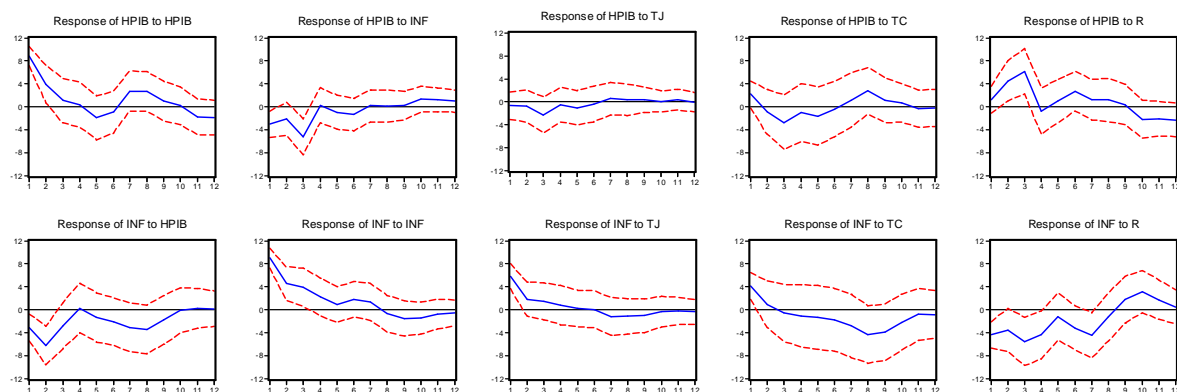


Figura 3 - Funções de Impulso-Resposta – Brasil

Fonte: Elaborado pelo autor.

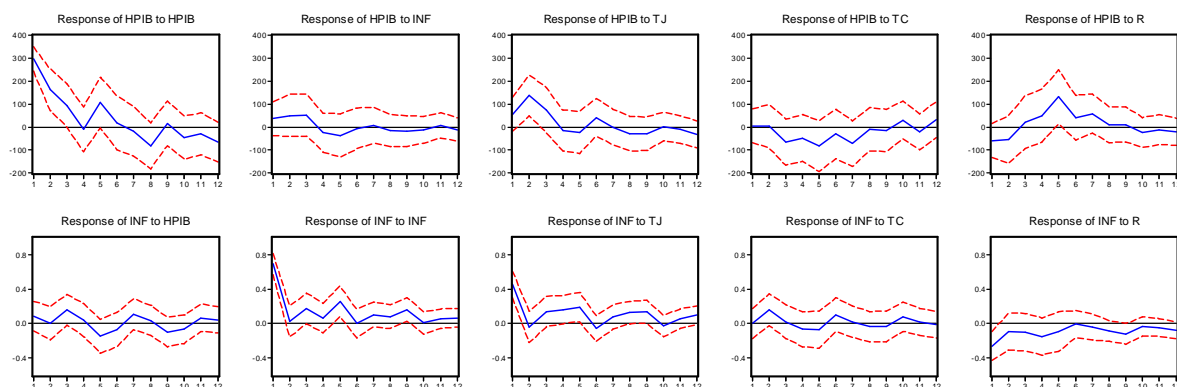


Figura 4 - Funções de Impulso-Resposta – Chile

Fonte: Elaborado pelo autor.

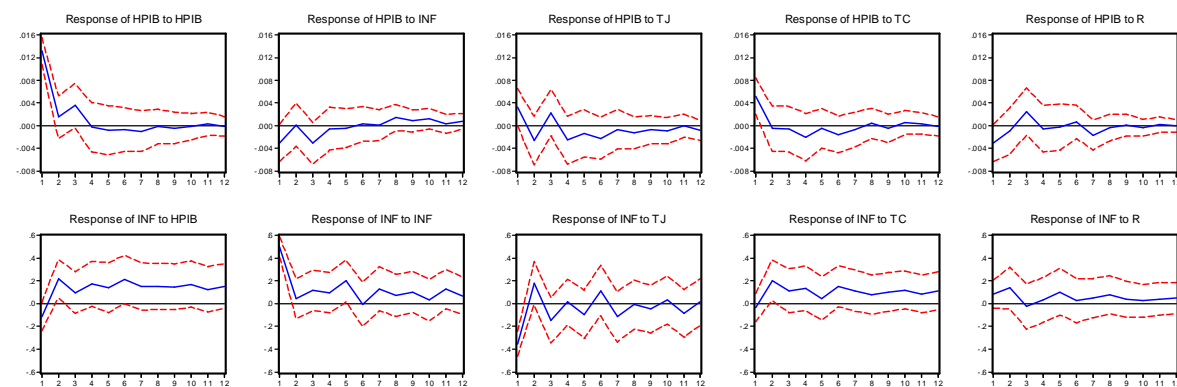


Figura 5 - Funções de Impulso-Resposta – China

Fonte: Elaborado pelo autor.

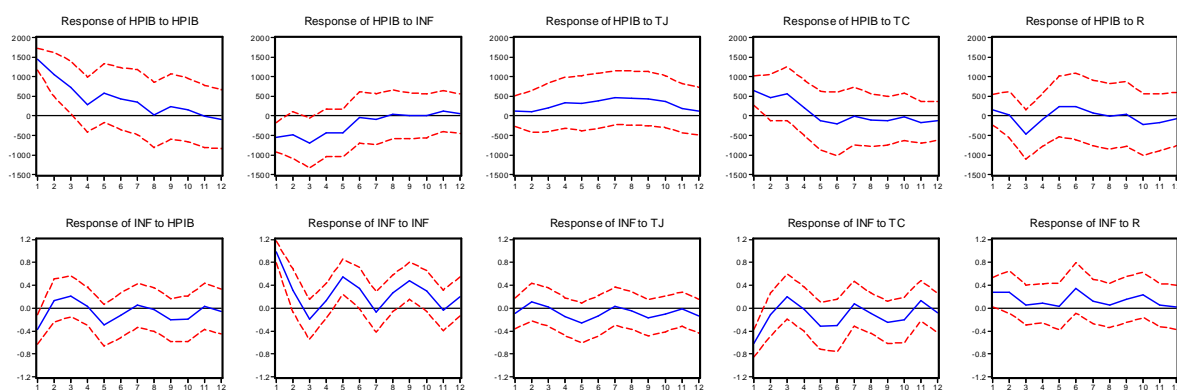


Figura 6 - Funções de Impulso-Resposta – Colômbia

Fonte: Elaborado pelo autor.

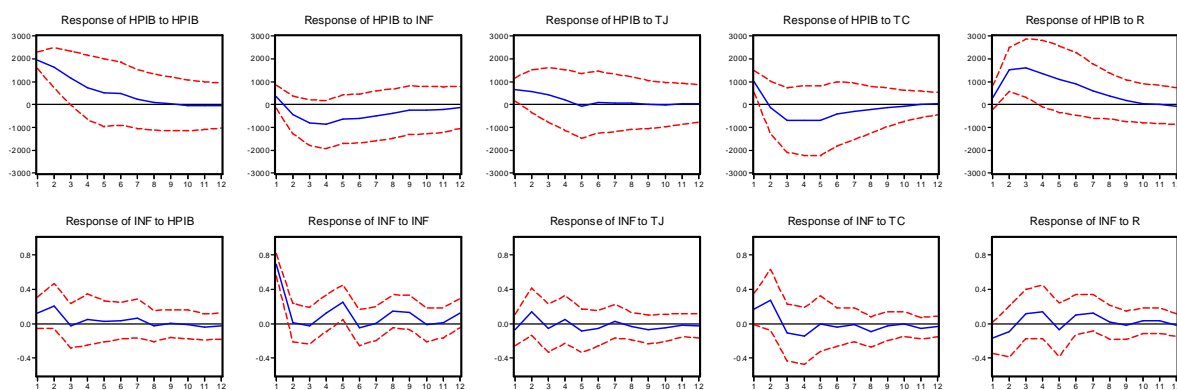


Figura 7 - Funções de Impulso-Resposta – Coréia do Sul

Fonte: Elaborado pelo autor.

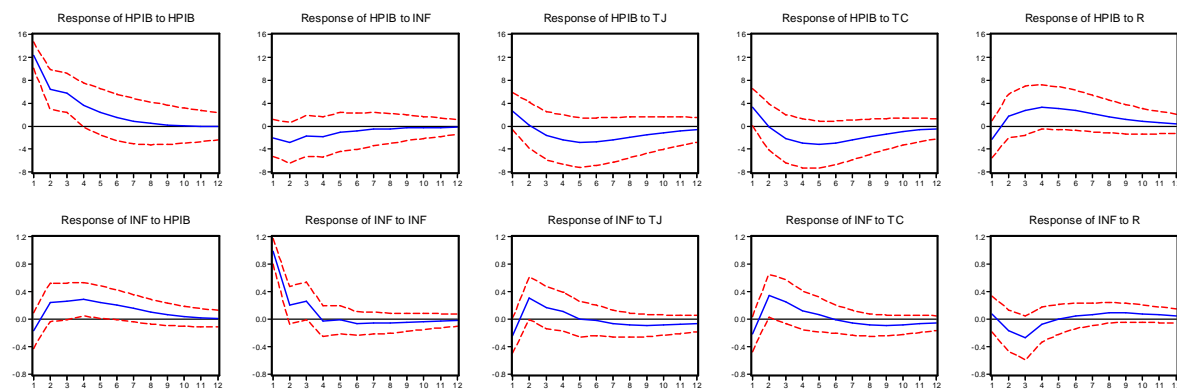


Figura 8 - Funções de Impulso-Resposta – Filipinas

Fonte: Elaborado pelo autor.

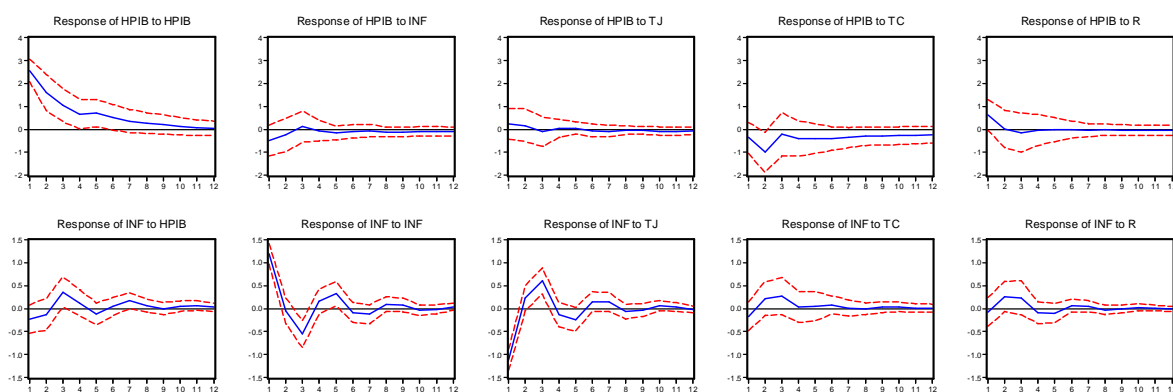


Figura 9 - Funções de Impulso-Resposta – Índia

Fonte: Elaborado pelo autor.

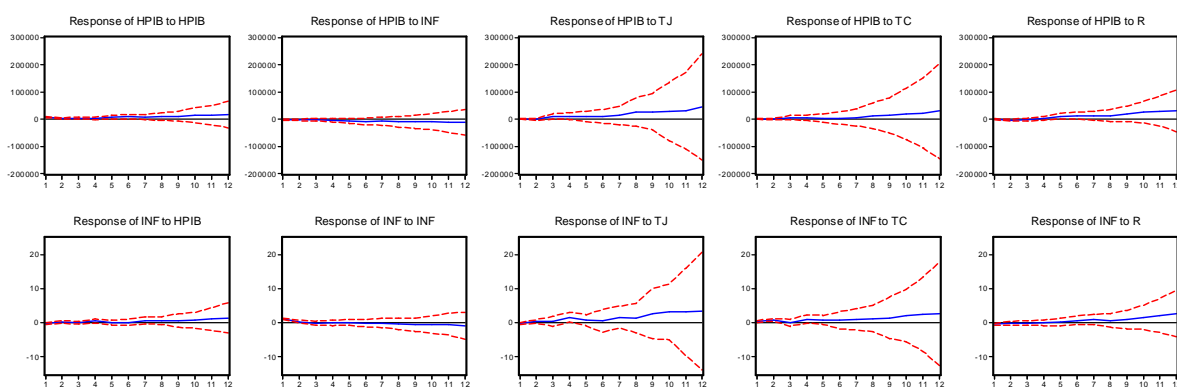


Figura 10 - Funções de Impulso-Resposta – Indonésia

Fonte: Elaborado pelo autor.

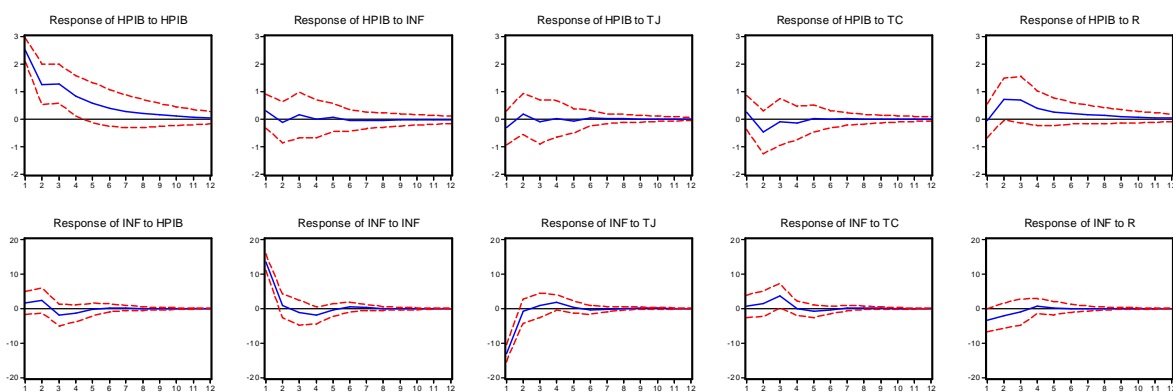


Figura 11 - Funções de Impulso-Resposta – Israel

Fonte: Elaborado pelo autor.

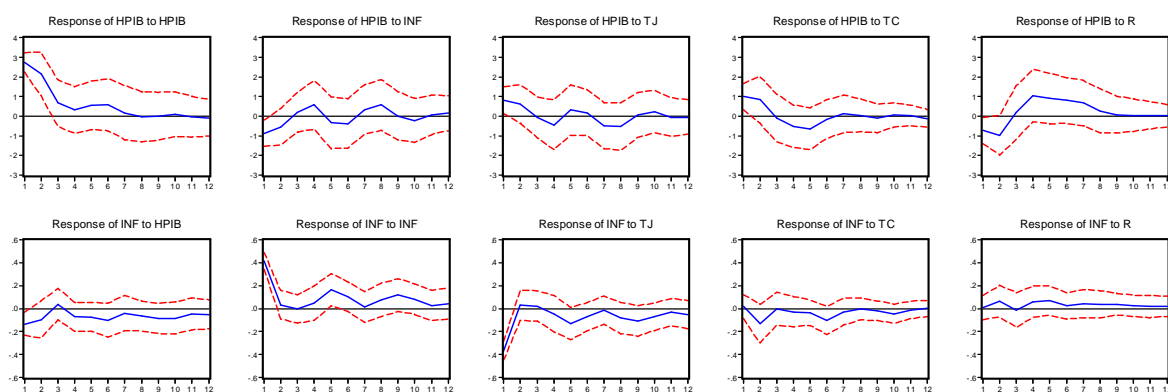


Figura 12 - Funções de Impulso-Resposta – Malásia

Fonte: Elaborado pelo autor.

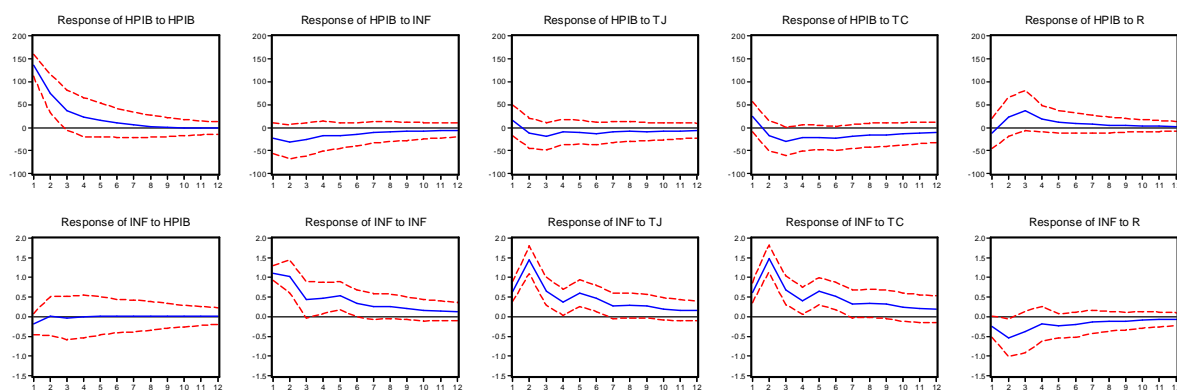


Figura 13 - Funções de Impulso-Resposta – México

Fonte: Elaborado pelo autor.

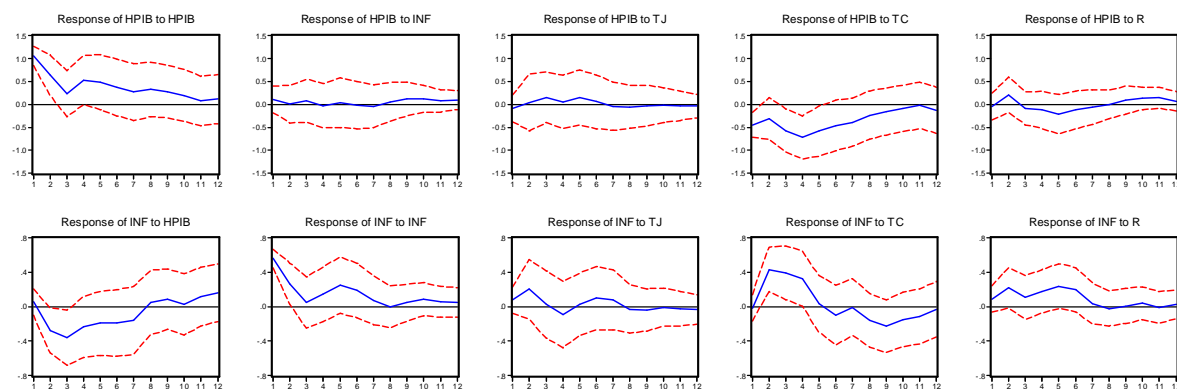


Figura 14 - Funções de Impulso-Resposta – Peru

Fonte: Elaborado pelo autor.

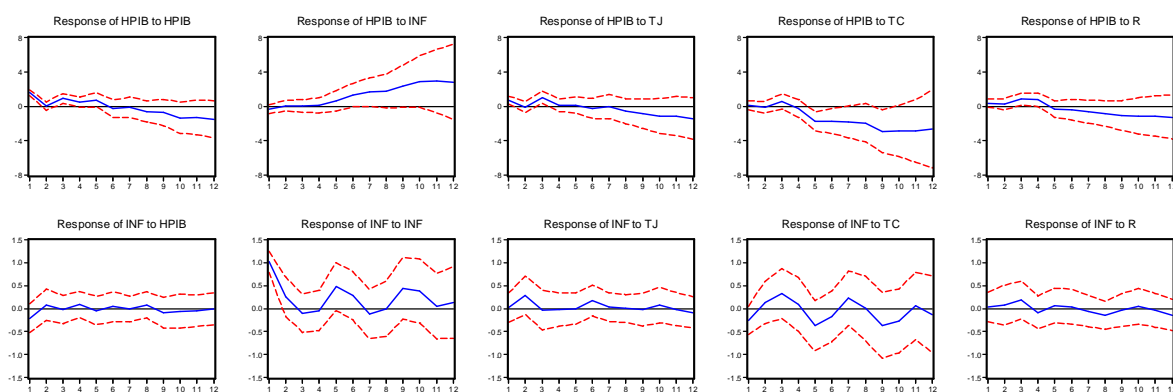


Figura 15 - Funções de Impulso-Resposta – Polônia

Fonte: Elaborado pelo autor.

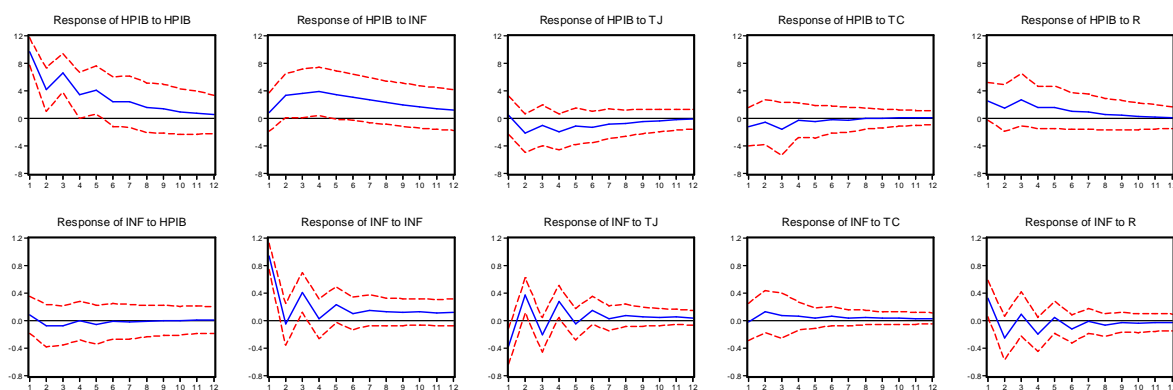


Figura 16 - Funções de Impulso-Resposta – República Tcheca

Fonte: Elaborado pelo autor.

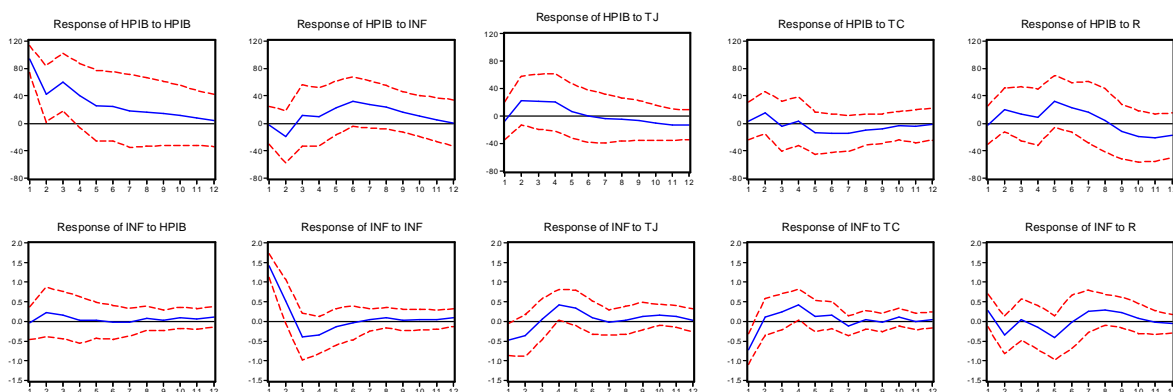


Figura 17 - Funções de Impulso-Resposta – Rússia

Fonte: Elaborado pelo autor.

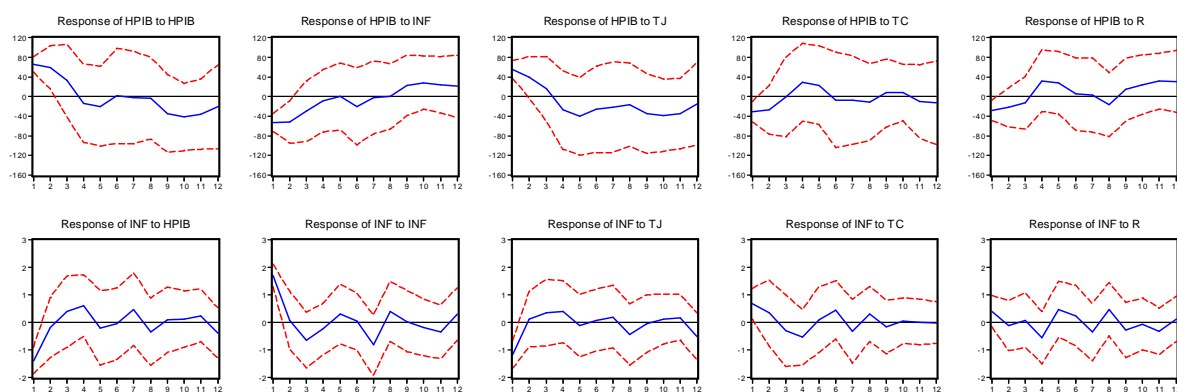


Figura 18 - Funções de Impulso-Resposta – Sri Lanka

Fonte: Elaborado pelo autor.

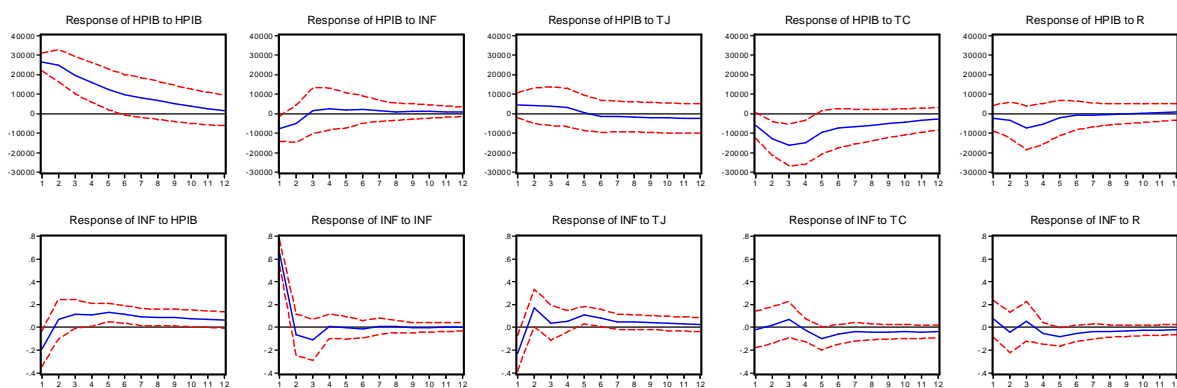


Figura 19 - Funções de Impulso-Resposta – Tailândia

Fonte: Elaborado pelo autor.

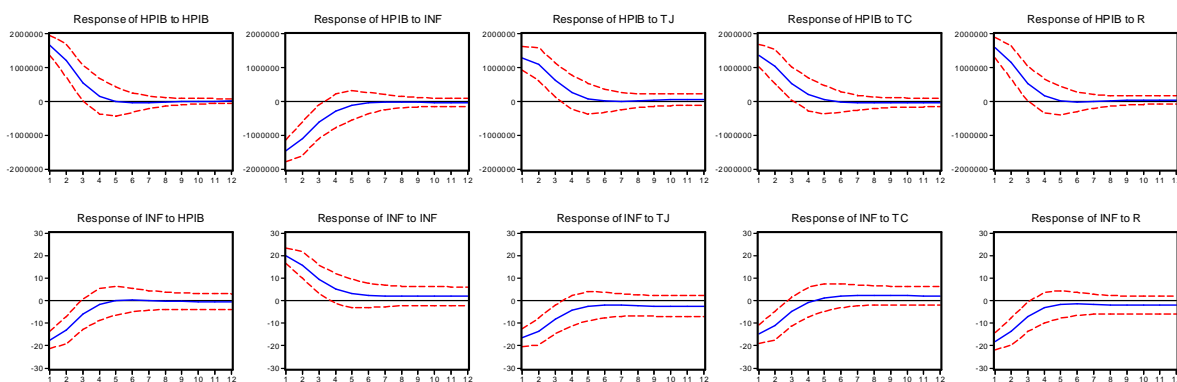


Figura 20 - Funções de Impulso-Resposta – Taiwan

Fonte: Elaborado pelo autor.

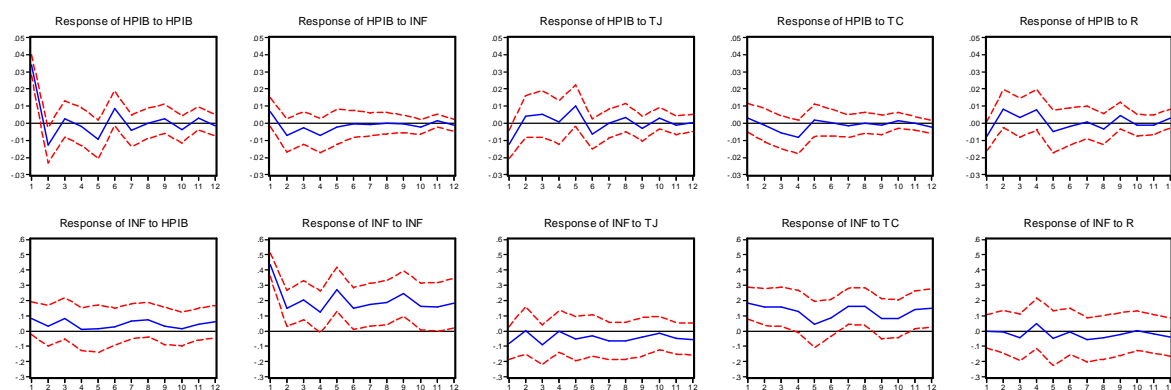


Figura 21 - Funções de Impulso-Resposta – Turquia

Fonte: Elaborado pelo autor.

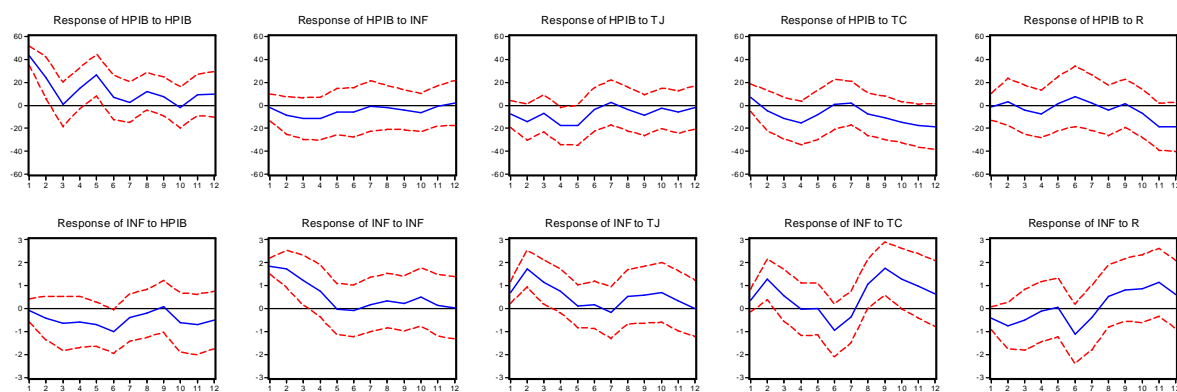


Figura 22 - Funções de Impulso-Resposta – Venezuela

Fonte: Elaborado pelo autor.

APÊNDICE V - PREVISÕES DO HIATO DO PRODUTO

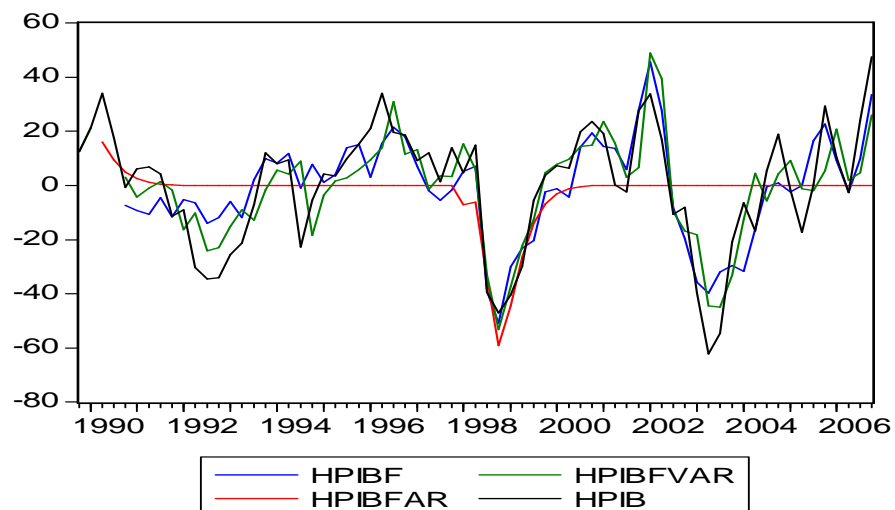


Gráfico 1 - Previsão do Hiato do Produto – África do Sul

Fonte: Elaborado pelo autor.

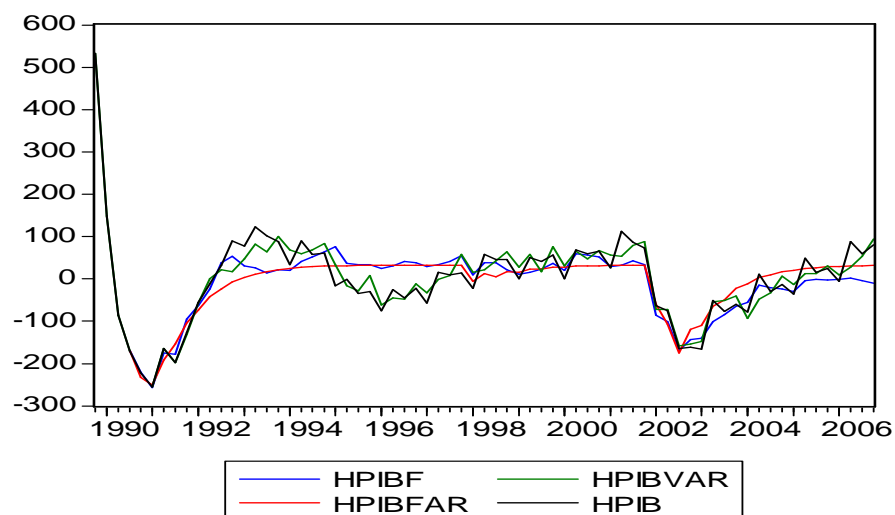
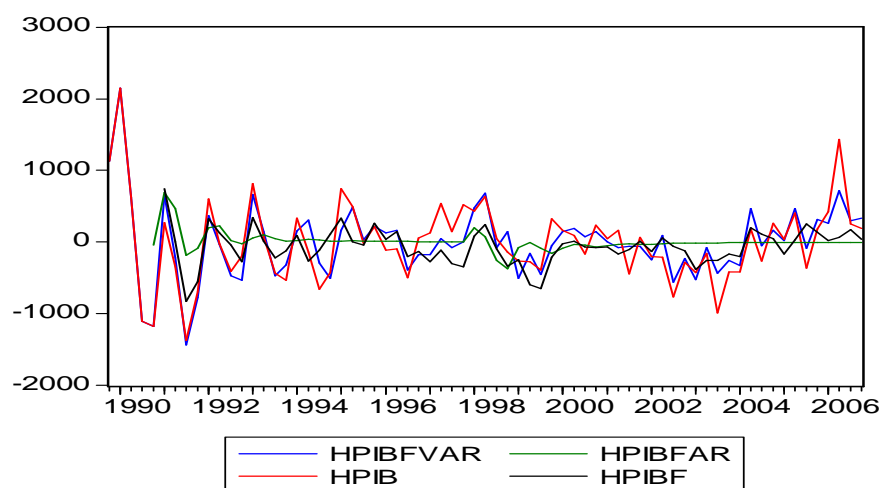
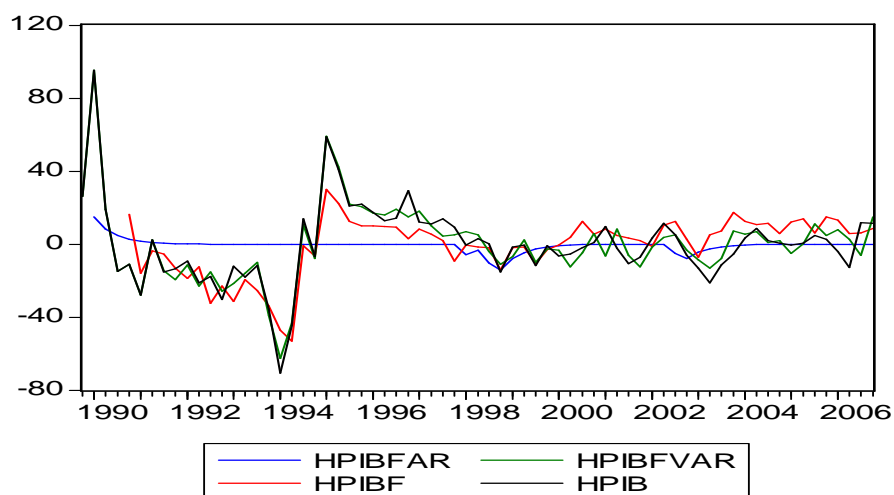
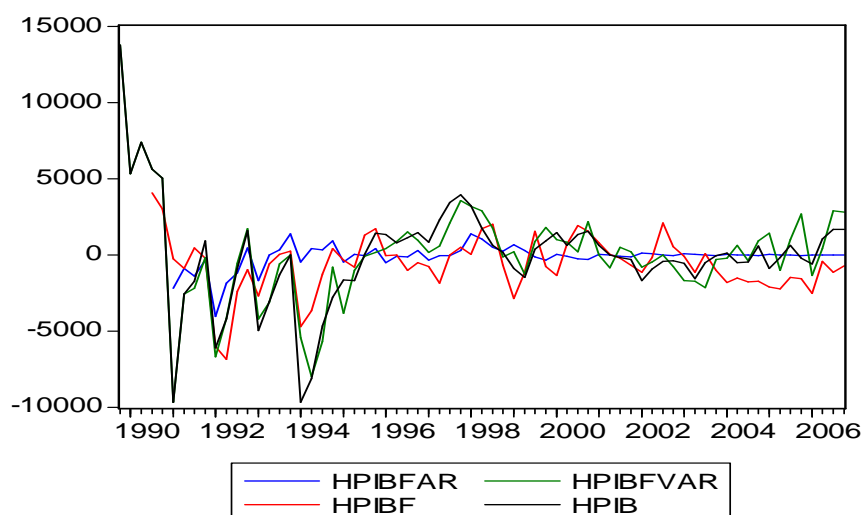
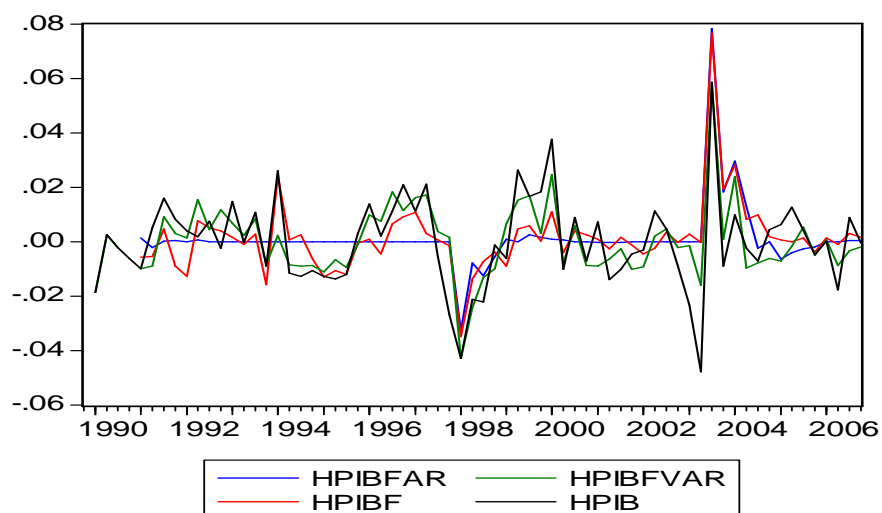


Gráfico 2 - Previsão do Hiato do Produto – Argentina

Fonte: Elaborado pelo autor.





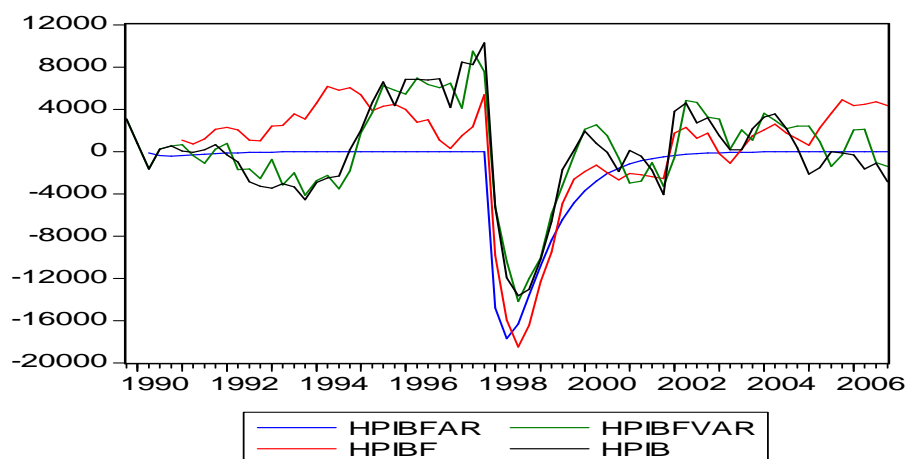


Gráfico 7 - Previsão do Hiato do Produto – Coréia

Fonte: Elaborado pelo autor.

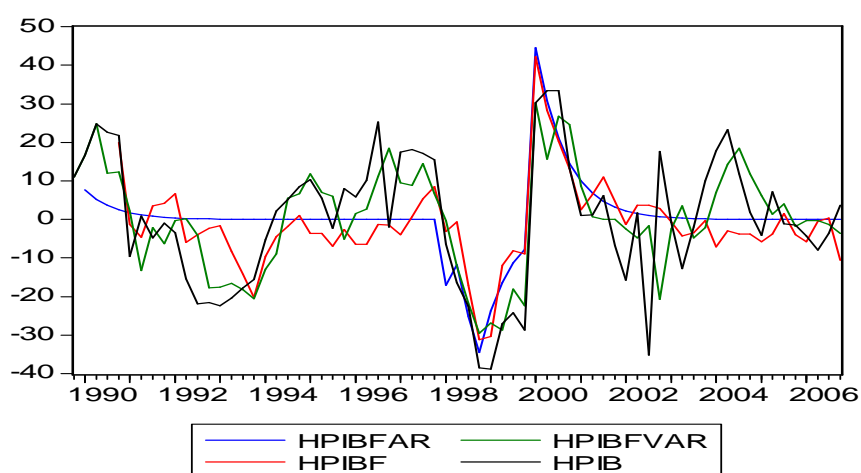


Gráfico 8 - Previsão do Hiato do Produto – Filipinas

Fonte: Elaborado pelo autor.

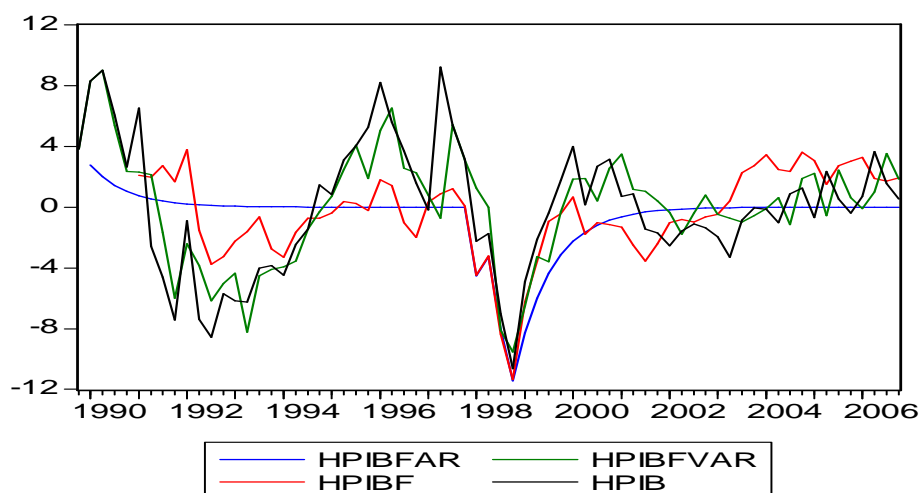


Gráfico 9 - Previsão do Hiato do Produto – Índia

Fonte: Elaborado pelo autor.

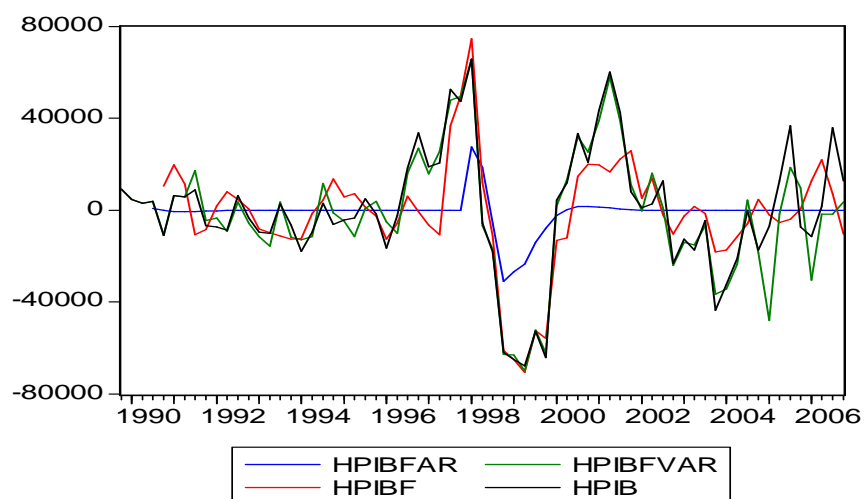
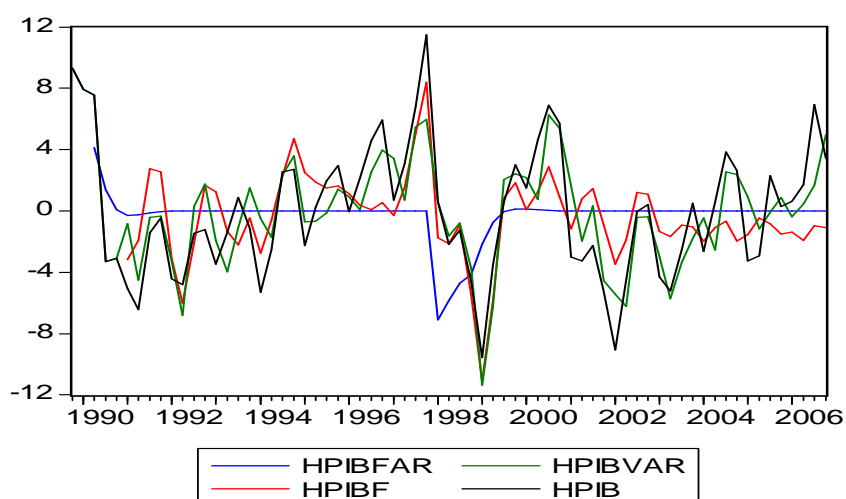
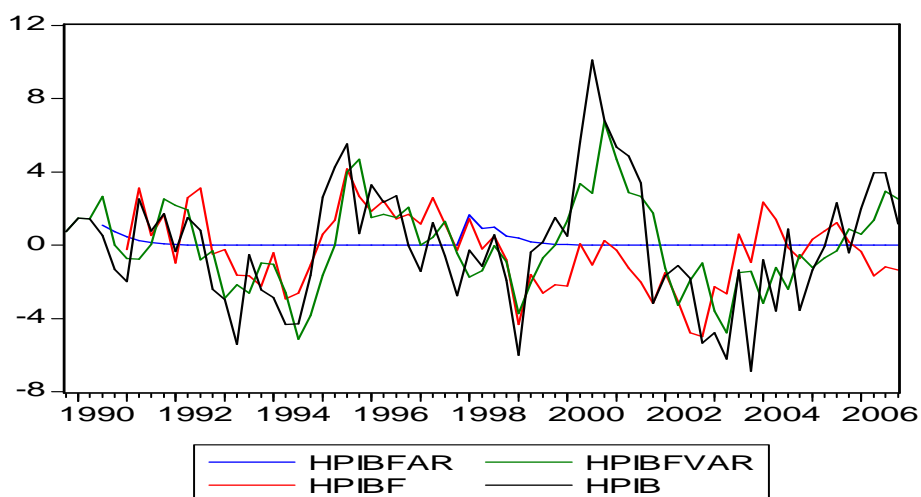


Gráfico 10 - Previsão do Hiato do Produto – Filipinas

Fonte: Elaborado pelo autor.



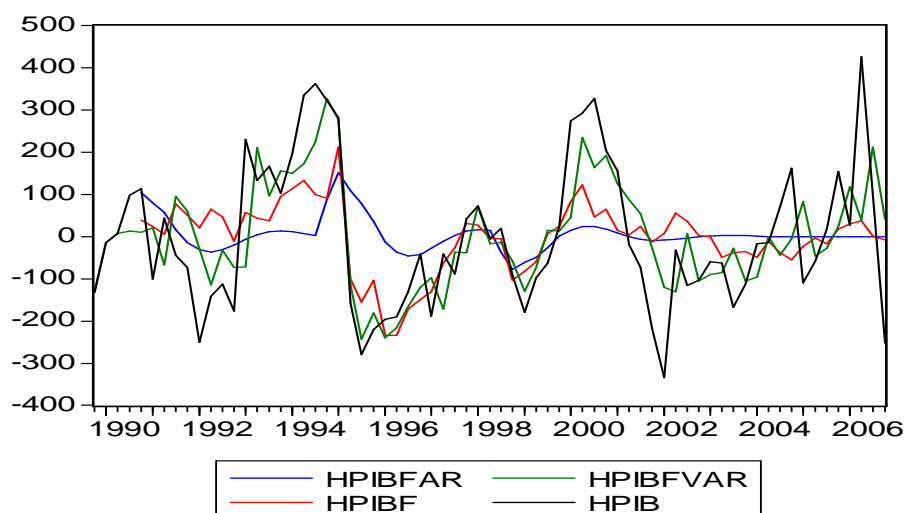


Gráfico 13 - Previsão do Hiato do Produto – México

Fonte: Elaborado pelo autor.

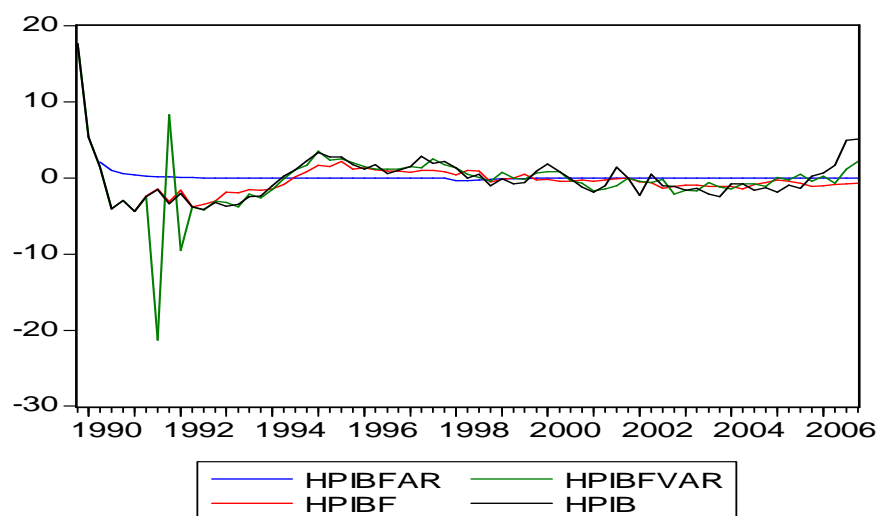


Gráfico 14 - Previsão do Hiato do Produto – Peru

Fonte: Elaborado pelo autor.

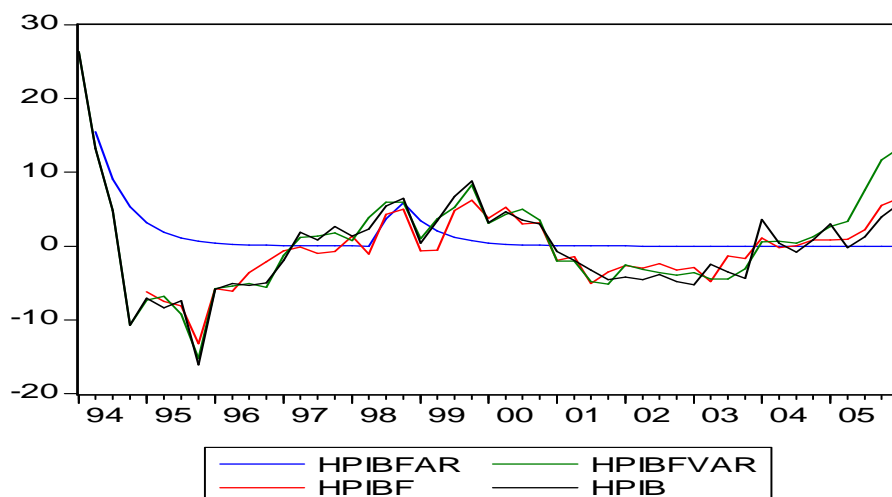


Gráfico 15 - Previsão do Hiato do Produto – Polônia

Fonte: Elaborado pelo autor.

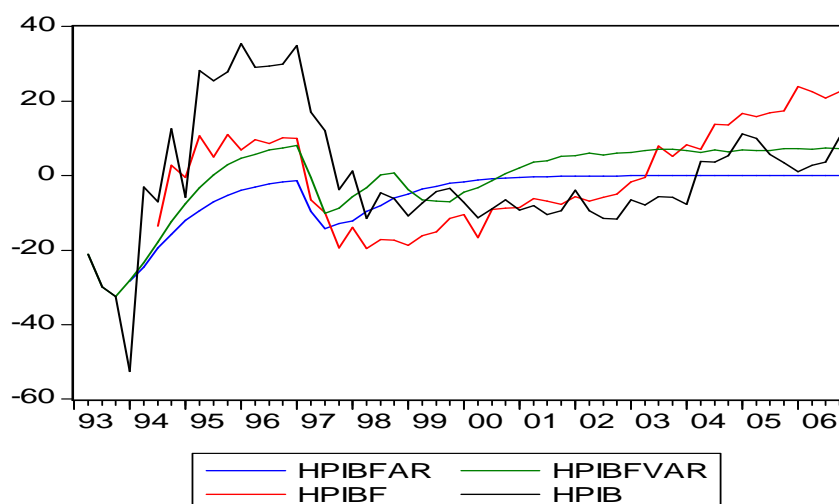
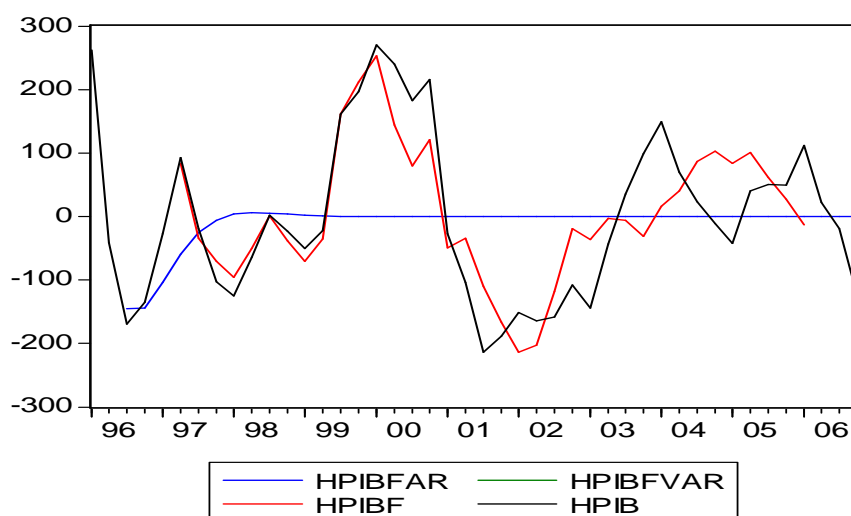
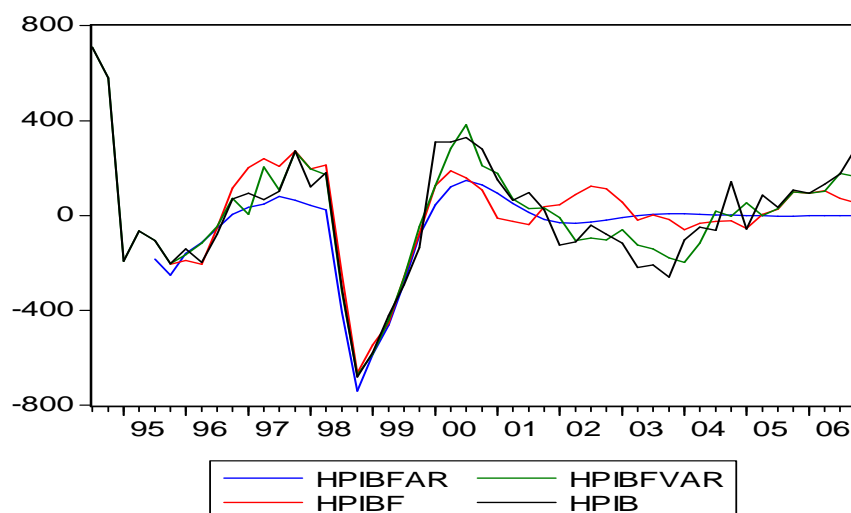


Gráfico 16 - Previsão do Hiato do Produto – Republica Tcheca

Fonte: Elaborado pelo autor.



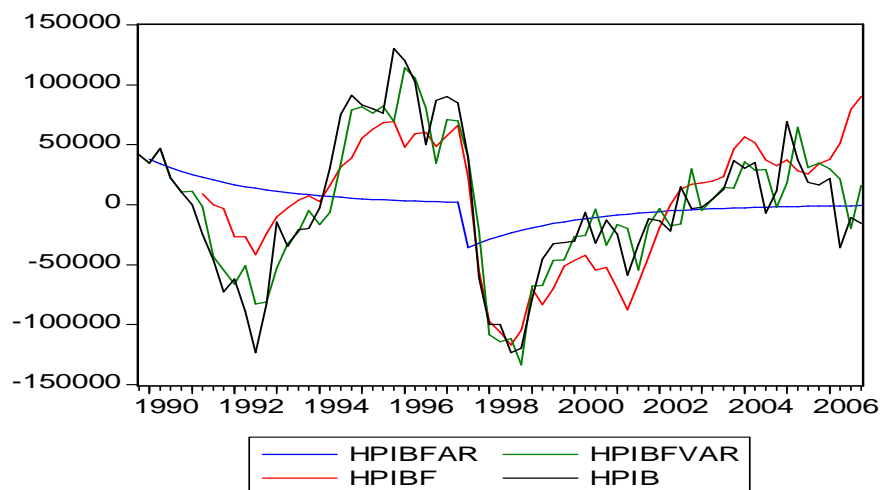


Gráfico 19 - Previsão do Hiato do Produto - Tailândia

Fonte: Elaborado pelo autor.

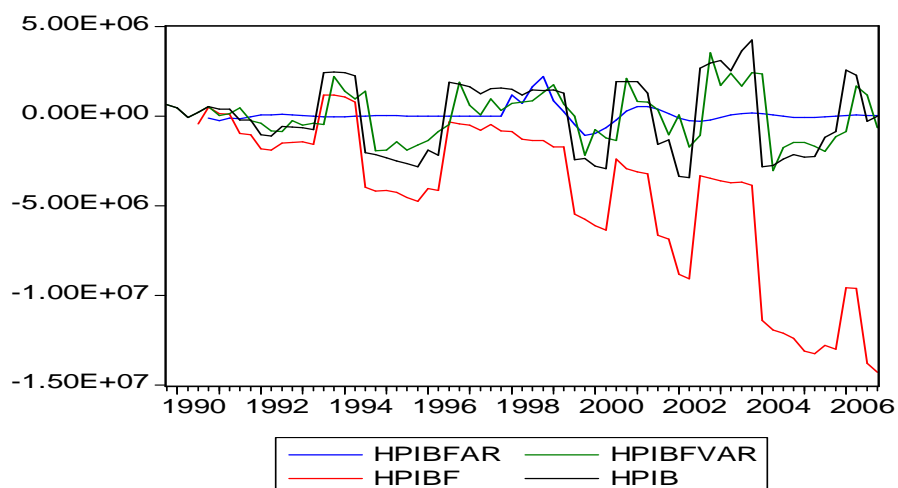


Gráfico 20 - Previsão do Hiato do Produto - Taiwan

Fonte: Elaborado pelo autor.

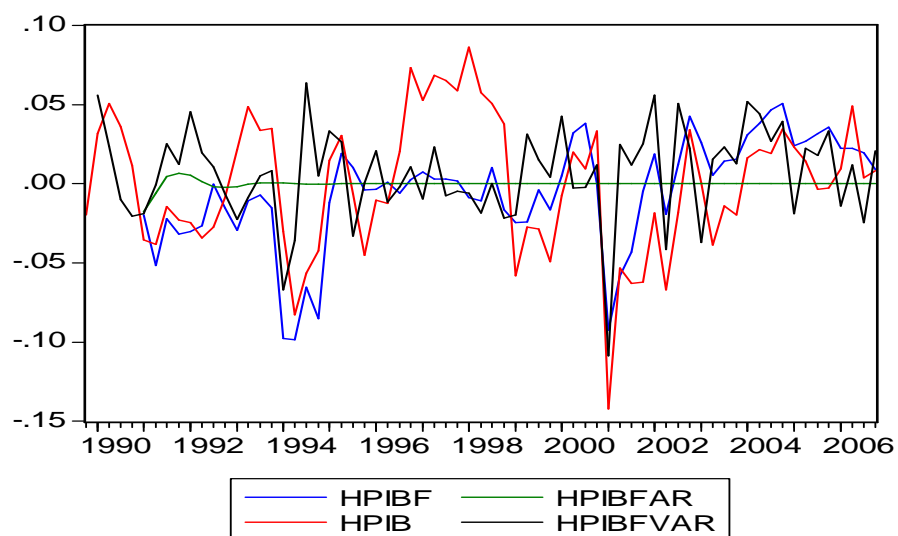


Gráfico 21 - Previsão do Hiato do Produto – Turquia

Fonte: Elaborado pelo autor.

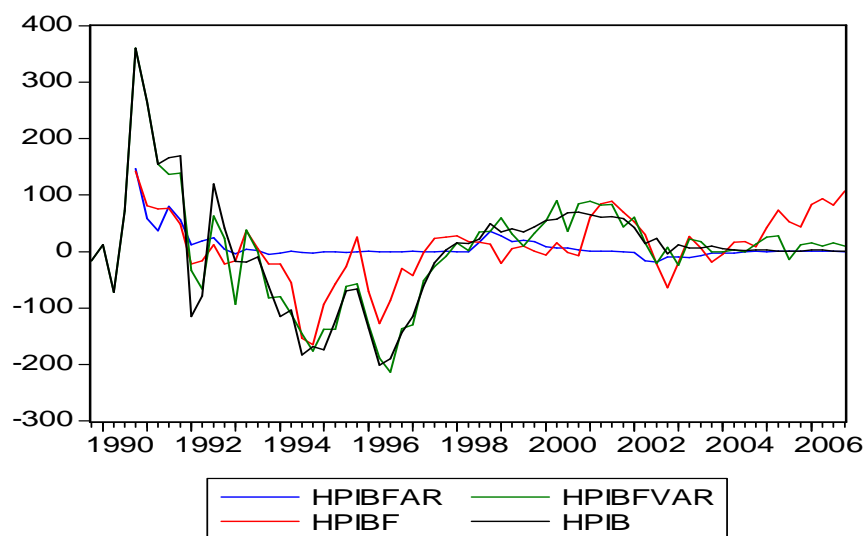


Gráfico 22 - Previsão do Hiato do Produto – Venezuela

Fonte: Elaborado pelo autor.

APÊNDICE W - PREVISÕES DA INFLAÇÃO

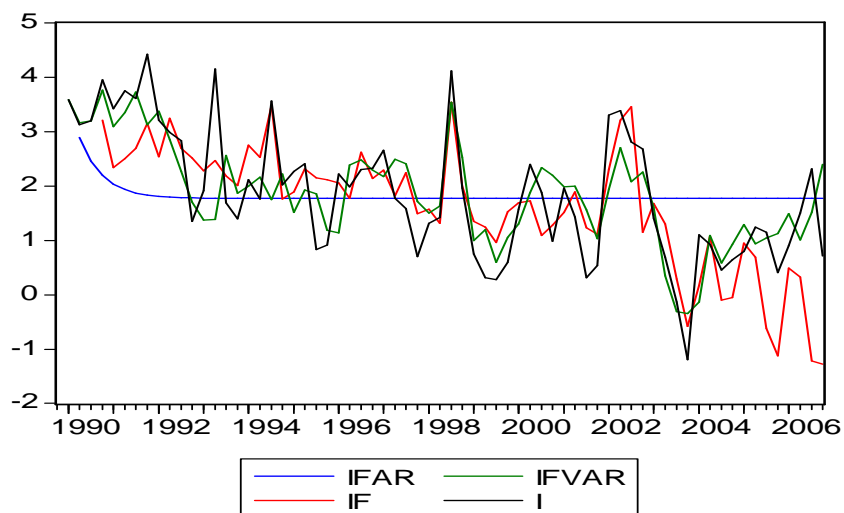


Gráfico 23 - Previsão da Inflação – África do Sul

Fonte: Elaborado pelo autor.

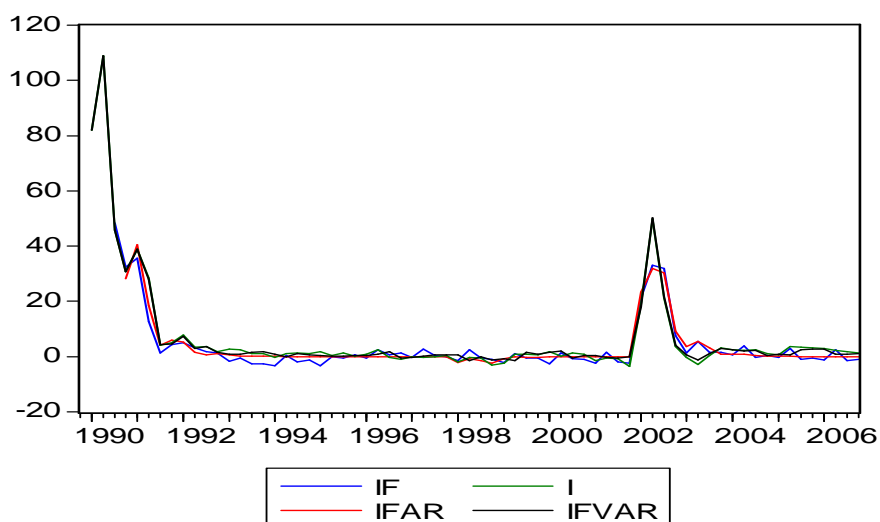


Gráfico 24 - Previsão da Inflação – Argentina

Fonte: Elaborado pelo autor.

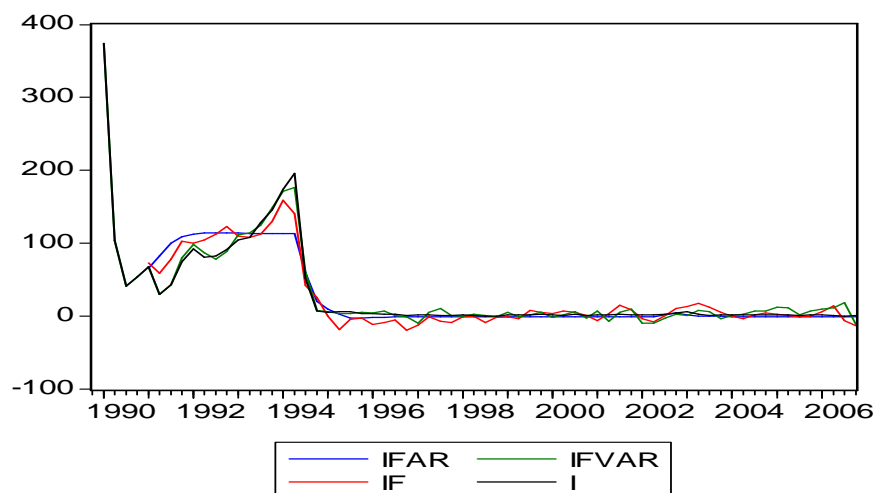


Gráfico 25 - Previsão da Inflação – Brasil

Fonte: Elaborado pelo autor.

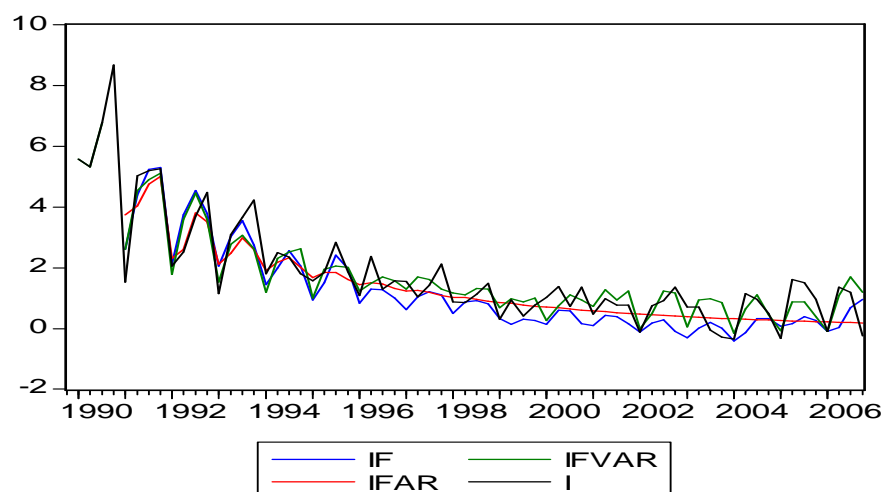


Gráfico 26 - Previsão da Inflação – Chile

Fonte: Elaborado pelo autor.

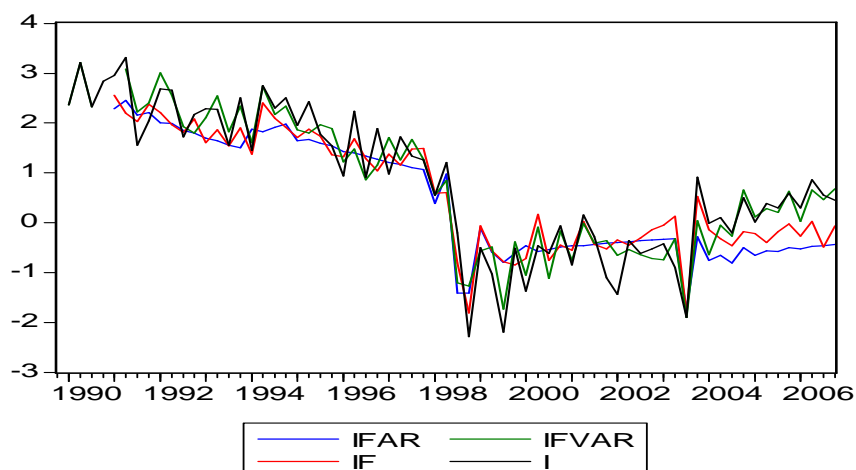


Gráfico 27 - Previsão da Inflação – Índia

Fonte: Elaborado pelo autor.

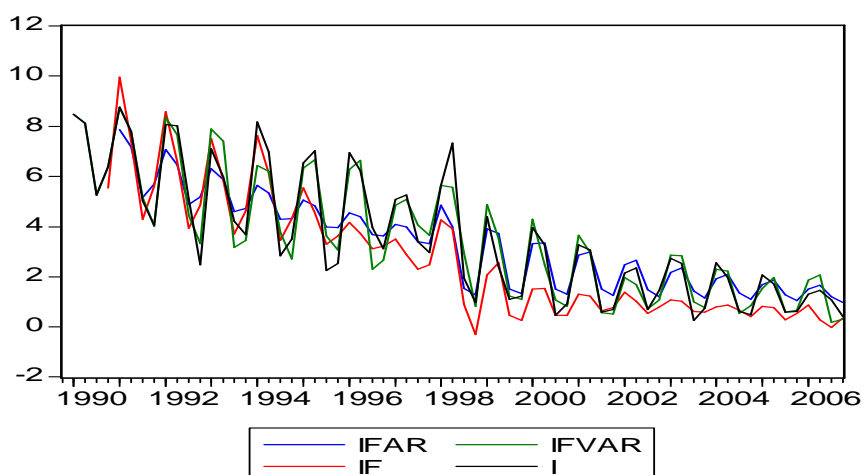


Gráfico 28 - Previsão da Inflação – Colômbia

Fonte: Elaborado pelo autor.

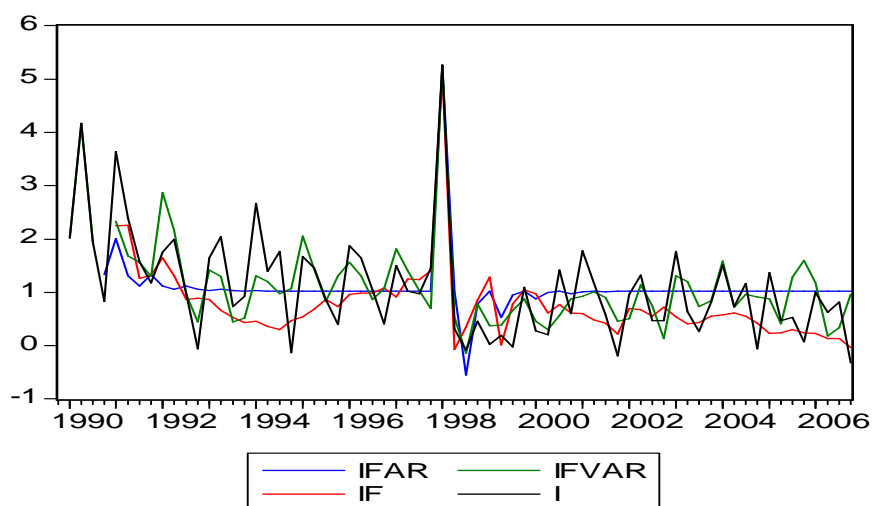


Gráfico 29 - Previsão da Inflação – Coréia

Fonte: Elaborado pelo autor.

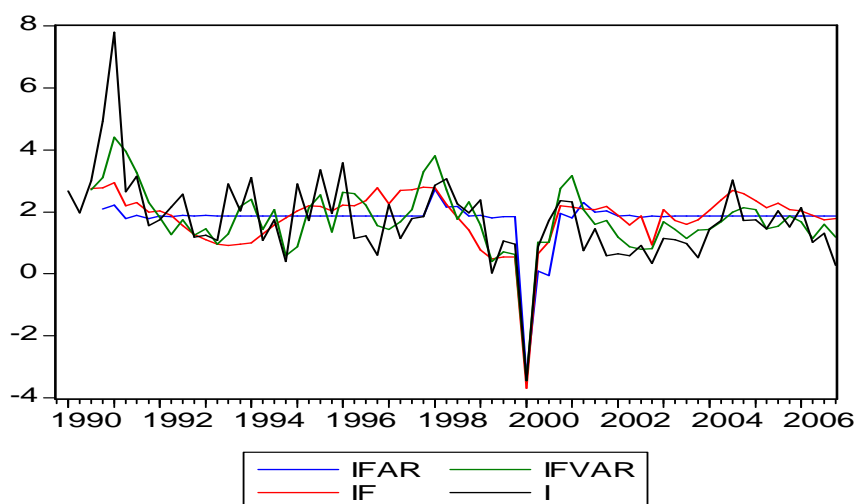


Gráfico 30 - Previsão da Inflação – Filipinas

Fonte: Elaborado pelo autor.

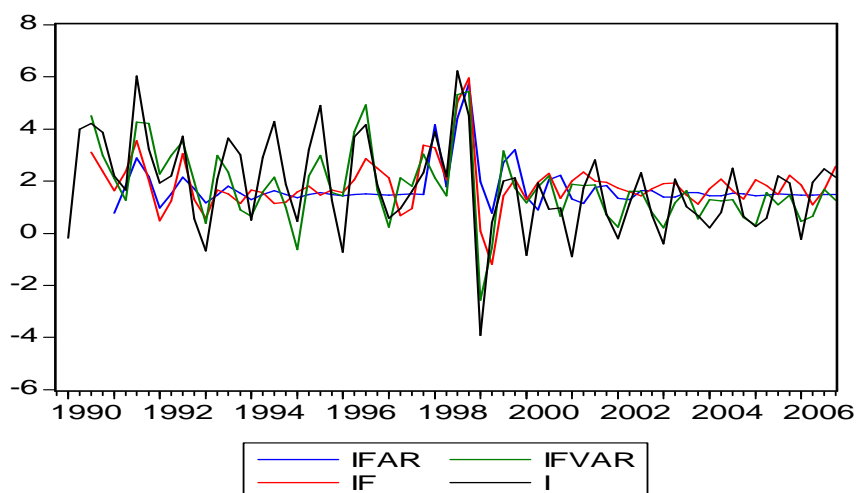


Gráfico 31 - Previsão da Inflação – Filipinas

Fonte: Elaborado pelo autor.

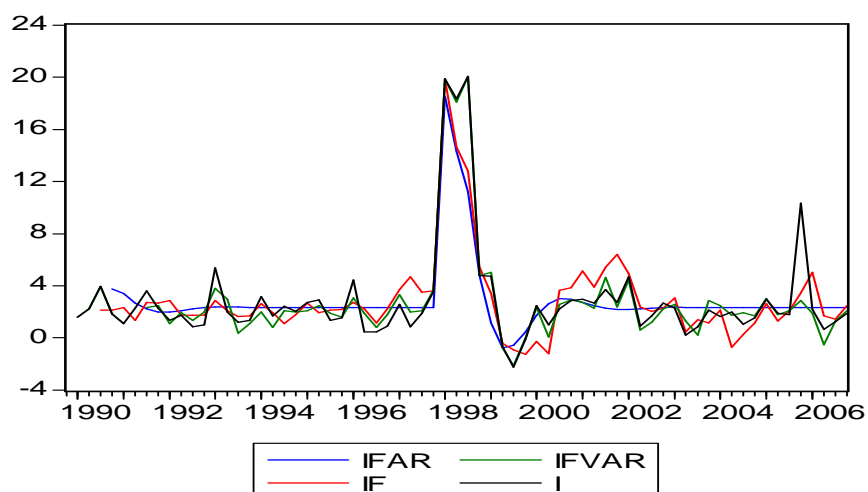


Gráfico 32 - Previsão da Inflação – Indonésia

Fonte: Elaborado pelo autor.

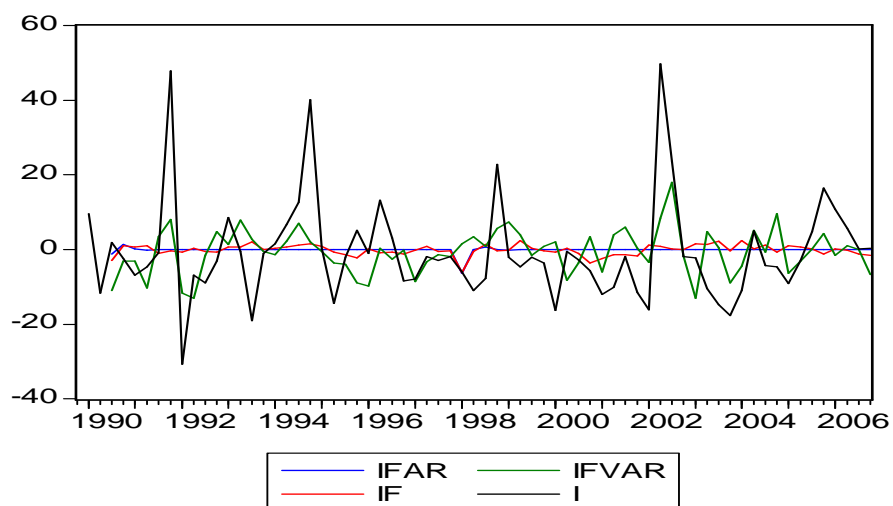


Gráfico 33 - Previsão da Inflação – Israel

Fonte: Elaborado pelo autor.

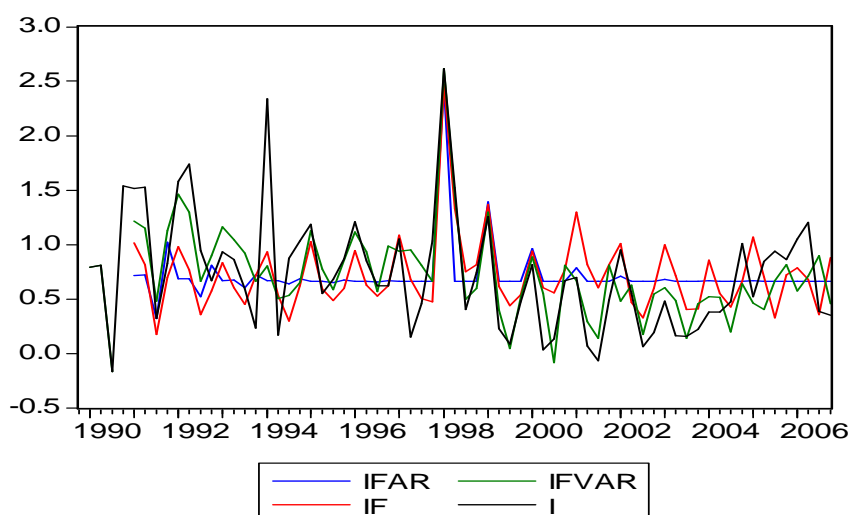


Gráfico 34 - Previsão da Inflação – Malásia

Fonte: Elaborado pelo autor.

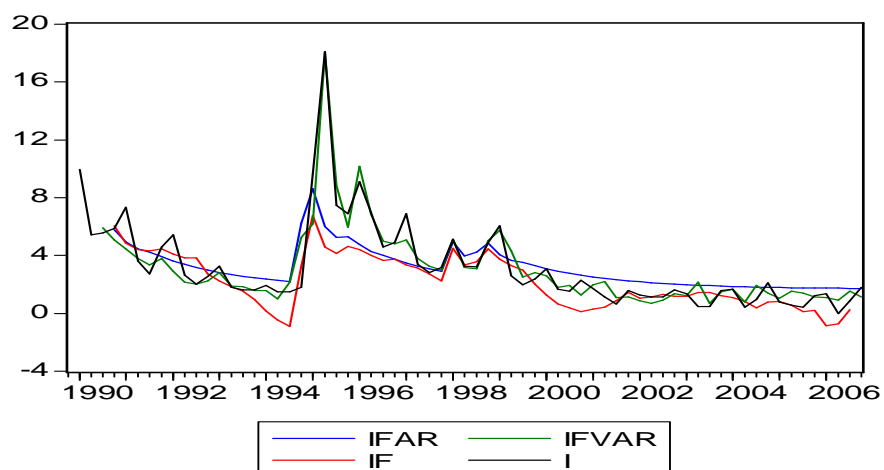


Gráfico 35 - Previsão da Inflação – México

Fonte: Elaborado pelo autor.

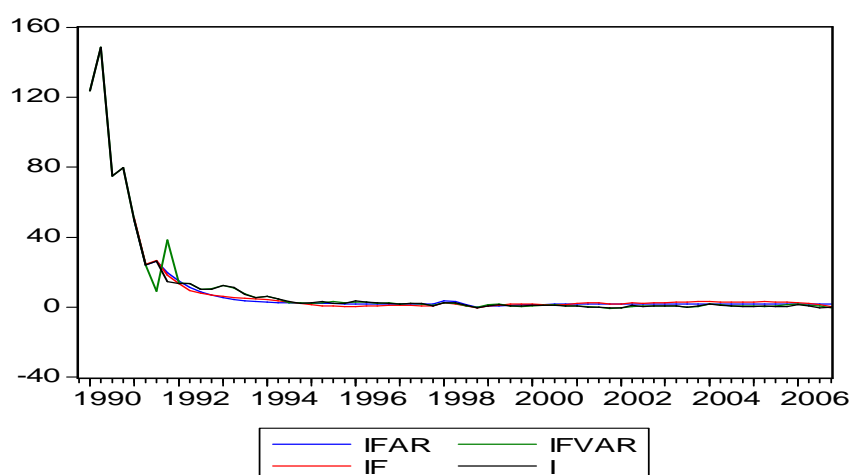
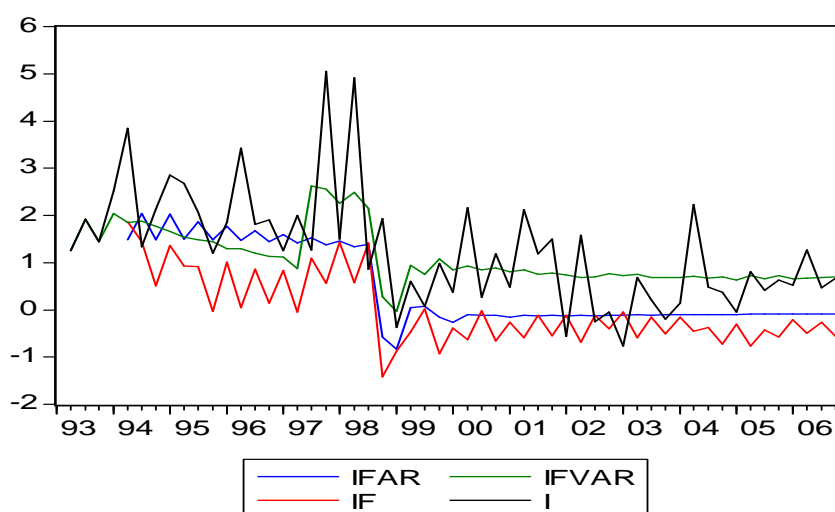
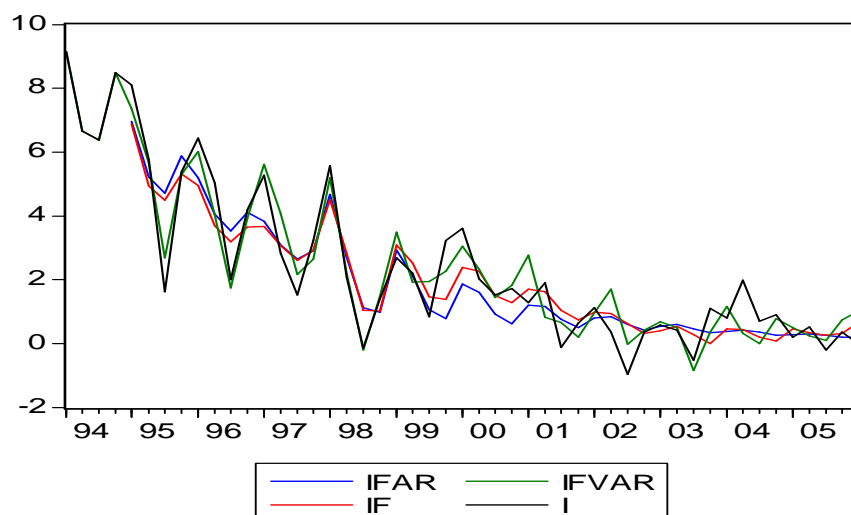


Gráfico 36 - Previsão da Inflação – Peru

Fonte: Elaborado pelo autor.



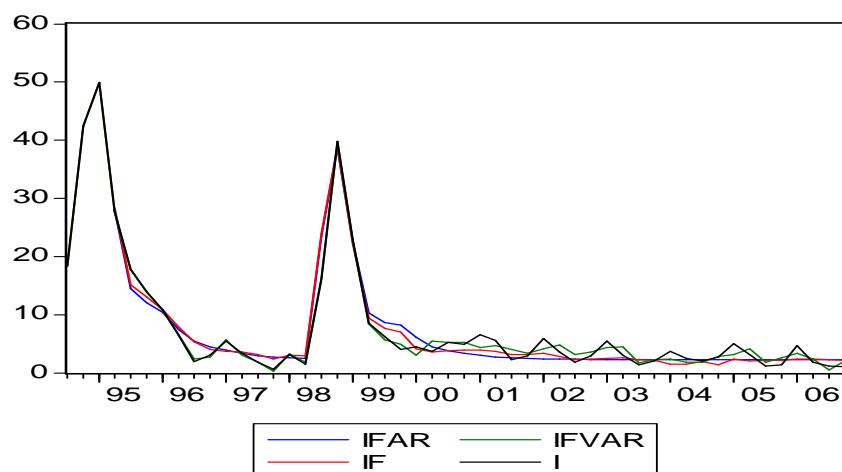


Gráfico 39 - Previsão da Inflação – Rússia

Fonte: Elaborado pelo autor.

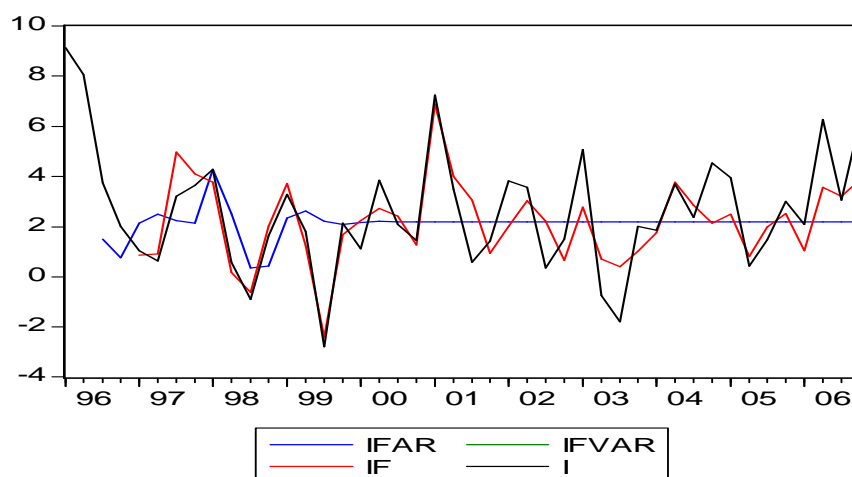


Gráfico 40 - Previsão da Inflação – Sri Lanka

Fonte: Elaborado pelo autor.

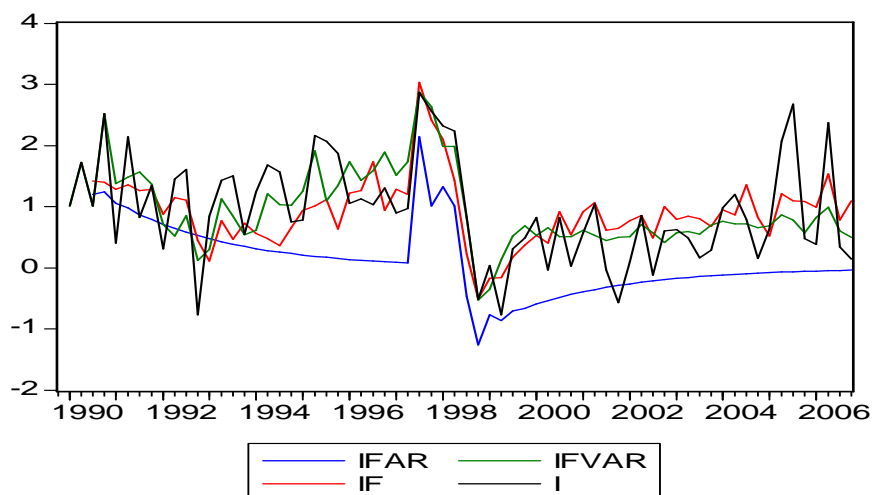


Gráfico 41 - Previsão da Inflação – Tailândia

Fonte: Elaborado pelo autor.

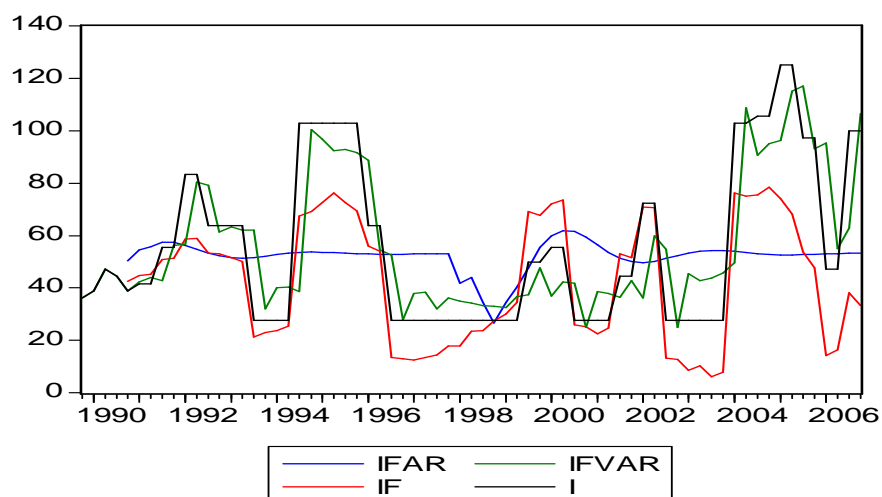


Gráfico 42 - Previsão da Inflação – Taiwan

Fonte: Elaborado pelo autor.

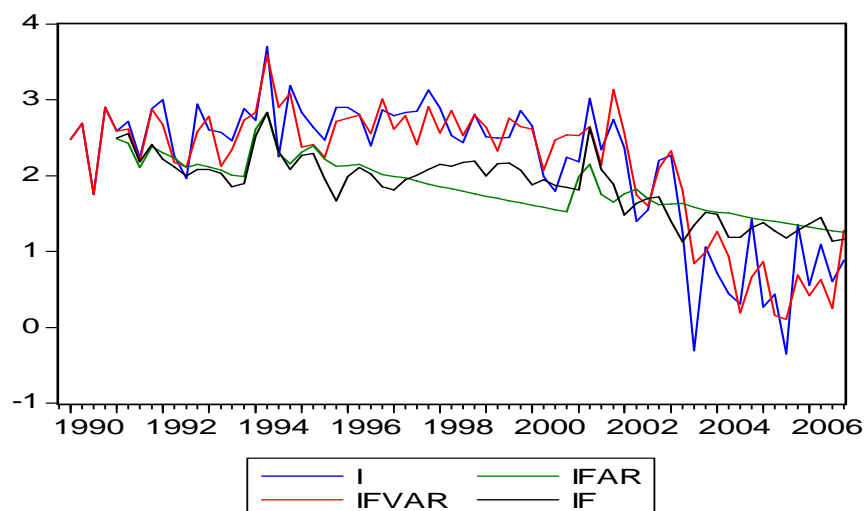


Gráfico 43 - Previsão da Inflação – Turquia

Fonte: Elaborado pelo autor.

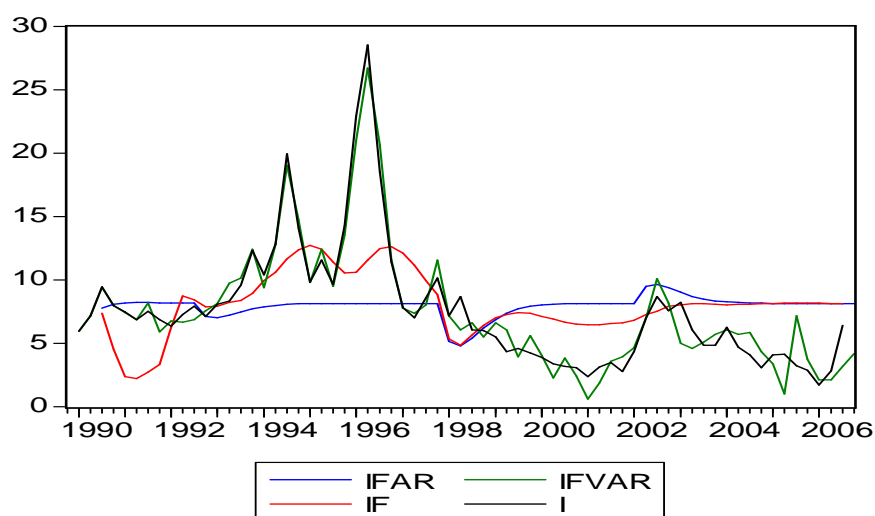


Gráfico 44 - Previsão da Inflação – Venezuela

Fonte: Elaborado pelo autor.

APÊNDICE X - PREVISÕES FORA DA AMOSTRA

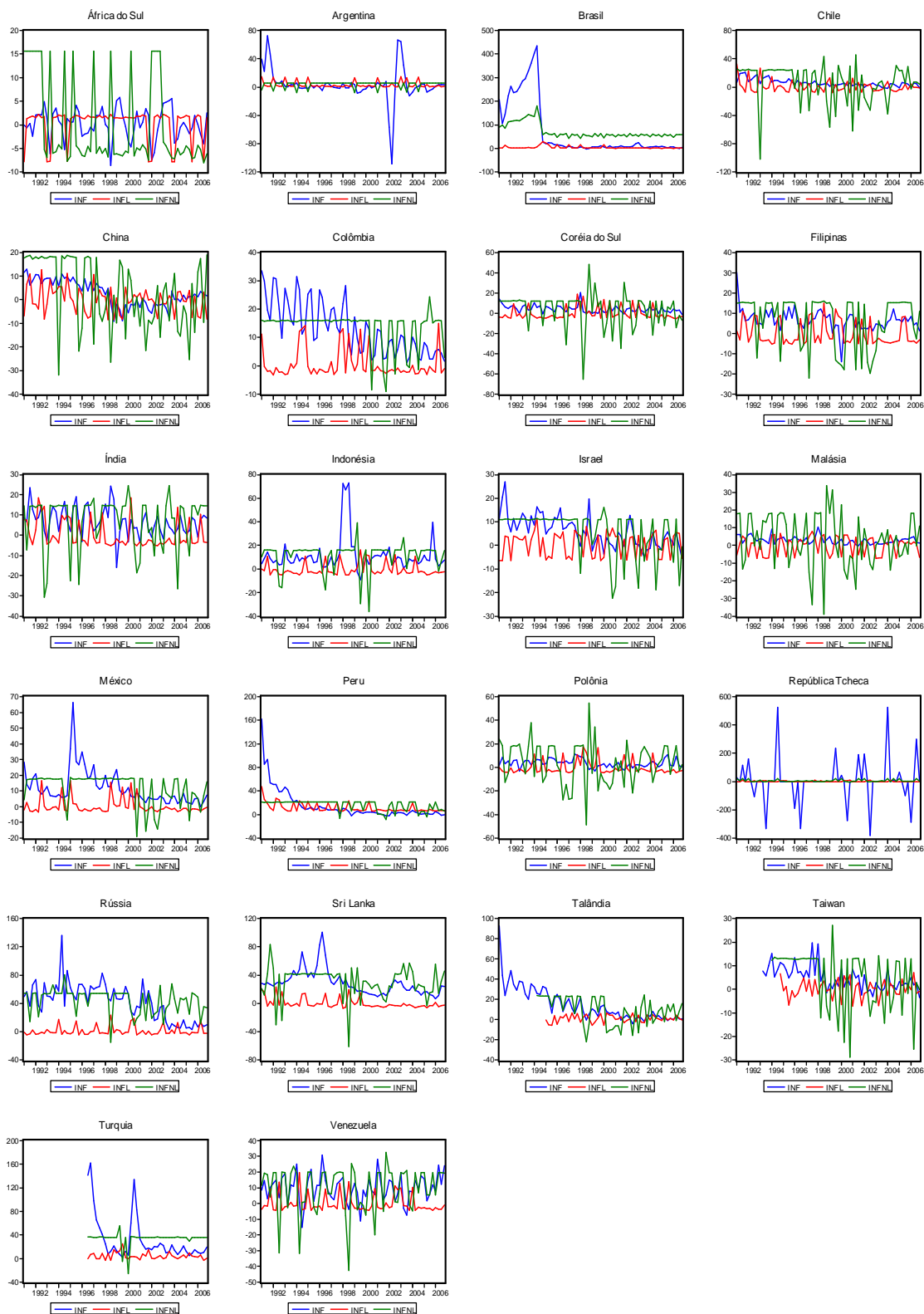


Figura 23 - Previsão Fora da Amostra – Variação da Inflação

Fonte: Elaborado pelo autor.

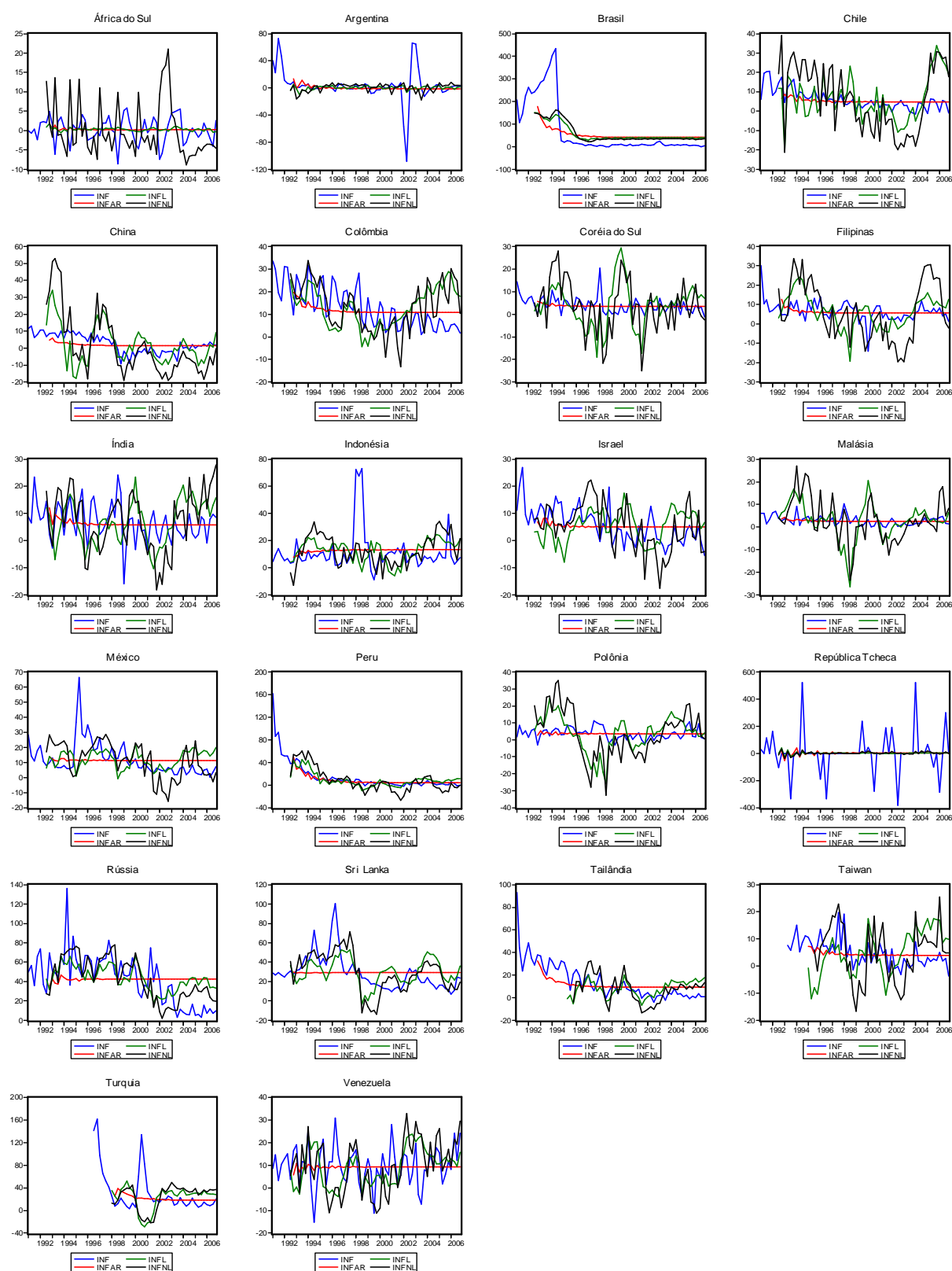


Figura 24 - Previsão Fora da Amostra - Inflação

Fonte: Elaborado pelo autor.

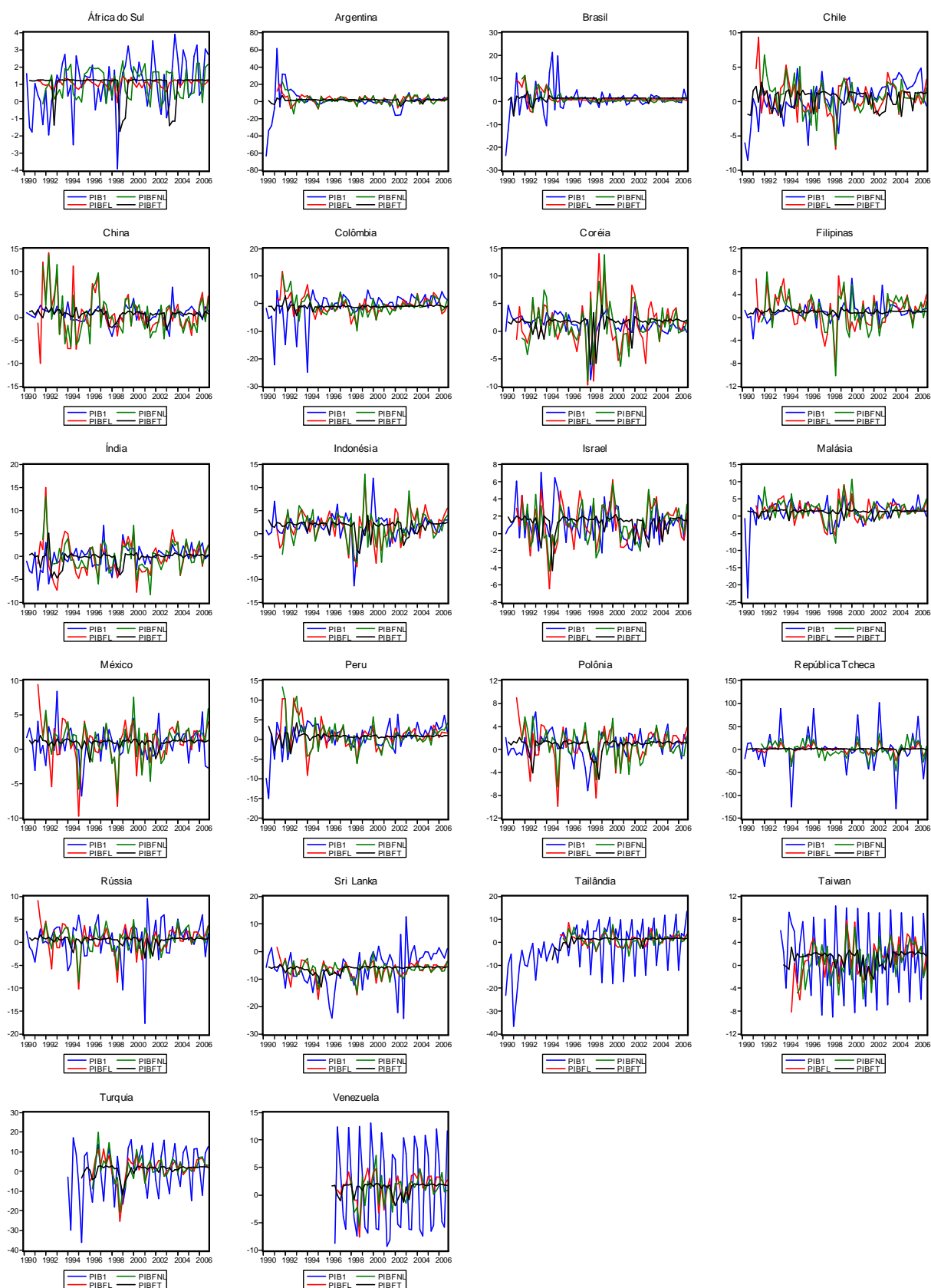


Figura 25 - Previsão Fora da Amostra – Crescimento do Produto

Fonte: Elaborado pelo autor.

APÊNDICE Y - ESTIMATIVAS DOS COEFICIENTES DO MODELO ESTRUTURAL

Tabela 57

Estimativa dos Coeficientes do Modelo Estrutural – África do Sul

EQUAÇÕES	COEFICIENTES							
	<i>CTE</i>	<i>HPIB</i>	<i>INF</i>	<i>TJ</i>	<i>TC</i>	<i>R</i>	\bar{R}^2	<i>DW</i>
HPIB 1	5,133 (1,03) ²	0,696** (9,80) ²	-	- 0,330 (-0,77)	10,467** (2,86)	-	0,63	1,91
HPIB 2	0,614 (0,09)	0,742** (8,67)	-	- 0,026 (-0,05)	10,568** (3,88)	54,294** (3,21)	0,67	1,98
INF	0,759** (4,19)	0,018** (3,81)	0,583** (6,64)	-	-	-	0,48	1,99
TC	0,104 (0,62)	-	-	-0,007 (-0,59)	0,299** (2,23)	-	0,09	1,99
R	0,104** (3,48)	-	-	- 0,007** (-2,74)	-	- 0,099* (-1,84)	0,22	1,77

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: *CTE*, *HPIB*, *INF*, *TJ*, *TC* e *R* representam a constante, o hiato do produto, as taxas de inflação, juros e de câmbio e os retornos do mercado de ações. \bar{R}^2 e *DW* representam o coeficiente de determinação e a estatística Durbin-Watson. As equações *HPIB 1* e *2* são as equações do hiato do produto restrito (sem considerar os retornos de mercado) e irrestrito (considerando os retornos de mercado). Todas as variáveis são estacionárias a 5%. Os valores entre parênteses são: a estatística *t-student* (1) e as variáveis *dummies* utilizadas na estimação (3). *, ** indicam significância do coeficiente a 10% e 5%. Os coeficientes da regressão foram consistentemente estimados usando Newey-West (1987). A estabilidade dos parâmetros foi atestada via teste CUSUMSQ.

Tabela 58

Estimativa dos Coeficientes do Modelo Estrutural – Argentina

EQUAÇÕES	COEFICIENTES							
	<i>CTE</i>	<i>HPIB</i>	<i>INF</i>	<i>TJ</i>	<i>TC</i>	<i>R</i>	\bar{R}^2	<i>DW</i>
HPIB 1	10,612** (2,10) ²	0,743** (15,86) ²	-	- 0,227** (-3,06)	-18,176** (-2,47)	-	0,75	2,15
HPIB 2	12,16** (2,99)	0,684** (11,78)	-	- 0,207** (-2,57)	- 11,400* (-1,80)	-8,59E-6** (-2,21)	0,77	2,18
INF	0,549 (0,99)	0,020 (1,13)	0,386** (3,08)	-	-	-	0,74	2,04
TC	0,034 (0,50)	-	-	-0,009** (-3,07)	- 0,219* (-1,78)	-	0,16	1,81
R	15,648 (0,79)	-	-	- 319,1** (-2,76)	-	- 0,026 (-0,27)	0,02	1,94

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 59
Estimativa dos Coeficientes do Modelo Estrutural – Brasil

EQUAÇÕES	COEFICIENTES							
	<i>CTE</i>	<i>HPIB</i>	<i>INF</i>	<i>TJ</i>	<i>TC</i>	<i>R</i>	\bar{R}^2	<i>DW</i>
HPIB 1	-17,83** (-3,97) ²	0,446** (5,89) ²	-	0,015** (7,60)	- 0,764 (-0,04)	-	0,58	1,91
HPIB 2	-17,19** (-4,81)	0,428** (5,79)	-	0,014 ** (5,22)	- 2,97 (-0,17)	- 6,83 (-0,49)	0,57	1,84
INF	52,61** (3,81)	- 0,635** (-1,82)	0,286* (2,79)	-	-	-	0,85	1,67
TC	- 0,014 (-0,94)	-	-	8,95E-6** (2,18)	0,011 (0,10)	-	0,08	1,89
R	0,016 (1,00)	-	-	1,75E-5* (1,89)	-	0,043 (0,28)	0,05	2,12

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 60
Estimativa dos Coeficientes do Modelo Estrutural – Chile

EQUAÇÕES	COEFICIENTES							
	<i>CTE</i>	<i>HPIB</i>	<i>INF</i>	<i>TJ</i>	<i>TC</i>	<i>R</i>	\bar{R}^2	<i>DW</i>
HPIB 1	153,26 (1,24) ²	0,276** (3,32) ²	-	- 16,52** (-2,08)	- 0,515 (-0,21)	-	0,19	2,90
HPIB 2	185,79 (1,45) ²	0,255** (2,93) ²	-	- 17,65** (-2,31)	- 1570 (-0,65)	- 0,750** (-2,22)	0,23	1,84
INF	0,633** (2,36)	- 0,001* (-1,76)	0,567** (4,73)	-	-	-	0,49	2,16
TC	0,658 (0,12)	-	-	- 0,139 (-0,57)	0,021 (0,26)	-	0,16	1,81
R	49,91** (2,17)	-	-	- 1,75 E-5* (-1,76)	-	- 0,153 (-0,94)	0,02	1,94

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 61
Estimativa dos Coeficientes do Modelo Estrutural – China

EQUAÇÕES	COEFICIENTES							
	<i>CTE</i>	<i>HPIB</i>	<i>INF</i>	<i>TJ</i>	<i>TC</i>	<i>R</i>	\bar{R}^2	<i>DW</i>
HPIB 1	-	0,272** (2,16) ²	-	- 0,050 (-0,19)	0,077** (6,26)	-	0,39	1,83
HPIB 2	-	0,265** (2,11) ²	-	- 0,059 (-0,24)	0,095** (6,49)	0,0036 (0,60)	0,41	1,90
INF	0,231** (2,22)	- 15,23** (-2,44)	0,788** (14,32)	-	-	-	0,73	2,06
TC	0,006 (1,37)	-	-	- 0,014* (-1,70)	0,467** (2,48)	-	0,59	1,83
R	-	-	-	- 0,0125* (-1,92)	-	- 0,253** (-2,76)	0,12	2,04

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 62
Estimativa dos Coeficientes do Modelo Estrutural – Colômbia

EQUAÇÕES	COEFICIENTES							
	<i>CTE</i>	<i>HPIB</i>	<i>INF</i>	<i>TJ</i>	<i>TC</i>	<i>R</i>	\bar{R}^2	<i>DW</i>
HPIB 1	228,90 (0,57)	0,509** (3,49) ²	-	- 12,68 (-0,70)	136,47* (1,85)	-	0,36	2,10
HPIB 2	532,71 (1,10)	0,471** (3,00) ²	-	- 16,66 (-0,89)	133,36* (1,95)	368,95* (1,72)	0,39	2,14
INF	1,222** (3,44)	- 2,20E-4** (-2,38)	0,622** (6,70)	-	-	-	0,50	1,75
TC	-	-	-	- 0,0001 (-0,32)	0,026 (0,27)	-	0,02	1,96
R	-	-	-	- 0,0015* (-1,93)	-	0,163* (1,86)	0,04	2,14

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 63
Estimativa dos Coeficientes do Modelo Estrutural – Coréia do Sul

EQUAÇÕES	COEFICIENTES							
	<i>CTE</i>	<i>HPIB</i>	<i>INF</i>	<i>TJ</i>	<i>TC</i>	<i>R</i>	\bar{R}^2	<i>DW</i>
HPIB 1	994,26** (2,04)	0,845** (15,03) ²	-	- 85,52* (-1,87)	20657** (3,45)	-	0,83	1,64
HPIB 2	597,43 (1,13)	0,853** (12,97) ²	-	- 33,56 (-0,63)	21147** (3,83)	2886,54* (1,97)	0,84	1,78
INF	0,838** (7,55)	4,04E-5** (2,43)	0,172* (1,79)	-	-	-	0,33	1,71
TC	- 0,003** (-2,14)	-	-	0,0038** (2,17)	- 0,315** (-2,17)	-	0,47	1,75
R	0,091* (1,70)	-	-	- 0,011* (-1,91)	-	0,0038 (0,03)	0,20	1,84

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 64
Estimativa dos Coeficientes do Modelo Estrutural – Filipinas

EQUAÇÕES	COEFICIENTES							
	<i>CTE</i>	<i>HPIB</i>	<i>INF</i>	<i>TJ</i>	<i>TC</i>	<i>R</i>	\bar{R}^2	<i>DW</i>
HPIB 1	2,313 (0,66)	0,638** (4,35) ²	-	- 0,203 (-0,72)	64,359* (1,87)	-	0,55	2,13
HPIB 2	4,831 (1,09)	0,531** (4,14) ²	-	- 0,357 (-1,04)	70,836* (1,93)	- 15,855* (-1,94)	0,52	2,15
INF	1,098** (5,79)	0,022** (2,06)	0,395** (3,26)	-	-	-	0,41	2,12
TC	-	-	-	0,0001 (0,23)	0,283* (1,77)	-	0,19	1,86
R	0,047 (0,90)	-	-	- 0,0038 (-0,73)	-	0,0043 (0,07)	0,03	1,95

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 65
Estimativa dos Coeficientes do Modelo Estrutural – Índia

EQUAÇÕES	COEFICIENTES							
	<i>CTE</i>	<i>HPIB</i>	<i>INF</i>	<i>TJ</i>	<i>TC</i>	<i>R</i>	\bar{R}^2	<i>DW</i>
HPIB 1	2,028 (1,06)	0,706** (8,89) ²	-	- 0,130 (-0,87)	- 4,021 (-0,75)	-	0,61	2,10
HPIB 2	2,002 (1,04)	0,735** (10,19) ²	-	- 0,138 (-0,90)	- 1,104 (-0,16)	3,819** (2,02)	0,63	2,00
INF	0,022* (1,79)	0,258** (4,09)	0,303** (2,56)	-	-	-	0,18	1,78
TC	- 0,040 (-1,38)	-	-	0,0033* (1,72)	0,007 (0,08)	-	0,10	1,83
R	-	-	-	0,0022 (1,18)	-	- 0,005 (-0,04)	0,02	1,96

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 66
Estimativa dos Coeficientes do Modelo Estrutural – Indonésia

EQUAÇÕES	COEFICIENTES							
	<i>CTE</i>	<i>HPIB</i>	<i>INF</i>	<i>TJ</i>	<i>TC</i>	<i>R</i>	\bar{R}^2	<i>DW</i>
HPIB 1	6895,7* (1,73)	0,707** (7,56) ²	-	- 432,7* (-1,74)	0,627 (0,37)	-	0,55	2,01
HPIB 2	8724,6* (1,96)	0,671** (7,95) ²	-	- 573,2* (-1,92)	0,030 (0,02)	-33,419** (-2,02)	0,57	2,00
INF	0,912** (2,05)	1,81E-5* (1,80)	0,602** (2,77)	-	-	-	0,63	2,27
TC	- 1197,9** (-2,10)	-	-	100,02* (2,07)	- 0,211** (-2,80)	-	0,65	2,09
R	0,064** (2,10)	-	-	- 0,005** (-3,00)	-	- 0,183* (-1,80)	0,14	1,76

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 67
Estimativa dos Coeficientes do Modelo Estrutural – Israel

EQUAÇÕES	COEFICIENTES							
	<i>CTE</i>	<i>HPIB</i>	<i>INF</i>	<i>TJ</i>	<i>TC</i>	<i>R</i>	\bar{R}^2	<i>DW</i>
HPIB 1	- 0,623 (-0,70)	0,640** (6,47) ²	-	17,44* (1,74)	0,059 (0,79)	-	0,42	2,12
HPIB 2	- 0,680 (-0,77)	0,652** (6,48) ²	-	0,056 (0,72)	15,563* (1,75)	4,754* (1,90)	0,44	2,12
INF	- 0,903 (-0,49)	0,055 (0,13)	0,303** (2,91)	-	-	-	0,11	1,84
TC	0,017 (1,47)	-	-	- 0,0015* (-1,93)	- 0,104 (-0,93)	-	0,11	2,05
R	-	-	-	- 0,0027* (-1,74)	-	0,024 (0,20)	0,09	1,79

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 68
Estimativa dos Coeficientes do Modelo Estrutural – Malásia

EQUAÇÕES	COEFICIENTES							
	<i>CTE</i>	<i>HPIB</i>	<i>INF</i>	<i>TJ</i>	<i>TC</i>	<i>R</i>	\bar{R}^2	<i>DW</i>
HPIB 1	-	0,712** (5,32) ²	-	-1,712* (-1,91)	- 0,515* (-1,79)	-	0,41	2,16
HPIB 2	-	0,013** (4,68) ²	-	0,056 (0,72)	- 0,555* (-1,81)	2,513* (1,91)	0,44	2,02
INF	0,102 (0,13)	0,013* (1,78)	0,615** (2,37)	-	-	-	0,21	1,93
TC	0,011 (1,31)	-	-	- 0,003* (-1,78)	0,364* (1,93)	-	0,13	2,08
R	-	-	-	- 0,430* (-1,71)	-	-	0,07	1,81

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 69
Estimativa dos Coeficientes do Modelo Estrutural – México

EQUAÇÕES	COEFICIENTES							
	<i>CTE</i>	<i>HPIB</i>	<i>INF</i>	<i>TJ</i>	<i>TC</i>	<i>R</i>	\bar{R}^2	<i>DW</i>
HPIB 1	44,501 (1,56)	0,588** (6,27) ²	-	-2,048* (-1,80)	56,72** (2,90)	-	0,44	1,70
HPIB 2	24,268 (0,67)	0,592** (4,59) ²	-	- 2,066* (-1,69)	54,13** (3,14)	140,31 (0,94)	0,45	1,77
INF	0,428** (2,43)	- 0,0015* (-1,79)	0,739** (9,65)	-	-	-	0,71	2,19
TC	- 0,568** (-3,26)	-	-	- 0,0257** (-3,65)	0,259** (2,21)	-	0,17	1,68
R	0,102** (3,06)	-	-	- 0,004** (-2,34)	-	- 0,248** (-2,28)	0,16	1,74

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 70
Estimativa dos Coeficientes do Modelo Estrutural – Perú

EQUAÇÕES	COEFICIENTES							
	<i>CTE</i>	<i>HPIB</i>	<i>INF</i>	<i>TJ</i>	<i>TC</i>	<i>R</i>	\bar{R}^2	<i>DW</i>
HPIB 1	-	0,855** (12,63) ²	-	-4,8E-4** (-2,56)	0,230 (0,24)	-	0,74	2,07
HPIB 2	-	0,860** (11,89) ²	-	-5,1E-4** (-5,01)	0,110 (0,09)	0,305 (0,42)	0,73	2,10
INF	- 0,378 (-0,71)	1,094* (1,81)	1,002** (8,90)	-	-	-	0,94	1,81
TC	0,001 (0,06)	-	-	- 0,0352 (-0,48)	- 0,171** (-2,08)	-	0,17	1,68
R	0,036* (1,72)	-	-	7,8E-5** (10,16)	-	0,005 (0,05)	0,14	1,98

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 71
Estimativa dos Coeficientes do Modelo Estrutural – Polônia

EQUAÇÕES	COEFICIENTES							
	<i>CTE</i>	<i>HPIB</i>	<i>INF</i>	<i>TJ</i>	<i>TC</i>	<i>R</i>	\bar{R}^2	<i>DW</i>
HPIB 1	2,566** (3,06)	0,609** (10,39) ²	-	- 0,116** (-5,16)	5,408 (0,63)	-	0,64	2,23
HPIB 2	-	0,663** (10,68) ²	-	- 0,033** (-2,20)	8,317 (0,79)	6,067 (1,90)	0,62	2,21
INF	0,448* (1,79)	- 0,068** (-2,02)	0,705** (7,37)	-	-	-	0,63	1,88
TC	-	-	-	- 3,2E-4* (-1,72)	0,030 (0,21)	-	0,04	2,01
R	0,093* (1,74)	-	-	- 3,3E-3* (-1,73)	-	- 0,080 (-0,75)	0,12	1,99

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 72
Estimativa dos Coeficientes do Modelo Estrutural – República Tcheca

EQUAÇÕES	COEFICIENTES							
	<i>CTE</i>	<i>HPIB</i>	<i>INF</i>	<i>TJ</i>	<i>TC</i>	<i>R</i>	\bar{R}^2	<i>DW</i>
HPIB 1	1,452 (1,05)	0,889** (11,49) ²	-	- 0,148** (-1,70)	14,287 (1,07)	-	0,83	2,26
HPIB 2	-	0,885** (10,93) ²	-	- 0,137 (-1,28)	12,115 (0,87)	- 0,262 (-0,05)	0,82	2,25
INF	0,952** (3,75)	0,0034 (0,35)	0,249** (2,11)	-	-	-	0,07	2,26
TC	- 0,030** (-2,10)	-	-	0,0022* (1,94)	- 0,159* (-1,99)	-	0,07	1,88
R	0,119** (3,62)	-	-	- 0,0088** (-2,05)	-	- 0,225** (-2,70)	0,10	2,04

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 73
Estimativa dos Coeficientes do Modelo Estrutural – Rússia

EQUAÇÕES	COEFICIENTES							
	<i>CTE</i>	<i>HPIB</i>	<i>INF</i>	<i>TJ</i>	<i>TC</i>	<i>R</i>	\bar{R}^2	<i>DW</i>
HPIB 1	-	0,826** (7,94) ²	-	0,566** (3,55)	407,40 (0,80)	-	0,68	2,15
HPIB 2	-	0,783** (11,01) ²	-	0,241 (1,93)	381,21 (0,73)	136,26** (2,78)	0,65	2,14
INF	-	0,012** (3,15)	0,850** (14,37)	-	-	-	0,77	1,74
TC	-	-	-	7,86E-7 (0,01)	0,523** (5,91)	-	0,36	1,88
R	-	-	-	3,1E-4** (2,61)	-	- 0,051 (-0,29)	0,18	1,98

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 74
Estimativa dos Coeficientes do Modelo Estrutural – Sri Lanka

EQUAÇÕES	COEFICIENTES							
	<i>CTE</i>	<i>HPIB</i>	<i>INF</i>	<i>TJ</i>	<i>TC</i>	<i>R</i>	\bar{R}^2	<i>DW</i>
HPIB 1	-	0,685** (4,83) ²	-	- 0,286 (-0,41)	83,98* (1,81)	-	0,52	1,64
HPIB 2	-	0,821** (8,62) ²	-	0,751 (0,55)	- 72,44* (-1,89)	21,113 (0,21)	0,58	1,71
INF	2,047** (4,31)	- 0,0027 (-1,25)	0,180** (1,12)	-	-	-	0,13	1,84
TC	- 0,036 (-1,26)	-	-	0,00075 (1,23)	- 0,483** (-19,86)	-	0,50	1,91
R	-	-	-	0,0015** (2,26)	-	- 0,201 (-1,19)	0,10	1,74

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 75
Estimativa dos Coeficientes do Modelo Estrutural – Tailândia

EQUAÇÕES	COEFICIENTES							
	<i>CTE</i>	<i>HPIB</i>	<i>INF</i>	<i>TJ</i>	<i>TC</i>	<i>R</i>	\bar{R}^2	<i>DW</i>
HPIB 1	7983,9** (2,08)	0,901** (13,88) ²	-	- 1153,8* (-1,91)	- 190464* (-1,87)	-	0,80	1,98
HPIB 2	8224,1** (2,03)	0,901** (13,78) ²	-	- 1168,3* (-1,93)	- 191168* (-1,90)	- 4585,6 (-0,22)	0,81	1,98
INF	0,641** (4,02)	4,60E-6** (2,94)	0,299** (1,97)	-	-	-	0,27	2,15
TC	0,0001 (0,12)	-	-	- 0,0004 (-0,40)	0,302** (2,82)	-	0,34	2,34
R	0,065** (2,42)	-	-	- 0,0051 (-1,17)	-	- 0,109 (-1,06)	0,09	1,88

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 76
Estimativa dos Coeficientes do Modelo Estrutural – Taiwan

EQUAÇÕES	COEFICIENTES							
	<i>CTE</i>	<i>HPIB</i>	<i>INF</i>	<i>TJ</i>	<i>TC</i>	<i>R</i>	\bar{R}^2	<i>DW</i>
HPIB 1	-	0,951** (16,48) ²	-	- 8762** (-2,28)	401451** (6,01)	-	0,84	2,16
HPIB 2	8224,1** (2,03)	0,954** (16,46) ²	-	- 8763** (-2,26)	400217** (5,99)	222612 (0,66)	0,84	2,18
INF	28,28** (4,32)	- 7,60E-6** (-5,31)	0,508** (5,40)	-	-	-	0,78	1,64
TC	- 0,082** (-0,69)	-	-	0,0042 (1,02)	0,011 (0,14)	-	0,03	1,34
R	- 0,044 (-0,93)	-	-	0,0013 (1,09)	-	- 0,029 (-0,27)	0,01	1,77

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 77
Estimativa dos Coeficientes do Modelo Estrutural – Turquia

EQUAÇÕES	COEFICIENTES							
	<i>CTE</i>	<i>HPIB</i>	<i>INF</i>	<i>TJ</i>	<i>TC</i>	<i>R</i>	\bar{R}^2	<i>DW</i>
HPIB 1	-	0,738** (11,21) ²	-	- 0,053** (-3,18)	0,043** (5,15)	-	0,79	2,06
HPIB 2	-	0,778** (12,16) ²	-	- 0,048** (-2,64)	0,033** (4,37)	0,036* (1,86)	0,82	2,08
INF	-	0,952** (3,19)	0,368** (2,42)	-	-	-	0,57	1,78
TC	-	-	-	0,048* (1,91)	0,583* (1,84)	-	0,06	1,39
R	-	-	-	0,036* (1,74)	-	0,630* (1,68)	0,02	1,63

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 78
Estimativa dos Coeficientes do Modelo Estrutural – Venezuela

EQUAÇÕES	COEFICIENTES							
	<i>CTE</i>	<i>HPIB</i>	<i>INF</i>	<i>TJ</i>	<i>TC</i>	<i>R</i>	\bar{R}^2	<i>DW</i>
HPIB 1	47,154** (2,29)	0,673** (7,85) ²	-	- 1,518** (-2,80)	41,506 (1,31)	-	0,60	1,78
HPIB 2	47,597** (2,40)	0,707** (11,41) ²	-	- 1,474** (-2,81)	32,909 (0,97)	67,504 (0,94)	0,60	1,83
INF	1,752** (2,35)	- 0,0058* (-1,80)	0,777** (6,90)	-	-	-	0,70	1,59
TC	- 0,039 (-1,25)	-	-	0,0007 (0,65)	- 0,322** (-2,07)	-	0,19	2,16
R	0,074** (2,95)	-	-	- 0,0015* (-1,66)	-	- 0,012 (-0,17)	0,06	2,00

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 79
Estimativa dos Coeficientes do Modelo Estrutural – Painei

EQUAÇÕES	COEFICIENTES							
	<i>CTE</i>	<i>HPIB</i>	<i>INF</i>	<i>TJ</i>	<i>TC</i>	<i>R</i>	\bar{R}^2	<i>DW</i>
HPIB 1	16646,4* (1,65)	0,614** (21,69) ²	-	-1874,2** (-5,80)	24566,7 (1,17)	-	0,40	1,75
HPIB 2	155,09 (0,02)	0,667** (27,90) ²	-	-1662,7** (-5,51)	105576* (1,83)	721918** (13,57)	0,48	1,79
INF	4,381** (7,27)	- 8,58E-6** (-12,18)	0,391** (7,63)	-	-	-	0,38	2,09
TC	5,88E-18 (1,03)	-	-	2,6E-19* (2,71)	-9,52E-16* (-5,45)	-	0,98	1,44
R	0,042** (6,88)	-	-	- 0,0043* (-7,14)	-	- 0,070** (-2,19)	0,05	1,84

Fonte: Elaborado pelo autor.

APÊNDICE Z - ESTIMATIVAS DA REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA

Tabela 80

Estimativa da Regra de Política Monetária – África do Sul

	β	δ	ρ	γ	φ	J	RMSE
Regra de Taylor	1,662**	- 0,408	0,659**	-	-	0,14	1,17
Padrão (1)	(3,18)	(-0,76)	(6,08)				
Regra de Taylor	3,448**	- 0,961*	0,846**	-	-	0,18	1,12
Padrão (2)	(13,04)	(-3,11)	(43,96)				
Regra de Taylor	0,801	- 1,644	0,733**	0,273*	0,184	0,09 ⁺	1,21
Estendida	(0,87)	(-1,67)	(10,12)	(2,50)	(1,78)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: Regras de Taylor Padrão (1) e (2) são as equações de Taylor Forward-Looking, considerando como instrumentos somente os valores defasados das variáveis exógenas e incluindo os valores defasados desvios da taxa de câmbio real e dos preços do mercado de ações, respectivamente. β , δ , ρ , γ , φ representam os coeficientes estimados para Inflação Esperada, Hiato do Produto, Taxa de Juros Nominal (defasado em um período), o Hiato Taxa de Câmbio Real (calculado pela diferença entre a Taxa de câmbio real em relação à PPP) e a razão preço dividendo. J representa o *p-value* para o teste de superidentificação dos instrumentos e RMSE é a Raiz do Erro Quadrado Médio. Coeficientes defasados das variáveis foram utilizados como instrumentos. Os coeficientes foram estimados via GMM com até quatro defasagens para cada instrumento, com a matriz de pesos robusta a heteroscedasticidade e autocorrelação. *Barlett Kernel* foi a fórmula funcional para ponderar as autocovariâncias no cálculo da matriz de pesos, utilizando *Newey-West Bandwidth*. O valor entre parênteses é a estatística *t*; “**” e “***” representam significância estatística a 5% e 1%. “+” indica a rejeição da hipótese nula de que as restrições de superidentificação são satisfeitas.

Tabela 81

Estimativa da Regra de Política Monetária – Argentina

	β	δ	ρ	γ	φ	J	RMSE
Regra de Taylor	0,524	- 0,020	0,363**	-	-	0,09 ⁺	40,24
Padrão (1)	(1,88)	(-0,36)	(3,48)				
Regra de Taylor	2,385**	2,154	0,961**	-	-	0,14	37,94
Padrão (2)	(3,52)	(1,50)	(31,62)				
Regra de Taylor	- 0,811**	- 0,016	0,878**	7,861**	- 0,139	0,07 ⁺	42,98
Estendida	(-3,19)	(-0,07)	(27,13)	(3,05)	(-0,91)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 82
Estimativa da Regra de Política Monetária – Brasil

	β	δ	ρ	γ	φ	J	RMSE
<i>Regra de Taylor</i>	2,061**	1,741**	0,983**	-	-	0,13	611,49
<i>Padrão (1)</i>	(69,77)	(20,04)	(189,33)				
<i>Regra de Taylor</i>	2,352**	5,944**	0,617**	-	-	0,14	583,06
<i>Padrão (2)</i>	(7,36)	(2,95)	(52,38)				
<i>Regra de Taylor</i>	1,839**	- 0,108	0,359**	-0,366	0,377	0,09 ⁺	582,39
<i>Estendida</i>	(3,08)	(-0,14)	(5,38)	(-0,81)	(1,56)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 83
Estimativa da Regra de Política Monetária – Chile

	β	δ	ρ	γ	φ	J	RMSE
<i>Regra de Taylor</i>	3,645*	1,189*	0,529*	-	-	0,08 ⁺	5,52
<i>Padrão (1)</i>	(2,25)	(2,57)	(2,37)				
<i>Regra de Taylor</i>	3,931**	0,413*	0,697*	-	-	0,19	5,38
<i>Padrão (2)</i>	(5,37)	(1,97)	(12,27)				
<i>Regra de Taylor</i>	- 0,242	0,871**	1,125**	1,930	- 0,152*	0,14	6,75
<i>Estendida</i>	(-0,67)	(5,50)	(9,97)	(0,71)	(-1,98)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 84
Estimativa da Regra de Política Monetária – China

	β	δ	ρ	γ	φ	J	RMSE
<i>Regra de Taylor</i>	1,593**	- 1,058	0,914**	-	-	0,08 ⁺	0,46
<i>Padrão (1)</i>	(3,02)	(-0,33)	(29,96)				
<i>Regra de Taylor</i>	2,040**	0,299*	0,799**	-	-	0,15	0,52
<i>Padrão (2)</i>	(14,47)	(2,43)	(41,75)				
<i>Regra de Taylor</i>	- 0,059	0,125**	0,727**	0,564**	0,029**	0,14	0,30
<i>Estendida</i>	(-0,82)	(3,46)	(57,47)	(5,42)	(14,48)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 85
Estimativa da Regra de Política Monetária – Colômbia

	β	δ	ρ	γ	φ	J	RMSE
<i>Regra de Taylor</i>	3,425**	0,687**	0,661**	-	-	0,10	3,01
<i>Padrão (1)</i>	(9,57)	(2,80)	(20,21)				
<i>Regra de Taylor</i>	3,747**	1,075**	0,624**	-	-	0,14	2,93
<i>Padrão (2)</i>	(12,47)	(5,39)	(25,46)				
<i>Regra de Taylor</i>	4,707**	1,259**	0,583**	0,106**	- 0,106	0,09 ⁺	3,60
<i>Estendida</i>	(8,73)	(7,00)	(13,22)	(1,19)	(-1,41)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 86
Estimativa da Regra de Política Monetária – Coréia do Sul

	β	δ	ρ	γ	φ	J	RMSE
<i>Regra de Taylor</i>	1,196**	0,285**	0,803**	-	-	0,12	1,79
<i>Padrão (1)</i>	(3,58)	(3,81)	(20,88)				
<i>Regra de Taylor</i>	1,326**	0,388**	0,797**	-	-	0,19	1,73
<i>Padrão (2)</i>	(16,67)	(8,44)	(60,93)				
<i>Regra de Taylor</i>	0,800*	0,262**	0,801**	- 0,291*	0,131	0,11	1,83
<i>Estendida</i>	(2,44)	(4,54)	(19,65)	(-1,26)	(0,87)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 87
Estimativa da Regra de Política Monetária – Filipinas

	β	δ	ρ	γ	φ	J	RMSE
<i>Regra de Taylor</i>	1,444	- 0,261	0,716**	-	-	0,10	2,85
<i>Padrão (1)</i>	(1,54)	(-0,24)	(12,79)				
<i>Regra de Taylor</i>	3,594**	2,790**	0,714**	-	-	0,19	2,64
<i>Padrão (2)</i>	(3,23)	(4,17)	(14,73)				
<i>Regra de Taylor</i>	1,817*	2,110**	0,655**	0,368**	- 0,003	0,16	2,46
<i>Estendida</i>	(3,17)	(3,38)	(10,42)	(3,10)	(0,14)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 88
Estimativa da Regra de Política Monetária – Índia

	β	δ	ρ	γ	φ	J	RMSE
<i>Regra de Taylor</i>	1,067**	0,587*	0,821**	-	-	0,07 ⁺	0,57
<i>Padrão (1)</i>	(3,56)	(2,14)	(25,98)				
<i>Regra de Taylor</i>	0,947**	0,626**	0,869**	-	-	0,20	0,52
<i>Padrão (2)</i>	(5,56)	(4,04)	(62,46)				
<i>Regra de Taylor</i>	1,241**	0,426*	0,838**	0,272*	0,006	0,09 ⁺	0,60
<i>Estendida</i>	(4,53)	(2,65)	(32,13)	(1,98)	(1,32)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 89
Estimativa da Regra de Política Monetária – Indonésia

	β	δ	ρ	γ	φ	J	RMSE
<i>Regra de Taylor</i>	4,056**	1,624**	0,644**	-	-	0,12	5,19
<i>Padrão (1)</i>	(19,18)	(3,70)	(20,22)				
<i>Regra de Taylor</i>	3,956**	1,279**	0,659**	-	-	0,19	5,13
<i>Padrão (2)</i>	(29,33)	(5,32)	(37,36)				
<i>Regra de Taylor</i>	1,302	0,111	0,738**	0,309	0,027	0,09 ⁺	5,86
<i>Estendida</i>	(1,46)	(0,63)	(9,98)	(1,71)	(0,75)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 90
Estimativa da Regra de Política Monetária – Israel

	β	δ	ρ	γ	φ	J	RMSE
<i>Regra de Taylor</i>	3,448**	1,694*	0,748**	-	-	0,11	1,90
<i>Padrão (1)</i>	(6,76)	(2,16)	(15,65)				
<i>Regra de Taylor</i>	2,417**	0,538*	0,868**	-	-	0,20	1,35
<i>Padrão (2)</i>	(13,55)	(2,42)	(57,72)				
<i>Regra de Taylor</i>	3,083**	1,014**	0,855**	0,317	-0,007	0,12	1,86
<i>Estendida</i>	(5,47)	(2,98)	(34,24)	(1,32)	(-0,03)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 91
Estimativa da Regra de Política Monetária – Malásia

	β	δ	ρ	γ	φ	J	RMSE
<i>Regra de Taylor</i>	7,255*	- 0,170	0,953**	-	-	0,04 ⁺	0,56
<i>Padrão (1)</i>	(2,46)	(-0,22)	(22,32)				
<i>Regra de Taylor</i>	6,515**	0,273	0,967**	-	-	0,16	0,56
<i>Padrão (2)</i>	(2,77)	(1,20)	(40,51)				
<i>Regra de Taylor</i>	9,226**	0,355	0,969**	- 0,581	0,009	0,09 ⁺	0,57
<i>Estendida</i>	(2,85)	(0,69)	(40,03)	(-0,95)	(1,17)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 92
Estimativa da Regra de Política Monetária – México

	β	δ	ρ	γ	φ	J	RMSE
<i>Regra de Taylor</i>	3,173**	0,831	0,262**	-	-	0,10	14,75
<i>Padrão (1)</i>	(11,48)	(1,68)	(3,76)				
<i>Regra de Taylor</i>	5,547**	2,406**	0,581**	-	-	0,16	10,18
<i>Padrão (2)</i>	(7,64)	(3,84)	(21,88)				
<i>Regra de Taylor</i>	1,724**	0,872	0,250	0,892**	- 0,081	0,15	10,31
<i>Estendida</i>	(3,05)	(1,21)	(1,57)	(2,70)	(-1,48)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 93
Estimativa da Regra de Política Monetária – Peru

	β	δ	ρ	γ	φ	J	RMSE
<i>Regra de Taylor</i>	6,616**	4,675*	0,698**	-	-	0,11	557,07
<i>Padrão (1)</i>	(6,26)	(1,93)	(4,49)				
<i>Regra de Taylor</i>	7,28**	6,440**	0,975**	-	-	0,18	721,22
<i>Padrão (2)</i>	(3,08)	(6,26)	(150,32)				
<i>Regra de Taylor</i>	0,676	- 0,168	0,250	0,519	- 0,005	0,12	440,31
<i>Estendida</i>	(1,70)	(-0,49)	(1,57)	(1,58)	(-0,65)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 94
Estimativa da Regra de Política Monetária – Polônia

	β	δ	ρ	γ	φ	J	RMSE
<i>Regra de Taylor</i>	1,887**	- 3,601**	0,762**	-	-	0,13	7,34
<i>Padrão (1)</i>	(5,05)	(-5,73)	(19,05)				
<i>Regra de Taylor</i>	4,168**	2,368**	0,649**	-	-	0,23	3,94
<i>Padrão (2)</i>	(8,99)	(22,79)	(37,14)				
<i>Regra de Taylor</i>	3,084**	- 2,390**	0,513**	0,329**	- 0,008	0,12	1,52
<i>Estendida</i>	(9,26)	(-8,43)	(10,57)	(5,03)	(-1,05)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 95
Estimativa da Regra de Política Monetária – Republica Tcheca

	β	δ	ρ	γ	φ	J	RMSE
<i>Regra de Taylor</i>	3,101**	- 2,576**	0,625**	-	-	0,13	2,31
<i>Padrão (1)</i>	(14,14)	(-12,19)	(19,25)				
<i>Regra de Taylor</i>	3,383**	0,478*	0,820**	-	-	0,17	2,50
<i>Padrão (2)</i>	(12,24)	(2,27)	(56,52)				
<i>Regra de Taylor</i>	1,555	- 7,60**	0,880**	0,115	0,025	0,13	2,73
<i>Estendida</i>	(1,79)	(-7,08)	(13,06)	(1,28)	(1,21)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 96
Estimativa da Regra de Política Monetária – Rússia

	β	δ	ρ	γ	φ	J	RMSE
<i>Regra de Taylor</i>	2,548**	- 0,912*	0,591**	-	-	0,15	48,02
<i>Padrão (1)</i>	(4,48)	(-2,69)	(11,11)				
<i>Regra de Taylor</i>	- 1,497**	- 2,708**	0,712**	-	-	0,19	50,40
<i>Padrão (2)</i>	(-12,55)	(-6,13)	(59,39)				
<i>Regra de Taylor</i>	- 0,971**	1,290**	0,545**	0,675*	0,158**	0,16	11,85
<i>Estendida</i>	(-3,31)	(5,55)	(17,76)	(2,51)	(5,23)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 97
Estimativa da Regra de Política Monetária – Sri Lanka

	β	δ	ρ	γ	ϕ	J	RMSE
<i>Regra de Taylor</i>	168,93**	- 1,149**	1,074**	-	-	0,08 ⁺	3,35
<i>Padrão (1)</i>	(3,05)	(-3,20)	(11,36)				
<i>Regra de Taylor</i>	130,65**	- 0,625**	0,970**	-	-	0,09 ⁺	2,80
<i>Padrão (2)</i>	(9,37)	(-12,19)	(39,84)				
<i>Regra de Taylor</i>	232,18*	0,587**	0,545**	0,307*	0,072**	0,14	2,64
<i>Estendida</i>	(2,72)	(5,55)	(17,76)	(2,51)	(5,23)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 98
Estimativa da Regra de Política Monetária – Tailândia

	β	δ	ρ	γ	ϕ	J	RMSE
<i>Regra de Taylor</i>	9,290**	4,457**	0,930**	-	-	0,08 ⁺	1,97
<i>Padrão (1)</i>	(3,61)	(3,01)	(15,17)				
<i>Regra de Taylor</i>	11,621**	2,073	0,959**	-	-	0,15	1,94
<i>Padrão (2)</i>	(4,20)	(1,25)	(32,92)				
<i>Regra de Taylor</i>	6,492**	2,242*	0,876**	0,935**	0,097*	0,12	1,25
<i>Estendida</i>	(2,99)	(2,34)	(16,90)	(2,99)	(2,56)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 99
Estimativa da Regra de Política Monetária – Taiwan

	β	δ	ρ	γ	ϕ	J	RMSE
<i>Regra de Taylor</i>	- 1,493	- 1,568*	0,704**	-	-	0,09 ⁺	8,64
<i>Padrão (1)</i>	(-1,69)	(-2,14)	(7,74)				
<i>Regra de Taylor</i>	- 3,057**	- 3,264**	0,860**	-	-	0,15	8,18
<i>Padrão (2)</i>	(-3,31)	(-3,63)	(20,00)				
<i>Regra de Taylor</i>	- 3,576**	- 2,040**	0,776**	- 0,326	- 0,125	0,08 ⁺	8,43
<i>Estendida</i>	(-3,49)	(-3,07)	(8,13)	(-0,83)	(-0,44)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 100
Estimativa da Regra de Política Monetária – Turquia

	β	δ	ρ	γ	φ	J	RMSE
<i>Regra de Taylor</i>	2,521**	0,104**	0,693**	-	-	0,09 ⁺	27,04
<i>Padrão (1)</i>	(4,29)	(0,06)	(8,76)				
<i>Regra de Taylor</i>	2,418**	- 0,892	0,416**	-	-	0,14	27,93
<i>Padrão (2)</i>	(9,46)	(-1,48)	(7,18)				
<i>Regra de Taylor</i>	2,733**	3,199*	0,453**	1,302*	0,192*	0,10	22,57
<i>Estendida</i>	(7,25)	(1,95)	(5,49)	(2,43)	(1,94)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 101
Estimativa da Regra de Política Monetária – Venezuela

	β	δ	ρ	γ	φ	J	RMSE
<i>Regra de Taylor</i>	1,090*	- 0,480	0,598**	-	-	0,14	7,77
<i>Padrão (1)</i>	(2,07)	(-1,14)	(4,86)				
<i>Regra de Taylor</i>	3,935*	3,262*	0,893**	-	-	0,17	8,58
<i>Padrão (2)</i>	(2,21)	(2,26)	(8,21)				
<i>Regra de Taylor</i>	1,478*	0,942**	0,619**	- 1,034**	0,081	0,13	7,48
<i>Estendida</i>	(1,99)	(2,99)	(6,11)	(-5,76)	(1,18)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 102
Estimativa da Regra de Política Monetária – África do Sul

	β	δ	ρ	γ	φ	J	RMSE
<i>Regra de Taylor</i>	2,365**	0,561	0,877**	-	-	0,10	1,65
<i>Padrão (1)</i>	(6,87)	(0,82)	(28,63)				
<i>Regra de Taylor</i>	2,872**	0,688	0,889**	-	-	0,16	1,84
<i>Padrão (2)</i>	(10,15)	(1,03)	(41,52)				
<i>Regra de Taylor</i>	2,034**	0,787	0,733**	0,733	0,781	0,10	7,56
<i>Estendida</i>	(3,94)	(0,61)	(10,12)	(0,05)	(0,43)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: Regras de Taylor Padrão (1) e (2) são as equações de Taylor Forward-Looking, considerando como instrumentos somente os valores defasados das variáveis exógenas e incluindo os valores defasados desvios da taxa de câmbio real e dos preços do mercado de ações, respectivamente. β , δ , ρ , γ , φ representam os coeficientes estimados para o Hiato da Inflação, Hiato do Produto, Taxa de Juros Nominal (defasado em um período), Hiato da Taxa de Câmbio Real e do Preço do Mercado de Ações. Os valores meta foram calculados utilizando-se o filtro HP com parâmetro de suavização de 1600. J representa o *p-value* para o teste de superidentificação dos instrumentos e RMSE é a Raiz do Erro Quadrado Médio. Coeficientes defasados das variáveis foram utilizados como instrumentos. Os coeficientes foram estimados via GMM com quatro até defasagens para cada instrumento, com a matriz de pesos robusta a heteroscedasticidade e autocorrelação. *Barlett Kernel* foi a fórmula funcional para ponderar as autocovariâncias no cálculo da matriz de pesos, utilizando Newey-West *Bandwidth*. O valor entre parênteses é a estatística *t*; “**” e “***” representam significância estatística a 5% e 1%. “+” indica a rejeição da hipótese nula de que as restrições de superidentificação são satisfeitas.

Tabela 103
Estimativa da Regra de Política Monetária – Argentina

	β	δ	ρ	γ	φ	J	RMSE
<i>Regra de Taylor</i>	0,591**	0,182**	0,236**	-	-	0,08 ⁺	48,74
<i>Padrão (1)</i>	(3,52)	(5,85)	(3,59)				
<i>Regra de Taylor</i>	0,434**	0,222**	0,380**	-	-	0,13	41,47
<i>Padrão (2)</i>	(5,47)	(5,18)	(15,29)				
<i>Regra de Taylor</i>	0,274	0,003	0,672**	3,427**	- 0,038	0,07 ⁺	42,98
<i>Estendida</i>	(1,46)	(0,133)	(18,70)	(4,50)	(-0,92)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 104
Estimativa da Regra de Política Monetária – Brasil

	β	δ	ρ	γ	φ	J	RMSE
<i>Regra de Taylor</i>	1,075**	6,685	0,570**	-	-	0,05 ⁺	556,77
<i>Padrão (1)</i>	(3,06)	(1,37)	(8,23)				
<i>Regra de Taylor</i>	6,35**	5,945**	0,617**	-	-	0,12	553,06
<i>Padrão (2)</i>	(7,36)	(2,95)	(52,38)				
<i>Regra de Taylor</i>	0,375	4,35	0,840**	3,637	- 1,521	0,07 ⁺	582,39
<i>Estendida</i>	(0,13)	(1,61)	(21,28)	(1,098)	(-0,54)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 105
Estimativa da Regra de Política Monetária – Chile

	β	δ	ρ	γ	φ	J	RMSE
<i>Regra de Taylor</i>	4,240**	1,258*	0,864	-	-	0,09 ⁺	6,52
<i>Padrão (1)</i>	(3,36)	(2,95)	(34,08)				
<i>Regra de Taylor</i>	4,479**	1,527**	0,547**	-	-	0,20	6,51
<i>Padrão (2)</i>	(5,385)	(5,29)	(45,94)				
<i>Regra de Taylor</i>	3,570	3,218*	0,858**	0,359	0,133	0,10	6,93
<i>Estendida</i>	(1,02)	(2,41)	(28,93)	(0,55)	(0,58)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 106
Estimativa da Regra de Política Monetária – China

	β	δ	ρ	γ	φ	J	RMSE
<i>Regra de Taylor</i>	3,01	2,315*	0,981**	-	-	0,11	0,59
<i>Padrão (1)</i>	(1,09)	(1,99)	(81,16)				
<i>Regra de Taylor</i>	7,272*	- 0,111*	0,989**	-	-	0,16	1,53
<i>Padrão (2)</i>	(2,48)	(-1,99)	(310,74)				
<i>Regra de Taylor</i>	10,330*	4,166*	0,994**	- 0,333	0,833	0,12	6,58
<i>Estendida</i>	(2,16)	(2,02)	(245,25)	(-1,46)	(0,63)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 107
Estimativa da Regra de Política Monetária – Colômbia

	β	δ	ρ	γ	φ	J	RMSE
<i>Regra de Taylor</i>	6,194**	2,941**	0,913**	-	-	0,08 ⁺	2,99
<i>Padrão (1)</i>	(4,36)	(3,10)	(41,05)				
<i>Regra de Taylor</i>	5,795**	5,889**	0,873**	-	-	0,12	2,66
<i>Padrão (2)</i>	(6,76)	(3,47)	(31,99)				
<i>Regra de Taylor</i>	6,208*	3,247	0,923**	- 0,104	2,298**	0,12	3,36
<i>Estendida</i>	(2,12)	(1,27)	(22,48)	(-0,78)	(5,28)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 108
Estimativa da Regra de Política Monetária – Coréia do Sul

	β	δ	ρ	γ	φ	J	RMSE
<i>Regra de Taylor</i>	2,003**	1,446**	0,927**	-	-	0,12	1,75
<i>Padrão (1)</i>	(6,40)	(4,38)	(33,47)				
<i>Regra de Taylor</i>	3,361	5,256**	0,915**	-	-	0,12	1,96
<i>Padrão (2)</i>	(0,83)	(5,13)	(46,94)				
<i>Regra de Taylor</i>	4,584	2,272**	0,875**	- 0,049	0,064	0,11	1,85
<i>Estendida</i>	(1,36)	(3,13)	(44,86)	(-1,02)	(1,25)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 109
Estimativa da Regra de Política Monetária – Filipinas

	β	δ	ρ	γ	ϕ	J	RMSE
<i>Regra de Taylor</i>	1,881	2,926*	0,756**	-	-	0,13	2,75
<i>Padrão (1)</i>	(1,61)	(2,14)	(18,09)				
<i>Regra de Taylor</i>	0,830	3,149**	0,746**	-	-	0,16	2,99
<i>Padrão (2)</i>	(1,00)	(4,03)	(21,29)				
<i>Regra de Taylor</i>	2,646**	1,987**	0,879**	1,826**	0,272	0,13	2,85
<i>Estendida</i>	(4,41)	(2,93)	(17,67)	(4,60)	(1,03)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 110
Estimativa da Regra de Política Monetária – Índia

	β	δ	ρ	γ	ϕ	J	RMSE
<i>Regra de Taylor</i>	3,972**	1,721*	0,899**	-	-	0,06 ⁺	0,56
<i>Padrão (1)</i>	(3,04)	(2,54)	(31,94)				
<i>Regra de Taylor</i>	2,500**	1,293**	0,908**	-	-	0,12	0,54
<i>Padrão (2)</i>	(4,09)	(2,98)	(62,64)				
<i>Regra de Taylor</i>	9,891**	4,811**	0,963**	- 0,513	0,081	0,10	0,57
<i>Estendida</i>	(6,57)	(5,04)	(75,75)	(-1,29)	(1,30)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 111
Estimativa da Regra de Política Monetária – Indonésia

	β	δ	ρ	γ	ϕ	J	RMSE
<i>Regra de Taylor</i>	2,476**	2,172**	0,849**	-	-	0,13	5,74
<i>Padrão (1)</i>	(16,24)	(5,60)	(25,29)				
<i>Regra de Taylor</i>	2,944**	2,047**	0,809**	-	-	0,16	5,12
<i>Padrão (2)</i>	(23,53)	(8,09)	(40,70)				
<i>Regra de Taylor</i>	0,404	0,533*	0,997**	0,432**	0,114	0,13	7,09
<i>Estendida</i>	(1,51)	(2,07)	(31,34)	(9,31)	(1,94)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 112
Estimativa da Regra de Política Monetária – Israel

	β	δ	ρ	γ	φ	J	RMSE
<i>Regra de Taylor</i>	3,193**	2,664**	0,946**	-	-	0,12	1,77
<i>Padrão (1)</i>	(4,28)	(2,93)	(24,73)				
<i>Regra de Taylor</i>	2,845**	- 1,228**	0,911**	-	-	0,22	1,78
<i>Padrão (2)</i>	(12,20)	(-5,06)	(54,08)				
<i>Regra de Taylor</i>	2,571**	-1,350	0,936**	0,366	1,143**	0,13	1,91
<i>Estendida</i>	(2,74)	(-1,58)	(14,33)	(0,43)	(3,66)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 113
Estimativa da Regra de Política Monetária – Malásia

	β	δ	ρ	γ	φ	J	RMSE
<i>Regra de Taylor</i>	3,192	- 0,072	0,917**	-	-	0,06 ⁺	0,61
<i>Padrão (1)</i>	(1,28)	(-0,18)	(32,24)				
<i>Regra de Taylor</i>	2,117*	0,202*	0,906**	-	-	0,14	0,57
<i>Padrão (2)</i>	(1,97)	(1,94)	(68,43)				
<i>Regra de Taylor</i>	3,246	- 0,058	0,931**	0,739*	- 0,087	0,06 ⁺	6,98
<i>Estendida</i>	(1,53)	(-0,18)	(45,68)	(2,08)	(-0,86)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 114
Estimativa da Regra de Política Monetária – México

	β	δ	ρ	γ	φ	J	RMSE
<i>Regra de Taylor</i>	2,380	2,012	0,845**	-	-	0,06 ⁺	11,40
<i>Padrão (1)</i>	(1,74)	(1,04)	(35,34)				
<i>Regra de Taylor</i>	2,918**	0,624**	4,216**	-	-	0,15	9,17
<i>Padrão (2)</i>	(4,15)	(4,89)	(60,22)				
<i>Regra de Taylor</i>	4,141**	1,561	0,562**	- 2,650**	- 0,198	0,08 ⁺	12,70
<i>Estendida</i>	(3,37)	(1,25)	(7,91)	(-3,32)	(-0,93)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 115
Estimativa da Regra de Política Monetária – Peru

	β	δ	ρ	γ	φ	J	RMSE
<i>Regra de Taylor</i>	3,215**	9,263**	0,856**	-	-	0,10	619,84
<i>Padrão (1)</i>	(4,24)	(5,15)	(10,80)				
<i>Regra de Taylor</i>	1,655**	0,378	0,881**	-	-	0,11	640,31
<i>Padrão (2)</i>	(4,53)	(0,53)	(24,70)				
<i>Regra de Taylor</i>	3,647**	4,389**	0,682**	4,314**	0,820**	0,11	76,94
<i>Estendida</i>	(6,95)	(4,36)	(20,26)	(4,94)	(5,58)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 116
Estimativa da Regra de Política Monetária – Polônia

	β	δ	ρ	γ	φ	J	RMSE
<i>Regra de Taylor</i>	1,422**	1,402**	0,982**	-	-	0,06 ⁺	4,78
<i>Padrão (1)</i>	(9,63)	(5,00)	(80,61)				
<i>Regra de Taylor</i>	1,253**	1,173**	0,950**	-	-	0,21	2,62
<i>Padrão (2)</i>	(14,67)	(2,97)	(116,82)				
<i>Regra de Taylor</i>	0,553**	0,626*	0,929**	0,890**	0,025	0,08 ⁺	4,22
<i>Estendida</i>	(3,86)	(2,23)	(79,87)	(2,96)	(1,61)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 117
Estimativa da Regra de Política Monetária – Republica Tcheca

	β	δ	ρ	γ	φ	J	RMSE
<i>Regra de Taylor</i>	1,678**	- 1,938**	0,900**	-	-	0,09 ⁺	2,70
<i>Padrão (1)</i>	(3,72)	(-5,27)	(29,04)				
<i>Regra de Taylor</i>	1,689**	- 1,778**	0,946**	-	-	0,21	2,19
<i>Padrão (2)</i>	(12,36)	(-8,88)	(64,54)				
<i>Regra de Taylor</i>	1,342**	- 2,425	0,938**	- 0,761	0,202	0,08 ⁺	5,87
<i>Estendida</i>	(3,43)	(-1,64)	(47,33)	(-1,79)	(0,22)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 118
Estimativa da Regra de Política Monetária – Rússia

	β	δ	ρ	γ	φ	J	RMSE
<i>Regra de Taylor</i>	0,342*	0,010	0,256**	-	-	0,10	68,58
<i>Padrão (1)</i>	(1,98)	(0,32)	(9,41)				
<i>Regra de Taylor</i>	1,940**	- 0,003**	0,463**	-	-	0,20	58,31
<i>Padrão (2)</i>	(13,70)	(0,60)	(16,54)				
<i>Regra de Taylor</i>	2,001**	0,368	0,278**	1,538**	0,011	0,16	14,41
<i>Estendida</i>	(7,85)	(-1,67)	(4,64)	(8,09)	(1,76)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 119
Estimativa da Regra de Política Monetária – Sri Lanka

	β	δ	ρ	γ	φ	J	RMSE
<i>Regra de Taylor</i>	1,823**	- 1,098**	0,990**	-	-	0,09 ⁺	3,00
<i>Padrão (1)</i>	(3,35)	(-3,15)	(9,18)				
<i>Regra de Taylor</i>	1,264**	2,086*	0,803**	-	-	0,24	2,57
<i>Padrão (2)</i>	(2,84)	(1,97)	(28,84)				
<i>Regra de Taylor</i>	0,278	1,04**	0,873**	0,234**	0,100**	0,14	3,06
<i>Estendida</i>	(0,18)	(4,60)	(14,27)	(2,99)	(2,49)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 120
Estimativa da Regra de Política Monetária – Tailândia

	β	δ	ρ	γ	φ	J	RMSE
<i>Regra de Taylor</i>	8,110*	2,987	0,920**	-	-	0,09 ⁺	1,99
<i>Padrão (1)</i>	(2,29)	(1,59)	(30,02)				
<i>Regra de Taylor</i>	7,87**	2,998**	0,935**	-	-	0,13	2,23
<i>Padrão (2)</i>	(5,29)	(3,02)	(34,42)				
<i>Regra de Taylor</i>	7,643	2,275	0,913**	0,471	- 0,253	0,09 ⁺	2,28
<i>Estendida</i>	(1,27)	(1,43)	(25,16)	(0,563)	(-1,27)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 121
Estimativa da Regra de Política Monetária – Taiwan

	β	δ	ρ	γ	ϕ	J	RMSE
<i>Regra de Taylor</i>	6,227	5,717	0,855**	-	-	0,14	8,87
<i>Padrão (1)</i>	(0,67)	(0,62)	(12,42)				
<i>Regra de Taylor</i>	- 9,451	- 9,704	0,893**	-	-	0,19	11,39
<i>Padrão (2)</i>	(-1,31)	(-1,367)	(18,35)				
<i>Regra de Taylor</i>	- 5,561	- 4,411	0,944**	2,717**	7,482**	0,12	7,41
<i>Estendida</i>	(1,56)	(-1,63)	(12,67)	(-5,75)	(6,06)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 122
Estimativa da Regra de Política Monetária – Turquia

	β	δ	ρ	γ	ϕ	J	RMSE
<i>Regra de Taylor</i>	3,285**	2,402	0,917**	-	-	0,09 ⁺	30,96
<i>Padrão (1)</i>	(2,44)	(0,99)	(8,76)				
<i>Regra de Taylor</i>	5,408**	4,623**	0,820**	-	-	0,17	30,26
<i>Padrão (2)</i>	(6,63)	(5,15)	(24,86)				
<i>Regra de Taylor</i>	- 0,503*	- 0,356	0,924**	0,255*	0,063	0,15	31,19
<i>Estendida</i>	(-2,12)	(-1,48)	(39,72)	(2,38)	(0,93)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 123
Estimativa da Regra de Política Monetária – Venezuela

	β	δ	ρ	γ	ϕ	J	RMSE
<i>Regra de Taylor</i>	3,252**	2,176**	0,820**	-	-	0,13	17,05
<i>Padrão (1)</i>	(2,88)	(3,29)	(6,44)				
<i>Regra de Taylor</i>	4,852**	2,735**	0,891**	-	-	0,17	10,16
<i>Padrão (2)</i>	(9,36)	(6,04)	(18,06)				
<i>Regra de Taylor</i>	3,241**	3,059**	0,976**	- 0,932	0,024	0,11	18,98
<i>Estendida</i>	(5,22)	(3,31)	(11,16)	(-1,46)	(0,05)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 124
Estimativa da Regra de Política Monetária – Painel

	β	δ	ρ	γ	φ	J	RMSE
<i>Regra de Taylor</i>	1,112**	0,0012**	0,873**	-	-	184,38	409,72
<i>Padrão (1)</i>	(3,34)	(3,20)	(7,28)				
<i>Regra de Taylor</i>	1,363**	0,142*	0,999**	-	-	567,23	339,82
<i>Padrão (2)</i>	(2,99)	(2,36)	(42,26)				
<i>Regra de Taylor</i>	0,271	0,001	0,742**	0,029**	0,018	124,95	819,34
<i>Estendida</i>	(1,83)	(0,49)	(27,14)	(3,59)	(0,82)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

Notas: Regras de Taylor Padrão (1) e (2) são as equações de Taylor Forward-Looking, considerando como instrumentos somente os valores defasados das variáveis exógenas e incluindo os valores defasados desvios da taxa de câmbio real e dos preços do mercado de ações, respectivamente. β , δ , ρ , γ , φ representam os coeficientes estimados para Inflação Esperada, Hiato do Produto, Taxa de Juros Nominal (defasado em um período), o Hiato Taxa de Câmbio Real (calculado pela diferença entre a Taxa de câmbio real em relação à PPP) e a razão preço dividendo. J a estatística J para o teste de superidentificação dos instrumentos e RMSE é a Raiz do Erro Quadrado Médio. Coeficientes defasados das variáveis foram utilizados como instrumentos. Os coeficientes foram estimados para um painel com efeitos fixos via GMM com até quatro defasagens para cada instrumento, com a matriz de pesos robusta a heteroscedasticidade e autocorrelação. O valor entre parênteses é a estatística t; **, * e *** representam significância estatística a 5% e 1%. "+" indica a rejeição da hipótese nula de que as restrições de superidentificação são satisfeitas.

Tabela 4.6 – Tabela 125
Estimativa da Regra de Política Monetária – Painel

	β	δ	ρ	γ	φ	J	RMSE
<i>Regra de Taylor</i>	1,230**	0,012**	0,741**	-	-	484,02	830,06
<i>Padrão (1)</i>	(6,58)	(5,99)	(9,36)				
<i>Regra de Taylor</i>	1,065**	0,024**	0,878**	-	-	122,02	431,20
<i>Padrão (2)</i>	(12,18)	(6,99)	(28,84)				
<i>Regra de Taylor</i>	0,409**	0,004**	0,572**	-0,0021*	0,006	1022,06	461,27
<i>Estendida</i>	(18,09)	(9,37)	(27,14)	(2,24)	(1,84)		

Fonte: Elaborado pelo autor.

APÊNDICE AA - REGRAS DE POLÍTICA MONETÁRIA

Tabela 126

Regra de Política Monetária – África do Sul

PAINEL A: REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA – SEM RETORNOS DAS AÇÕES							
<i>Tipo de Política</i>	<i>Variável de Controle</i>	<i>Coefficientes de G_t</i>				<i>Coefficientes de g_t</i>	<i>Função de Perda (W)</i>
Acomodotícia	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	0	2,31963	10,43161	-	0	
(3)	i_3	0,138217	2,34900	10,45159	-	0,286813	
(2)	i_2	0,183558	2,35863	10,45930	-	0,509159	
(1)	i_1	0,198332	2,361775	10,46201	-	0,309794	
Total							3.332433
Agressiva	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	0	2,319636	10,43161	-	0	
(3)	i_3	0,1261305	2,322316	10,44984	-	0,2617310	
(2)	i_2	0,1688627	2,323224	10,45709	-	0,4696254	
(1)	i_1	0,1833311	2,323531	10,45973	-	0,2899840	
Total							5.989392
PAINEL B: REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA – COM RETORNOS DAS AÇÕES							
<i>Tipo de Política</i>	<i>Variável de Controle</i>	<i>Coefficientes de G_t</i>				<i>Coefficientes de g_t</i>	<i>Função de Perda (W)</i>
Acomodotícia	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	0,2729562	1,952297	8,313925	14,14285	1489,155	
(3)	i_3	0,0365662	1,952297	8,313925	14,14285	1489,174	
(2)	i_2	0,0397144	1,952297	8,313925	14,14285	1489,189	
(1)	i_1	0,0407834	1,952297	8,313925	14,14285	1489,173	
Total							1,986706
Agressiva	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	0,2450397	1,952297	8,313925	14,14285	1489,253	
(3)	i_3	0,3277733	1,952297	8,313925	14,14285	1489,425	
(2)	i_2	0,3556710	1,952297	8,313925	14,14285	1489,561	
(1)	i_1	0,3650740	1,952297	8,313925	14,14285	1489,419	
Total							3.551407

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 127
Regra de Política Monetária – Argentina

PAINEL A: REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA – SEM RETORNOS DAS AÇÕES							
<i>Tipo de Política</i>	<i>Variável de Controle</i>	<i>Coefficientes de G_t</i>				<i>Coefficientes de g_t</i>	<i>Função de Perda (W)</i>
Acomodotícia	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	-0,4870985	1,912436	-10,24075	-	-27,26292	
(3)	i_3	-0,4370491	1,913020	-10,24244	-	-27,30541	
(2)	i_2	-0,4238612	1,913164	-10,24296	-	-27,33641	
(1)	i_1	-0,4221746	1,913182	-10,24302	-	-27,27298	
Total							1366,575
Agressiva	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	-0,5971167	1,383181	-3,197451	-	-6,752422	
(3)	i_3	-0,6683411	1,318765	-3,452340	-	-9,485162	
(2)	i_2	-0,7055831	1,283422	-3,606180	-	-12,31945	
(1)	i_1	-0,7187461	1,271120	-3,658200	-	-9,463981	
Total							830,5056

PAINEL B: REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA – COM RETORNOS DAS AÇÕES							
<i>Tipo de Política</i>	<i>Variável de Controle</i>	<i>Coefficientes de G_t</i>				<i>Coefficientes de g_t</i>	<i>Função de Perda (W)</i>
Acomodotícia	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	-1,855762	3,416969	12,46277	0	63,12291	
(3)	i_3	-1,565112	3,746544	13,03792	0	82,19594	
(2)	i_2	-1,544839	3,776109	13,12687	0	85,71145	
(1)	i_1	-1,532866	3,791080	13,16092	0	73,60460	
Total						-9,463981	1831,942
Agressiva	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	-4,429502	1,294592	4,721788	0	28,74242	
(3)	i_3	-4,090679	1,591501	6,210614	0	42,27891	
(2)	i_2	-3,986186	1,675082	6,670814	0	50,24804	
(1)	i_1	-3,952704	1,701069	6,818372	0	39,61598	
Total							774,8246

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 128
Regra de Política Monetária – Brasil

PAINEL A: REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA – SEM RETORNOS DAS AÇOES							
<i>Tipo de Política</i>	<i>Variável de Controle</i>	<i>Coefficientes de G_t</i>				<i>Coefficientes de g_t</i>	<i>Função de Perda (W)</i>
Acomodotícia	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	5,574398	5,535608	0	-	69,96880	
(3)	i_3	7,387747	4,716568	0	-	5,091521	
(2)	i_2	7,758042	4,549316	0	-	-27,90186	
(1)	i_1	7,832460	4,515703	0	-	8,979193	
Total							97,02685
Agressiva	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	0,536426	3,643583	0	-	53,55319	
(3)	i_3	2,041162	1,681626	0	-	-33,13305	
(2)	i_2	2,579543	1,271832	0	-	-73,47916	
(1)	i_1	2,678797	1,196284	0	-	-31,15588	
Total							85,52433

PAINEL B: REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA – COM RETORNOS DAS AÇOES							
<i>Tipo de Política</i>	<i>Variável de Controle</i>	<i>Coefficientes de G_t</i>				<i>Coefficientes de g_t</i>	<i>Função de Perda (W)</i>
Acomodotícia	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	-0,1331866	2,314908	0	0	39,13871	
(3)	i_3	0,1877334	2,222144	0	0	30,65156	
(2)	i_2	0,2679546	2,198956	0	0	25,71112	
(1)	i_1	0,2878953	2,193192	0	0	30,04100	
Total							61,83553
Agressiva	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	1,697947	2,462294	0	0	47,88359	
(3)	i_3	1,297808	2,252006	0	0	35,64526	
(2)	i_2	1,109833	2,153218	0	0	25,07677	
(1)	i_1	1,024839	2,108550	0	0	27,70769	
Total							117,3233

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 129
Regra de Política Monetária – Chile

PAINEL A: REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA – SEM RETORNOS DAS AÇÕES							
<i>Tipo de Política</i>	<i>Variável de Controle</i>	<i>Coefficientes de G_t</i>				<i>Coefficientes de g_t</i>	<i>Função de Perda (W)</i>
Acomodotícia	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	0,7145304	1,607202	0	-	0,3782346	
(3)	i_3	0,6694349	1,705655	0	-	0,5782589	
(2)	i_2	0,6622581	1,721323	0	-	0,6805087	
(1)	i_1	0,6611211	1,723805	0	-	0,6128802	
Total							710,4173
Agressiva	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	0,0748365	0,996755	0	-	0,2345736	
(3)	i_3	0,0689987	1,013450	0	-	0,2758960	
(2)	i_2	0,0683855	1,015204	0	-	0,2923486	
(1)	i_1	0,0683211	1,015388	0	-	0,2766360	
Total							249,4119

PAINEL B: REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA – COM RETORNOS DAS AÇÕES							
<i>Tipo de Política</i>	<i>Variável de Controle</i>	<i>Coefficientes de G_t</i>				<i>Coefficientes de g_t</i>	<i>Função de Perda (W)</i>
Acomodotícia	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	0,7145304	1,607202	0	0	0,3782346	
(3)	i_3	0,6694349	1,705655	0	0	0,5782589	
(2)	i_2	0,6622581	1,721323	0	0	0,6805087	
(1)	i_1	0,6611211	1,723805	0	0	0,6128802	
Total							710,4173
Agressiva	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	0,1336297	1,133664	0	0	0,2667934	
(3)	i_3	0,1444750	1,133545	0	0	0,2666317	
(2)	i_2	0,1491420	1,133493	0	0	0,2664743	
(1)	i_1	0,1511504	1,133471	0	0	0,2665312	
Total							2713,038

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 130
Regra de Política Monetária – China

PAINEL A: REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA – SEM RETORNOS DAS AÇÕES							
<i>Tipo de Política</i>	<i>Variável de Controle</i>	<i>Coefficientes de G_t</i>				<i>Coefficientes de g_t</i>	<i>Função de Perda (W)</i>
Acomodotícia	\dot{i}_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	\dot{i}_4	-3,416627	0,6570750	-0,453240	-	-0,2241960	
(3)	\dot{i}_3	-3,392712	0,6537969	-0,448537	-	-0,2236139	
(2)	\dot{i}_2	-3,370022	0,6506829	-0,443381	-	-0,2235844	
(1)	\dot{i}_1	-3,348568	0,6477368	-0,438193	-	-0,2259059	
Total							0,73574
Agressiva	\dot{i}_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	\dot{i}_4	-3,903568	0,7425094	-0,517836	-	-0,2533465	
(3)	\dot{i}_3	-3,903616	0,7425106	-0,517852	-	-0,2533463	
(2)	\dot{i}_2	-3,903621	0,7425107	-0,517855	-	-0,2533461	
(1)	\dot{i}_1	-3,903621	0,7425107	-0,517856	-	-0,2533447	
Total							0,58641

PAINEL B: REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA – COM RETORNOS DAS AÇÕES							
<i>Tipo de Política</i>	<i>Variável de Controle</i>	<i>Coefficientes de G_t</i>				<i>Coefficientes de g_t</i>	<i>Função de Perda (W)</i>
Acomodotícia	\dot{i}_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	\dot{i}_4	-4,035318	0,7860779	-0,6787068	0	-0,2682122	
(3)	\dot{i}_3	-4,035933	0,7860981	-0,678961	0	-0,2682092	
(2)	\dot{i}_2	-4,035996	0,7861002	-0,679010	0	-0,2682057	
(1)	\dot{i}_1	-4,036003	0,7861004	-0,679018	0	-0,2681830	
Total							0,33063
Agressiva	\dot{i}_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	\dot{i}_4	-4,039008	0,7861971	-0,679327	0	-0,2682529	
(3)	\dot{i}_3	-4,039077	0,7861994	-0,679355	0	-0,2682526	
(2)	\dot{i}_2	-4,039084	0,7861996	-0,679361	0	-0,2682522	
(1)	\dot{i}_1	-4,039084	0,7861996	-0,679362	0	-0,2682496	
Total							0,5952170

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 131
Regra de Política Monetária – Colômbia

PAINEL A: REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA – SEM RETORNOS DAS AÇÕES							
<i>Tipo de Política</i>	<i>Variável de Controle</i>	<i>Coefficientes de G_t</i>				<i>Coefficientes de g_t</i>	<i>Função de Perda (W)</i>
Acomodotícia	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	0,0016759	0,2082036	0	-	0,2416602	
(3)	i_3	0,0015777	0,2082048	0	-	0,2416655	
(2)	i_2	0,0015522	0,2082051	0	-	0,2416689	
(1)	i_1	0,0015456	0,2082052	0	-	0,2416646	
Total							488414,656
Agressiva	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	-0,0036665	0,2082246	0	-	0,2416846	
(3)	i_3	-0,0036665	0,2082246	0	-	0,2416846	
(2)	i_2	-0,0036665	0,2082246	0	-	0,2416846	
(1)	i_1	-0,0036665	0,2082246	0	-	0,2416846	
Total							97695,37

PAINEL B: REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA – COM RETORNOS DAS AÇÕES							
<i>Tipo de Política</i>	<i>Variável de Controle</i>	<i>Coefficientes de G_t</i>				<i>Coefficientes de g_t</i>	<i>Função de Perda (W)</i>
Acomodotícia	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	0,8449462	0,2400702	0	11,40843	0,2786475	
(3)	i_3	0,8441121	-0,2581321	0	11,39881	-0,7389487	
(2)	i_2	0,8418056	0,2253115	0	11,37008	0,1301480	
(1)	i_1	0,8365843	-0,1877573	0	11,30681	-0,2974230	
Total							208524,17
Agressiva	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	0,2740999	0,5946118	0	3,514838	0,6901610	
(3)	i_3	0,4302645	0,5393176	0	6,292503	0,5813715	
(2)	i_2	0,4244227	0,5417440	0	6,182281	0,5947132	
(1)	i_1	0,4210799	0,5431673	0	6,118596	0,6161172	
Total							98808,25

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 132
Regra de Política Monetária – Coréia

PAINEL A: REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA – SEM RETORNOS DAS AÇOES							
<i>Tipo de Política</i>	<i>Variável de Controle</i>	<i>Coefficientes de G_t</i>				<i>Coefficientes de g_t</i>	<i>Função de Perda (W)</i>
Acomodotícia	\dot{i}_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	\dot{i}_4	0,1399979	0,1189478	-10,59622	-	5,879763	
(3)	\dot{i}_3	0,1415351	0,1168073	-10,66083	-	6,049440	
(2)	\dot{i}_2	0,1432981	0,1139177	-10,73962	-	6,643932	
(1)	\dot{i}_1	0,1435450	0,1135201	-10,75057	-	6,172226	
Total							573442,62
Agressiva	\dot{i}_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	\dot{i}_4	0,1630048	0,4621957	-12,46424	-	68,96483	
(3)	\dot{i}_3	0,1629449	0,6069327	-12,45155	-	68,56085	
(2)	\dot{i}_2	0,1629429	0,6078936	-12,45144	-	68,54356	
(1)	\dot{i}_1	0,1629431	0,6078295	-12,45143	-	68,65595	
Total							16901,591

PAINEL B: REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA – COM RETORNOS DAS AÇOES							
<i>Tipo de Política</i>	<i>Variável de Controle</i>	<i>Coefficientes de G_t</i>				<i>Coefficientes de g_t</i>	<i>Função de Perda (W)</i>
Acomodotícia	\dot{i}_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	\dot{i}_4	0,1682675	0,6219746	-131,2687	0	-76,23476	
(3)	\dot{i}_3	0,4603558	0,5424732	-28,01124	0	-2,783211	
(2)	\dot{i}_2	0,2812731	0,3942584	-13,98037	0	-1,945134	
(1)	\dot{i}_1	0,2812156	0,2108517	-13,97578	0	-1,174439	
Total							376852,141
Agressiva	\dot{i}_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	\dot{i}_4	0,1764372	0,1276239	-1,356693	0	-7,878909	
(3)	\dot{i}_3	0,1930978	0,9684909	-1,356693	0	-7,809472	
(2)	\dot{i}_2	0,1931982	0,9735578	-1,356693	0	-7,804392	
(1)	\dot{i}_1	0,1931988	0,9735882	-1,356693	0	-7,901212	
Total							1517871,03

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 133
Regra de Política Monetária – Filipinas

PAINEL A: REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA – SEM RETORNOS DAS AÇÕES							
<i>Tipo de Política</i>	<i>Variável de Controle</i>	<i>Coefficientes de G_t</i>				<i>Coefficientes de g_t</i>	<i>Função de Perda (W)</i>
Acomodotícia	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	0	1,714078	49,10333	-	-5,312601	
(3)	i_3	0,5916816	1,714289	49,11371	-	-5,347621	
(2)	i_2	0,6841111	1,714322	49,11582	-	-5,363226	
(1)	i_1	0,6985495	1,714327	49,11620	-	-5,327436	
Total							1,19136
Agressiva	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	0	1,714078	49,10333	-	-5,312601	
(3)	i_3	0,5316693	1,715973	49,19659	-	-5,497159	
(2)	i_2	0,6144404	1,716268	49,21547	-	-5,571500	
(1)	i_1	0,6273222	1,716314	49,21890	-	-5,342653	
Total							1,090167
PAINEL B: REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA – COM RETORNOS DAS AÇÕES							
<i>Tipo de Política</i>	<i>Variável de Controle</i>	<i>Coefficientes de G_t</i>				<i>Coefficientes de g_t</i>	<i>Função de Perda (W)</i>
Acomodotícia	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	0,2443760	1,485201	56,29252	-	-6,119959	
(3)	i_3	0,2825274	1,485201	56,29252	-	-6,131415	
(2)	i_2	0,2884830	1,485201	56,29252	-	-6,135908	
(1)	i_1	0,2894126	1,485201	56,29252	-	-6,122680	
Total							1,822805
Agressiva	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	0,2190831	1,4852012	56,29252	-	-6,355261	
(3)	i_3	0,2530003	1,4852018	56,29252	-	-6,457355	
(2)	i_2	0,2582469	1,4852018	56,29252	-	-6,497175	
(1)	i_1	0,2590584	1,4852018	56,29252	-	-6,379170	
Total							1,970286

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 134
Regra de Política Monetária – Índia

PAINEL A: REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA – SEM RETORNOS DAS AÇÕES							
<i>Tipo de Política</i>	<i>Variável de Controle</i>	<i>Coefficientes de G_t</i>			<i>Coefficientes de g_t</i>	<i>Função de Perda (W)</i>	
Acomodotícia	\dot{i}_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	\dot{i}_4	1,8268579	3,0308500	0	-	-4,779080	
(3)	\dot{i}_3	1,8268579	3,0308500	0	-	-4,779080	
(2)	\dot{i}_2	1,8268579	3,0308500	0	-	-4,779080	
(1)	\dot{i}_1	1,8268579	3,0308500	0	-	-4,779080	
Total							0,2170643
Agressiva	\dot{i}_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	\dot{i}_4	1,8268579	3,0308500	0	-	-4,779080	
(3)	\dot{i}_3	1,8268579	3,0308500	0	-	-4,779080	
(2)	\dot{i}_2	1,8268579	3,0308500	0	-	-4,779080	
(1)	\dot{i}_1	1,8268579	3,0308500	0	-	-4,779080	
Total							0,1560745

PAINEL B: REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA – COM RETORNOS DAS AÇÕES							
<i>Tipo de Política</i>	<i>Variável de Controle</i>	<i>Coefficientes de G_t</i>			<i>Coefficientes de g_t</i>	<i>Função de Perda (W)</i>	
Acomodotícia	\dot{i}_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	\dot{i}_4	1,9014866	3,0308500	0	0	-4,779080	
(3)	\dot{i}_3	1,8268579	3,0308500	0	0	-4,779080	
(2)	\dot{i}_2	1,8268579	3,0308500	0	0	-4,779080	
(1)	\dot{i}_1	1,8268579	3,0308500	0	0	-4,779080	
Total							0,2441437
Agressiva	\dot{i}_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	\dot{i}_4	1,9014866	3,0308500	0	0	-4,779080	
(3)	\dot{i}_3	1,9014866	3,0308500	0	0	-4,779080	
(2)	\dot{i}_2	1,9014866	3,0308500	0	0	-4,779080	
(1)	\dot{i}_1	1,9014866	3,0308500	0	0	-4,779080	
Total							0,2691441

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 135
Regra de Política Monetária – Indonésia

PAINEL A: REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA – SEM RETORNOS DAS AÇÕES							
<i>Tipo de Política</i>	<i>Variável de Controle</i>	<i>Coefficientes de G_t</i>				<i>Coefficientes de g_t</i>	<i>Função de Perda (W)</i>
Acomodotícia	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	0,1635076	0,184829	0	-	15,88592	
(3)	i_3	0,1635076	0,184829	0	-	15,88592	
(2)	i_2	0,1635076	0,184829	0	-	15,88592	
(1)	i_1	0,1635076	0,184829	0	-	15,88592	
Total							0,716605
Agressiva	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	0,2443760	0,531788	0	-	15,79182	
(3)	i_3	0,2443760	0,531788	0	-	15,79182	
(2)	i_2	0,2443760	0,531788	0	-	15,79182	
(1)	i_1	0,2443760	0,531788	0	-	15,79182	
Total							0,535884

PAINEL B: REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA – COM RETORNOS DAS AÇÕES							
<i>Tipo de Política</i>	<i>Variável de Controle</i>	<i>Coefficientes de G_t</i>				<i>Coefficientes de g_t</i>	<i>Função de Perda (W)</i>
Acomodotícia	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	0,1644217	1,959501	0	15,00479	16,12908	
(3)	i_3	0,1644217	1,959501	0	15,00479	16,12908	
(2)	i_2	0,1644217	1,959501	0	15,00479	16,12908	
(1)	i_1	0,1644217	1,959501	0	15,00479	16,12908	
Total							0,503425
Agressiva	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	0,4818401	2,1396531	0	43,97174	0,466849	
(3)	i_3	0,2889349	2,9050294	0	24,24630	1,147266	
(2)	i_2	0,2238315	5,3008759	0	17,65941	0,971681	
(1)	i_1	0,2118616	4,6009088	0	16,44656	1,174289	
Total							2,21303

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 136
Regra de Política Monetária – Israel

PAINEL A: REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA – SEM RETORNOS DAS AÇÕES							
<i>Tipo de Política</i>	<i>Variável de Controle</i>	<i>Coefficientes de G_t</i>				<i>Coefficientes de g_t</i>	<i>Função de Perda (W)</i>
Acomodotícia	\dot{i}_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	\dot{i}_4	2,0885369	0,3669391	0	-	0,3393982	
(3)	\dot{i}_3	2,1175003	0,3299713	0	-	0,5749319	
(2)	\dot{i}_2	2,1208428	0,3257050	0	-	0,6569351	
(1)	\dot{i}_1	2,1212279	0,3252135	0	-	0,4067738	
Total							0,908013
Agressiva	\dot{i}_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	\dot{i}_4	1,0612683	1,6781065	0	-	-2,286840	
(3)	\dot{i}_3	1,1555984	1,5577070	0	-	-1,676250	
(2)	\dot{i}_2	1,1768753	1,5305500	0	-	-1,363629	
(1)	\dot{i}_1	1,1816373	1,5244721	0	-	-1,944381	
Total							1,163097
PAINEL B: REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA – COM RETORNOS DAS AÇÕES							
<i>Tipo de Política</i>	<i>Variável de Controle</i>	<i>Coefficientes de G_t</i>				<i>Coefficientes de g_t</i>	<i>Função de Perda (W)</i>
Acomodotícia	\dot{i}_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	\dot{i}_4	0,3430070	0,2427234	0	0	-0,264408	
(3)	\dot{i}_3	0,3876936	0,2290882	0	0	-0,163311	
(2)	\dot{i}_2	0,4003281	0,2252331	0	0	-0,102448	
(1)	\dot{i}_1	0,4038671	0,2241532	0	0	-0,188924	
Total							1,921899
Agressiva	\dot{i}_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	\dot{i}_4	0,1136113	0,7235572	0	0	0,3304132	
(3)	\dot{i}_3	0,1136364	0,6468877	0	0	0,3724517	
(2)	\dot{i}_2	0,1136388	0,6398063	0	0	0,3852387	
(1)	\dot{i}_1	0,1136390	0,6391522	0	0	0,3368529	
Total							0,7829738

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 137
Regra de Política Monetária – Malásia

PAINEL A: REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA – SEM RETORNOS DAS AÇÕES							
<i>Tipo de Política</i>	<i>Variável de Controle</i>	<i>Coefficientes de G_t</i>				<i>Coefficientes de g_t</i>	<i>Função de Perda (W)</i>
Acomodotícia	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	0,4037069	0,334303	-0,106358	-	-0,316515	
(3)	i_3	0,4040322	0,308410	-0,106507	-	-0,270169	
(2)	i_2	0,4041039	0,302410	-0,106550	-	-0,249874	
(1)	i_1	0,4041209	0,300946	-0,106561	-	-0,319983	
Total							0,543376
Agressiva	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	0,3710900	0,273829	-0,977651	-	-0,259259	
(3)	i_3	0,3735761	0,254082	-0,988932	-	-0,224316	
(2)	i_2	0,3741511	0,249289	-0,992292	-	-0,208508	
(1)	i_1	0,3742929	0,248070	-0,993243	-	-0,260886	
Total							0,944472

PAINEL B: REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA – COM RETORNOS DAS AÇÕES							
<i>Tipo de Política</i>	<i>Variável de Controle</i>	<i>Coefficientes de G_t</i>				<i>Coefficientes de g_t</i>	<i>Função de Perda (W)</i>
Acomodotícia	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	0,1312497	1,168119	-0,321603	2,290661	-0,106701	
(3)	i_3	0,1808704	1,168119	-0,321603	2,290661	-0,172308	
(2)	i_2	0,1996284	1,168119	-0,321603	2,290661	-0,212637	
(1)	i_1	0,2067192	1,168119	-0,321603	2,290661	-0,199218	
Total							91,9304
Agressiva	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	0,1179549	1,1681194	-0,321603	2,290661	-0,958982	
(3)	i_3	0,1623970	1,1681194	-0,321603	2,290661	-0,154685	
(2)	i_2	0,1791274	1,1681194	-0,321603	2,290661	-0,190715	
(1)	i_1	0,1854237	1,1681194	-0,321603	2,290661	-0,178574	
Total							18,00778

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 138
Regra de Política Monetária – México

PAINEL A: REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA – SEM RETORNOS DAS AÇÕES							
<i>Tipo de Política</i>	<i>Variável de Controle</i>	<i>Coefficientes de G_t</i>			<i>Coefficientes de g_t</i>	<i>Função de Perda (W)</i>	
Acomodotícia	\hat{i}_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	\hat{i}_4	0,1892239	1,0038678	-25,08827	-	-54,98485	
(3)	\hat{i}_3	0,3090313	1,0038624	-25,08816	-	-54,98387	
(2)	\hat{i}_2	0,3476564	1,0038603	-25,08811	-	-54,98312	
(1)	\hat{i}_1	0,3610712	1,0038594	-25,08810	-	-54,98286	
Total							2230,664
Agressiva	\hat{i}_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	\hat{i}_4	0,169957	1,0016407	-25,03261	-	-54,87927	
(3)	\hat{i}_3	0,922086	1,0017700	-25,02691	-	-54,97693	
(2)	\hat{i}_2	0,148177	1,0008919	-25,00353	-	-54,79798	
(1)	\hat{i}_1	0,112969	1,0008411	-24,99712	-	-54,97584	
Total							4131,053

PAINEL B: REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA – COM RETORNOS DAS AÇÕES							
<i>Tipo de Política</i>	<i>Variável de Controle</i>	<i>Coefficientes de G_t</i>			<i>Coefficientes de g_t</i>	<i>Função de Perda (W)</i>	
Acomodotícia	\hat{i}_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	\hat{i}_4	0,1704543	0,8608517	-20,4005	0	-44,72755	
(3)	\hat{i}_3	0,2519587	0,8426041	-20,0569	0	-43,18605	
(2)	\hat{i}_2	0,2795626	0,8354220	-19,92829	0	-42,16753	
(1)	\hat{i}_1	0,2911284	0,8322557	-19,87244	0	-42,32495	
Total							3149,671
Agressiva	\hat{i}_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	\hat{i}_4	0,1487764	0,8826677	-20,91758	0	-45,84544	
(3)	\hat{i}_3	0,2184764	0,8826387	-20,91703	0	-45,83995	
(2)	\hat{i}_2	0,2291959	0,8826335	-20,91694	0	-45,83798	
(1)	\hat{i}_1	0,2293854	0,8826334	-20,91694	0	-45,83808	
Total							1414,567

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 139
Regra de Política Monetária – Peru

PAINEL A: REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA – SEM RETORNOS DAS AÇÕES							
<i>Tipo de Política</i>	<i>Variável de Controle</i>	<i>Coefficientes de G_t</i>				<i>Coefficientes de g_t</i>	<i>Função de Perda (W)</i>
Acomodotícia	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	1,7491679	1,025174	0	-	-0,5112525	
(3)	i_3	1,7491679	1,195862	0	-	-0,5958866	
(2)	i_2	1,7491679	1,217879	0	-	-0,6066315	
(1)	i_1	1,7491679	1,220616	0	-	-0,2190720	
Total							0,539713
Agressiva	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	1,749167	1,721064	0	-	-0,8582914	
(3)	i_3	1,749167	1,732618	0	-	-0,8638764	
(2)	i_2	1,749167	1,732690	0	-	-0,8638973	
(1)	i_1	1,749167	1,732691	0	-	-0,7375393	
Total							0,876864
PAINEL B: REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA – COM RETORNOS DAS AÇÕES							
<i>Tipo de Política</i>	<i>Variável de Controle</i>	<i>Coefficientes de G_t</i>				<i>Coefficientes de g_t</i>	<i>Função de Perda (W)</i>
Acomodotícia	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	1,6711002	1,096943	0	0	-0,4834562	
(3)	i_3	1,6711002	1,130844	0	0	-0,5634889	
(2)	i_2	1,6711002	1,151664	0	0	-0,5736495	
(1)	i_1	1,6711002	1,154252	0	0	-0,2054221	
Total							0,522370
Agressiva	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	1,6710999	1,6274920	0	0	-0,811626	
(3)	i_3	1,6710999	1,6384177	0	0	-0,816908	
(2)	i_2	1,6710999	1,6384857	0	0	-0,816927	
(1)	i_1	1,6710999	1,6384861	0	0	-0,696874	
Total							0,877197

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 140
Regra de Política Monetária – Polônia

PAINEL A: REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA – SEM RETORNOS DAS AÇÕES							
<i>Tipo de Política</i>	<i>Variável de Controle</i>	<i>Coefficientes de G_t</i>			<i>Coefficientes de g_t</i>	<i>Função de Perda (W)</i>	
Acomodotícia	\dot{i}_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	\dot{i}_4	0,5694098	0,8633185	0	-	-0,6341991	
(3)	\dot{i}_3	0,5099919	0,8643070	0	-	-0,6280987	
(2)	\dot{i}_2	0,4873354	0,8646840	0	-	-0,6215561	
(1)	\dot{i}_1	0,4786970	0,8648277	0	-	-0,6198671	
Total							9,442497
Agressiva	\dot{i}_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	\dot{i}_4	2,861524	2,996915	0	-	-0,220155	
(3)	\dot{i}_3	2,817367	3,052418	0	-	-0,189720	
(2)	\dot{i}_2	2,796616	3,078501	0	-	-0,151762	
(1)	\dot{i}_1	2,786867	3,090754	0	-	-0,137338	
Total							4,571463

PAINEL B: REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA – COM RETORNOS DAS AÇÕES							
<i>Tipo de Política</i>	<i>Variável de Controle</i>	<i>Coefficientes de G_t</i>			<i>Coefficientes de g_t</i>	<i>Função de Perda (W)</i>	
Acomodotícia	\dot{i}_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	\dot{i}_4	0,5694098	0,8633185	0	0	-0,634199	
(3)	\dot{i}_3	0,5099919	0,8643070	0	0	-0,628098	
(2)	\dot{i}_2	0,4873354	0,8646840	0	0	-0,621556	
(1)	\dot{i}_1	0,4786970	0,8648277	0	0	-0,619867	
Total							9,442497
Agressiva	\dot{i}_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	\dot{i}_4	4,664223	4,369186	0	0	-0,320963	
(3)	\dot{i}_3	4,821001	3,191434	0	0	-0,922687	
(2)	\dot{i}_2	4,902646	2,578099	0	0	-1,731536	
(1)	\dot{i}_1	4,944860	2,260983	0	0	-2,091999	
Total							0,5704694

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 141

Regra de Política Monetária – República Tcheca

PAINEL A: REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA – SEM RETORNOS DAS AÇÕES							
Tipo de Política	Variável de Controle	Coeficientes de G_t			Coeficientes de g_t	Função de Perda (W)	
Acomodotícia	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	0,5495176	0,722145	0	-	0,9949345	
(3)	i_3	0,5167025	1,038415	0	-	0,8421721	
(2)	i_2	0,4973139	1,225281	0	-	0,6810800	
(1)	i_1	0,4863158	1,331279	0	-	0,7467550	
Total							74,64071
Agressiva	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	0,898181	0,615125	0	-	1,1137219	
(3)	i_3	0,139251	0,609996	0	-	1,0909597	
(2)	i_2	0,176852	0,606095	0	-	1,0619187	
(1)	i_1	0,205223	0,603151	0	-	1,0642434	
Total							20,74512
PAINEL B: REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA – COM RETORNOS DAS AÇÕES							
Tipo de Política	Variável de Controle	Coeficientes de G_t			Coeficientes de g_t	Função de Perda (W)	
Acomodotícia	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	0,5585591	0,679338	0	0	1,011305	
(3)	i_3	0,5290966	0,983126	0	0	0,874693	
(2)	i_2	0,5112413	1,167230	0	0	0,727832	
(1)	i_1	0,5008155	1,274729	0	0	0,782361	
Total							77,02595
Agressiva	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	0,2922635	1,1354281	0	0	2,055760	
(3)	i_3	0,4412038	1,1079141	0	0	1,931652	
(2)	i_2	0,5452689	1,0886898	0	0	1,783216	
(1)	i_1	0,6164855	1,0755337	0	0	1,811436	
Total							16,82238

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 142
Regra de Política Monetária – Rússia

PAINEL A: REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA – SEM RETORNOS DAS AÇÕES							
<i>Tipo de Política</i>	<i>Variável de Controle</i>	<i>Coefficientes de G_t</i>			<i>Coefficientes de g_t</i>		<i>Função de Perda (W)</i>
Acomodotícia	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	0,1792684	1,4587761	0	-	-0,1054500	
(3)	i_3	0,3087457	1,4587761	0	-	-0,1950515	
(2)	i_2	0,4022438	1,4587761	0	-	-0,2711755	
(1)	i_1	0,4697521	1,4587761	0	-	-0,5802751	
Total							0,350546
Agressiva	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	0,161157	1,4587761	0	-	-0,947967	
(3)	i_3	0,277193	1,4587761	0	-	-0,175110	
(2)	i_2	0,360607	1,4587761	0	-	-0,243065	
(1)	i_1	0,420502	1,4587761	0	-	-0,518483	
Total							0,306440

PAINEL B: REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA – COM RETORNOS DAS AÇÕES							
<i>Tipo de Política</i>	<i>Variável de Controle</i>	<i>Coefficientes de G_t</i>			<i>Coefficientes de g_t</i>		<i>Função de Perda (W)</i>
Acomodotícia	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	0,4218359	3,2528011	0	0,1754838	67,24096	
(3)	i_3	0,7265068	3,2528011	0	0,1754838	67,21988	
(2)	i_2	0,9465163	3,2528011	0	0,1754838	67,20197	
(1)	i_1	0,1105369	3,2528011	0	0,1754836	67,25043	
Total							23,50406
Agressiva	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	0,3792193	3,252801	0	0,1754838	67,04271	
(3)	i_3	0,6522615	3,252801	0	0,1754838	66,85373	
(2)	i_2	0,8485425	3,252801	0	0,1754838	66,69382	
(1)	i_1	0,9894809	3,252801	0	0,1754838	67,12866	
Total							47,09628

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 143
Regra de Política Monetária – Sri Lanka

PAINEL A: REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA – SEM RETORNOS DAS AÇOES							
<i>Tipo de Política</i>	<i>Variável de Controle</i>	<i>Coefficientes de G_t</i>				<i>Coefficientes de g_t</i>	<i>Função de Perda (W)</i>
Acomodotícia	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	0	0	0	-	-15,471420	
(3)	i_3	0	0	0	-	-15,471420	
(2)	i_2	0	0	0	-	-15,471420	
(1)	i_1	0	0	0	-	-15,471420	
Total							6357,946
Agressiva	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	0	0	0	-	-15,471420	
(3)	i_3	0	0	0	-	-15,471420	
(2)	i_2	0	0	0	-	-15,471420	
(1)	i_1	0	0	0	-	-15,471420	
Total							1271,589

PAINEL B: REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA – COM RETORNOS DAS AÇOES							
<i>Tipo de Política</i>	<i>Variável de Controle</i>	<i>Coefficientes de G_t</i>				<i>Coefficientes de g_t</i>	<i>Função de Perda (W)</i>
Acomodotícia	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	0	0	0	0	-15,471420	
(3)	i_3	0	0	0	0	-15,471420	
(2)	i_2	0	0	0	0	-15,471420	
(1)	i_1	0	0	0	0	-15,471420	
Total							2588,864
Agressiva	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	0	0	0	0	-15,471420	
(3)	i_3	0	0	0	0	-15,471420	
(2)	i_2	0	0	0	0	-15,471420	
(1)	i_1	0	0	0	0	-15,471420	
Total							2588,864

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 144
Regra de Política Monetária – Tailândia

PAINEL A: REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA – SEM RETORNOS DAS AÇOES							
<i>Tipo de Política</i>	<i>Variável de Controle</i>	<i>Coefficientes de G_t</i>				<i>Coefficientes de g_t</i>	<i>Função de Perda (W)</i>
Acomodotícia	\dot{i}_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	\dot{i}_4	0,007814	0,1194824	-498,7722	-	6,919417	
(3)	\dot{i}_3	0,007818	0,4201255	-498,7189	-	6,917946	
(2)	\dot{i}_2	0,007818	0,4470137	-498,7117	-	6,917480	
(1)	\dot{i}_1	0,007818	0,4494181	-498,7108	-	6,919272	
Total							246753,80
Agressiva	\dot{i}_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	\dot{i}_4	0,078118	0,1075160	-498,6878	-	6,918877	
(3)	\dot{i}_3	0,078598	0,3735358	-498,2152	-	6,916026	
(2)	\dot{i}_2	0,078627	0,3965243	-498,1532	-	6,915435	
(1)	\dot{i}_1	0,078630	0,3985084	-498,1460	-	6,923048	
Total							352633,97

PAINEL B: REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA – COM RETORNOS DAS AÇOES							
<i>Tipo de Política</i>	<i>Variável de Controle</i>	<i>Coefficientes de G_t</i>				<i>Coefficientes de g_t</i>	<i>Função de Perda (W)</i>
Acomodotícia	\dot{i}_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	\dot{i}_4	0,0771542	0,1179952	-494,3678	0	703,8930	
(3)	\dot{i}_3	0,0771912	0,4148155	-494,3150	0	703,7317	
(2)	\dot{i}_2	0,0771945	0,4413618	-494,3079	0	703,6802	
(1)	\dot{i}_1	0,0771948	0,4437357	-494,3071	0	703,8719	
Total							243622,73
Agressiva	\dot{i}_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	\dot{i}_4	0,0772717	0,1061771	-494,2843	0	703,7744	
(3)	\dot{i}_3	0,0775987	0,3688172	493,8159	0	702,3420	
(2)	\dot{i}_2	0,0776270	0,3915138	-493,7545	0	701,8943	
(1)	\dot{i}_1	0,0776294	0,3934728	-493,7473	0	703,5931	
Total							424079,72

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 145
Regra de Política Monetária – Taiwan

PAINEL A: REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA – SEM RETORNOS DAS AÇÕES							
<i>Tipo de Política</i>	<i>Variável de Controle</i>	<i>Coefficientes de G_t</i>			<i>Coefficientes de g_t</i>	<i>Função de Perda (W)</i>	
Acomodotícia	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	-0,1072911	-0,4375796	0	-	-0,239312	
(3)	i_3	-0,1072925	-0,3387566	0	-	-0,779089	
(2)	i_2	-0,1072928	-0,3132518	0	-	-0,182866	
(1)	i_1	-0,1072929	-0,3066694	0	-	-0,204144	
Total							22137,86
Agressiva	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	-0,1072409	-0,3936379	0	-	-0,215286	
(3)	i_3	-0,1072537	-0,3047521	0	-	-0,701466	
(2)	i_2	-0,1072570	-0,2817979	0	-	-0,163824	
(1)	i_1	-0,1072570	-0,2817979	0	-	-0,183602	
Total							39841,97

PAINEL B: REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA – COM RETORNOS DAS AÇÕES							
<i>Tipo de Política</i>	<i>Variável de Controle</i>	<i>Coefficientes de G_t</i>			<i>Coefficientes de g_t</i>	<i>Função de Perda (W)</i>	
Acomodotícia	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	-0,1088812	0,4429064	0	0	-0,242225	
(3)	i_3	-0,1088826	0,3427491	0	0	-0,786429	
(2)	i_2	-0,1088830	0,3169000	0	0	-0,188513	
(1)	i_1	-0,1088831	0,3102287	0	0	-0,207058	
Total							2811,054
Agressiva	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	-0,1088303	-0,3984297	0	0	-0,2179013	
(3)	i_3	-0,1088433	-0,3079575	0	0	-0,1799147	
(2)	i_2	-0,1088467	-0,2845937	0	0	-0,1789647	
(1)	i_1	-0,1088475	-0,2785604	0	0	-0,1860871	
Total							39918,93

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 146
Regra de Política Monetária – Turquia

PAINEL A: REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA – SEM RETORNOS DAS AÇÕES							
<i>Tipo de Política</i>	<i>Variável de Controle</i>	<i>Coefficientes de G_t</i>				<i>Coefficientes de g_t</i>	<i>Função de Perda (W)</i>
Acomodotícia	\dot{i}_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	\dot{i}_4	0,1257451	0,1326392	-0,331280	-	-0,1255815	
(3)	\dot{i}_3	0,1335395	0,1287475	-0,363919	-	-0,1192490	
(2)	\dot{i}_2	0,1362783	0,1273320	-0,377892	-	-0,1154105	
(1)	\dot{i}_1	0,1372693	0,1268098	-0,383478	-	-0,1241716	
Total							0,330942
Agressiva	\dot{i}_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	\dot{i}_4	0,3707694	0,2486944	-0,976806	-	-0,2354614	
(3)	\dot{i}_3	0,4155009	0,2455264	-0,115709	-	-0,2305128	
(2)	\dot{i}_2	0,4355260	0,2440676	-0,125263	-	-0,2269365	
(1)	\dot{i}_1	0,4446703	0,2433917	-0,129984	-	-0,2333408	
Total							0,3273024

PAINEL B: REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA – COM RETORNOS DAS AÇÕES							
<i>Tipo de Política</i>	<i>Variável de Controle</i>	<i>Coefficientes de G_t</i>				<i>Coefficientes de g_t</i>	<i>Função de Perda (W)</i>
Acomodotícia	\dot{i}_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	\dot{i}_4	15,290880	3,6119814	-0,378125	-0,4457547	-4,907583	
(3)	\dot{i}_3	15,290880	3,7421874	-0,378125	-0,4457547	-5,663675	
(2)	\dot{i}_2	15,290880	3,7467224	-0,378125	-0,4457547	-5,798037	
(1)	\dot{i}_1	15,290880	3,746880	-0,378125	-0,4457547	-4,576182	
Total							0,4406055
Agressiva	\dot{i}_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	\dot{i}_4	15,290880	6,7676747	-0,378125	-0,4457547	-9,195210	
(3)	\dot{i}_3	15,290880	6,7784634	-0,378125	-0,4457547	-9,440385	
(2)	\dot{i}_2	15,290880	6,7784634	-0,378125	-0,4457547	-9,449914	
(1)	\dot{i}_1	15,290880	6,7784634	-0,378125	-0,4457547	-9,008357	
Total							424079,72

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 147
Regra de Política Monetária – Venezuela

PAINEL A: REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA – SEM RETORNOS DAS AÇOES							
<i>Tipo de Política</i>	<i>Variável de Controle</i>	<i>Coefficientes de G_t</i>				<i>Coefficientes de g_t</i>	<i>Função de Perda (W)</i>
Acomodotícia	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	0,3304256	0,2225963	0	-	23,48664	
(3)	i_3	0,3242367	0,2347588	0	-	22,53192	
(2)	i_2	0,3207426	0,2416253	0	-	21,58653	
(1)	i_1	0,3187730	0,2454959	0	-	22,58448	
Total							392,0363
Agressiva	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	0,4292764	0,2601815	0	-	30,46623	
(3)	i_3	0,4288783	0,2673649	0	-	30,43358	
(2)	i_2	0,4286383	0,2716968	0	-	30,40119	
(1)	i_1	0,4286383	0,2716968	0	-	30,43904	
Total							12,87750

PAINEL B: REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA – COM RETORNOS DAS AÇOES							
<i>Tipo de Política</i>	<i>Variável de Controle</i>	<i>Coefficientes de G_t</i>				<i>Coefficientes de g_t</i>	<i>Função de Perda (W)</i>
Acomodotícia	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	0,4779612	0,3057987	0	0	32,21842	
(3)	i_3	0,4779615	0,3057473	0	0	32,21845	
(2)	i_2	0,4779616	0,3057163	0	0	32,21847	
(1)	i_1	0,4779618	0,3056975	0	0	32,21844	
Total							7,371769
Agressiva	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	0,4641495	0,2679912	0	0	31,671543	
(3)	i_3	0,4641520	0,2679474	0	0	31,671492	
(2)	i_2	0,4641536	0,2679209	0	0	31,671693	
(1)	i_1	0,4641545	0,2679049	0	0	31,671450	
Total							12,93205

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 148
Regra de Política Monetária – Painel

PAINEL A: REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA – SEM RETORNOS DAS AÇÕES							
<i>Tipo de Política</i>	<i>Variável de Controle</i>	<i>Coefficientes de G_t</i>				<i>Coefficientes de g_t</i>	<i>Função de Perda (W)</i>
Acomodotícia	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	0,1749510	0,9528441	0	-	6,101685	
(3)	i_3	0,1875287	0,9478989	0	-	6,768457	
(2)	i_2	0,1906866	0,9265714	0	-	7,154845	
(1)	i_1	0,1914745	0,9212498	0	-	6,579256	
Total							271,5090
Agressiva	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	0,4299527	0,2116417	0	-	3,184874	
(3)	i_3	0,4784011	0,2080425	0	-	3,444218	
(2)	i_2	0,4947805	0,2068256	0	-	3,626268	
(1)	i_1	0,5003039	0,2064153	0	-	3,424819	
Total							100,0713
PAINEL B: REGRA DE POLÍTICA MONETÁRIA – COM RETORNOS DAS AÇÕES							
<i>Tipo de Política</i>	<i>Variável de Controle</i>	<i>Coefficientes de G_t</i>				<i>Coefficientes de g_t</i>	<i>Função de Perda (W)</i>
Acomodotícia	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	0,4019710	1,535506	0,7679570	0,6471631	36,43871	
(3)	i_3	0,1312534	0,947033	0,9693621	0,5234262	32,14383	
(2)	i_2	0,2374247	1,470225	0,4545266	0,8320050	48,27960	
(1)	i_1	0,2359348	1,469769	0,4429218	0,8341642	37,11349	
Total							210,9287
Agressiva	i_t	Y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	r_{t-1}	g	W
(4)	i_4	0,8147229	1,691317	0,4731379	0,2266134	8,875297	
(3)	i_3	0,6856297	1,371836	0,5690580	0,1736210	7,163906	
(2)	i_2	0,2464668	1,490928	0,4480977	0,8345638	48,334980	
(1)	i_1	0,2402701	1,477755	0,4425085	0,8339504	38,538679	
Total							865,7390

Fonte: Elaborado pelo autor.

APÊNDICE AB – FUNÇÕES DE REAÇÃO

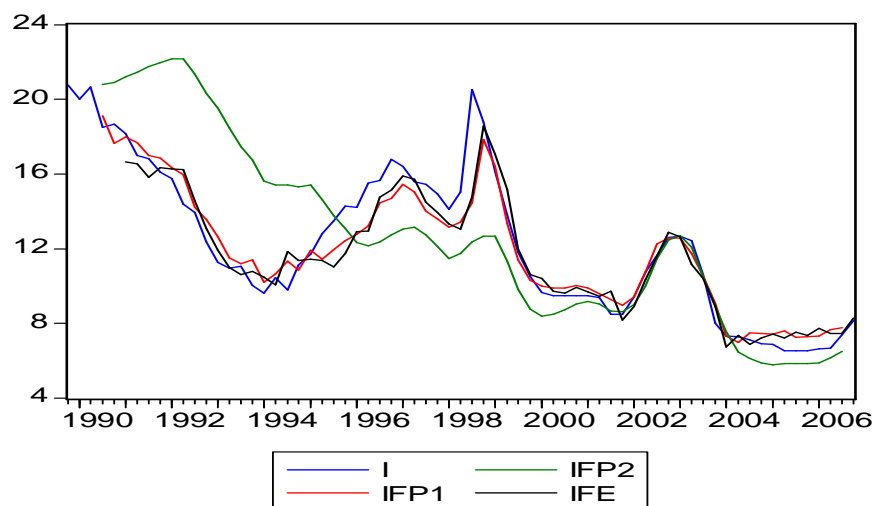


Gráfico 45 - Funções de Reação – África do Sul

Fonte: Elaborado pelo autor.

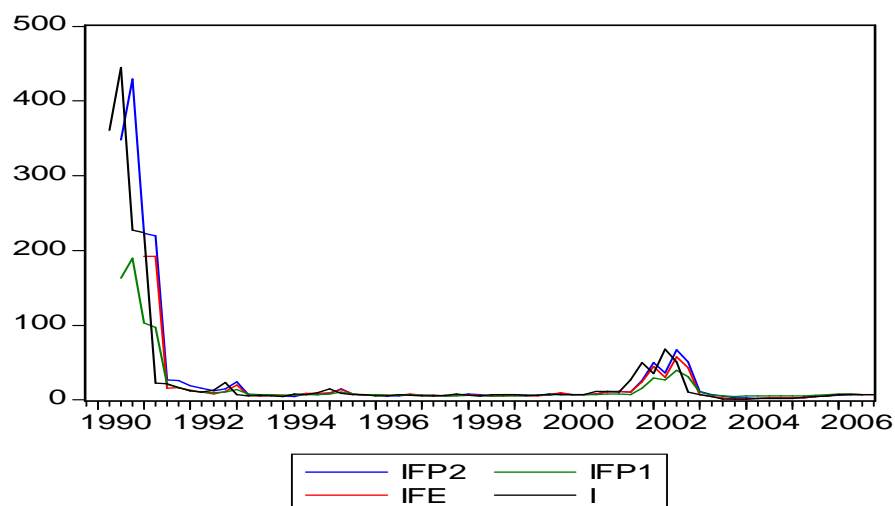


Gráfico 46 - Funções de Reação – Argentina

Fonte: Elaborado pelo autor.

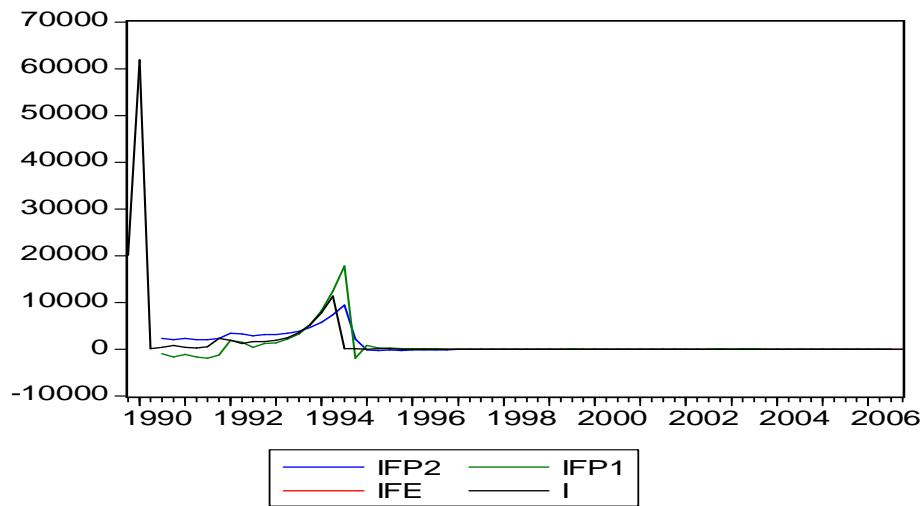


Gráfico 47 - Funções de Reação – Brasil

Fonte: Elaborado pelo autor.

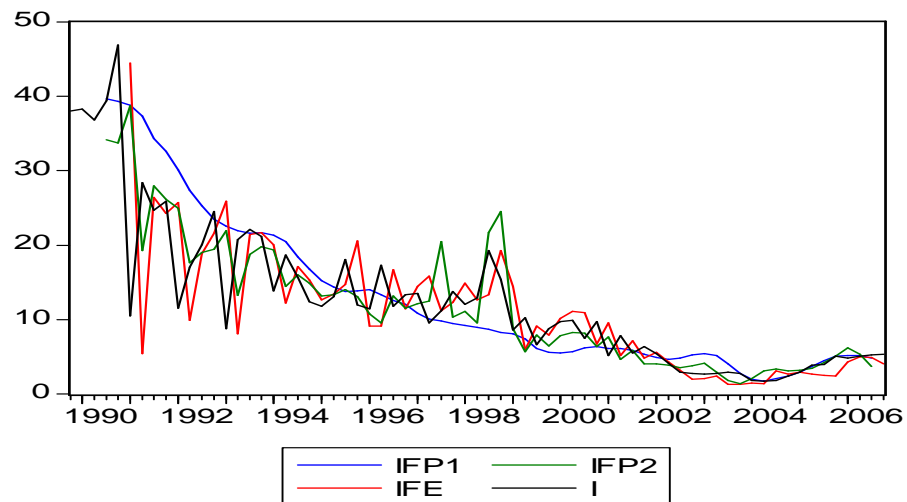


Gráfico 48 - Funções de Reação – Chile

Fonte: Elaborado pelo autor.

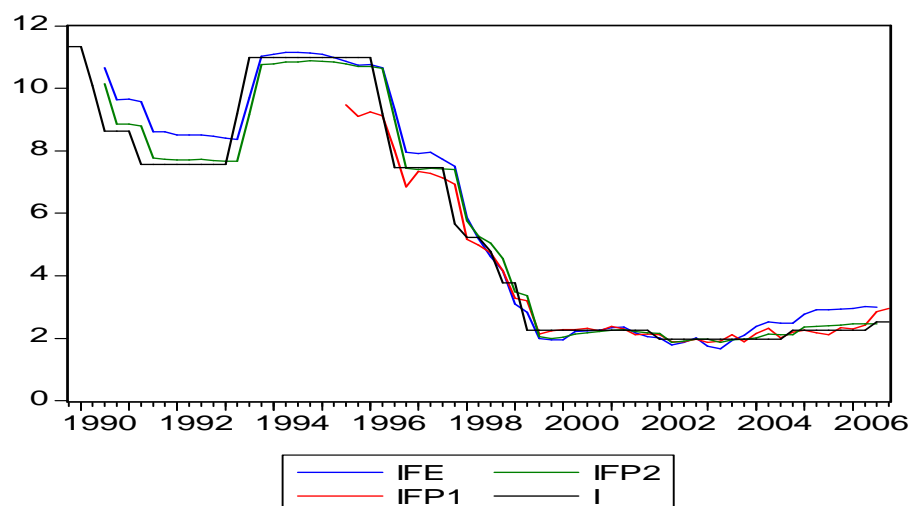


Gráfico 49 - Funções de Reação - China

Fonte: Elaborado pelo autor.

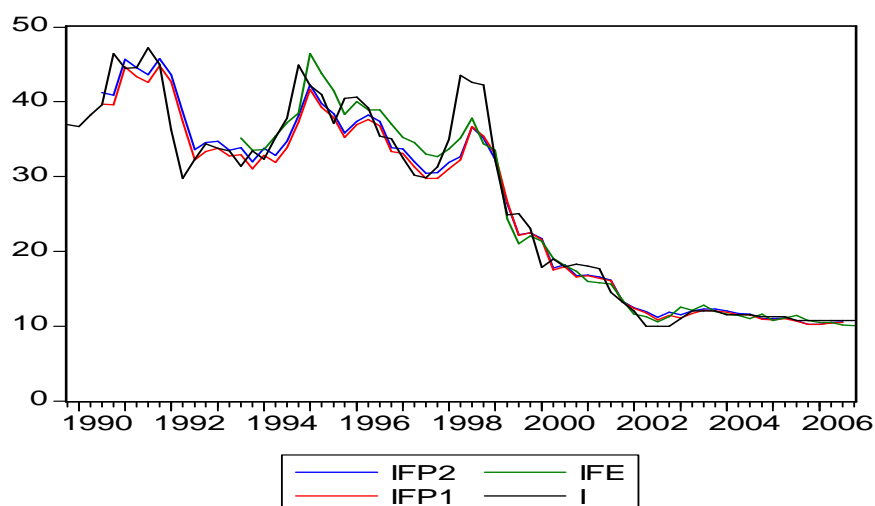


Gráfico 50 - Funções de Reação - Colômbia

Fonte: Elaborado pelo autor.

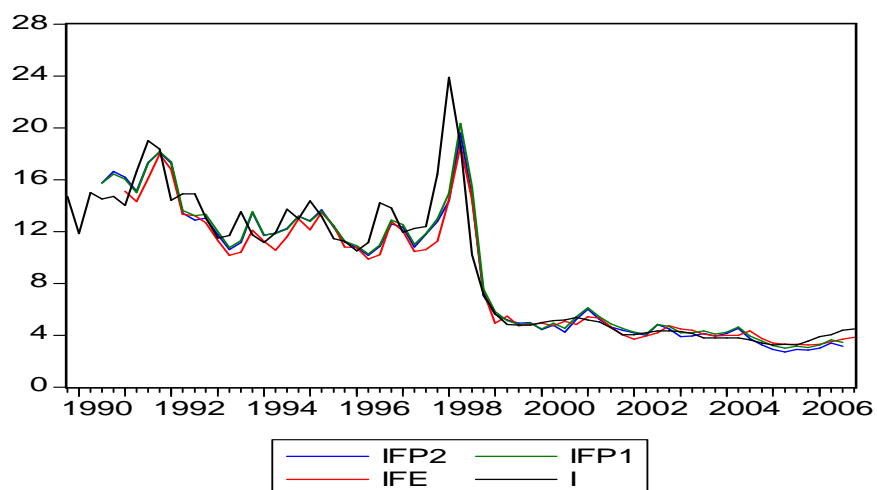


Gráfico 51 - Funções de Reação – Coréia do Sul

Fonte: Elaborado pelo autor.

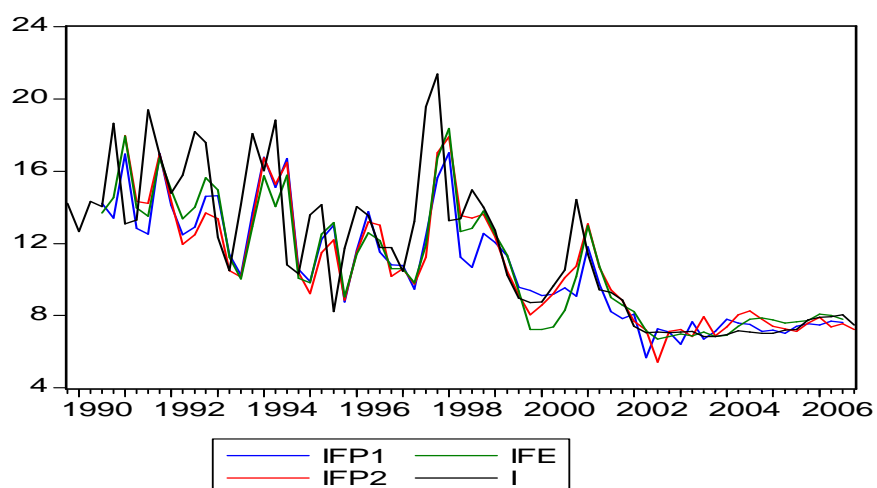


Gráfico 52 - Funções de Reação – Filipinas

Fonte: Elaborado pelo autor.

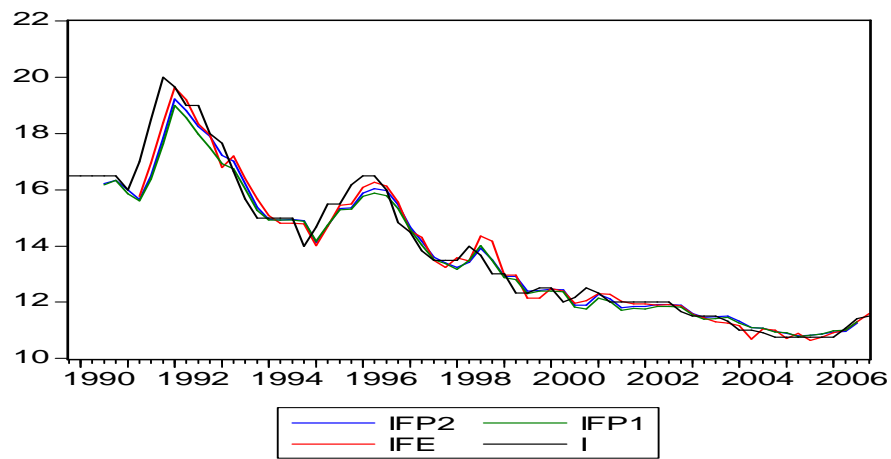


Gráfico 53 - Funções de Reação – Índia

Fonte: Elaborado pelo autor.

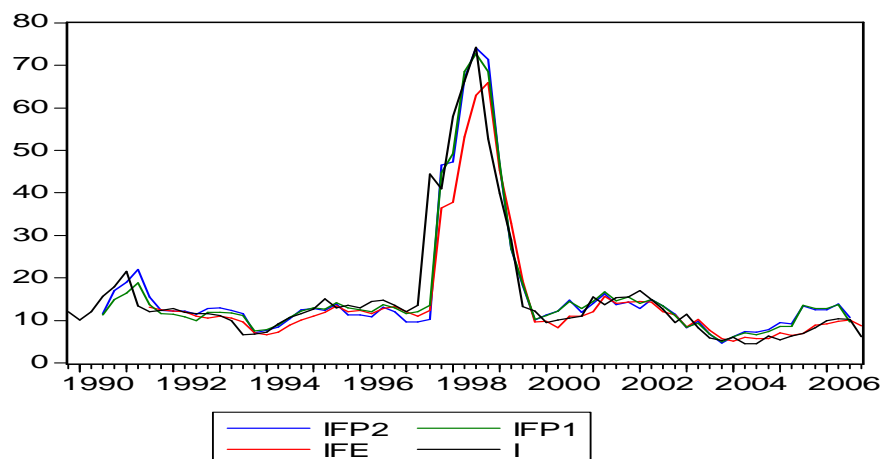


Gráfico 54 - Funções de Reação – Indonésia

Fonte: Elaborado pelo autor.

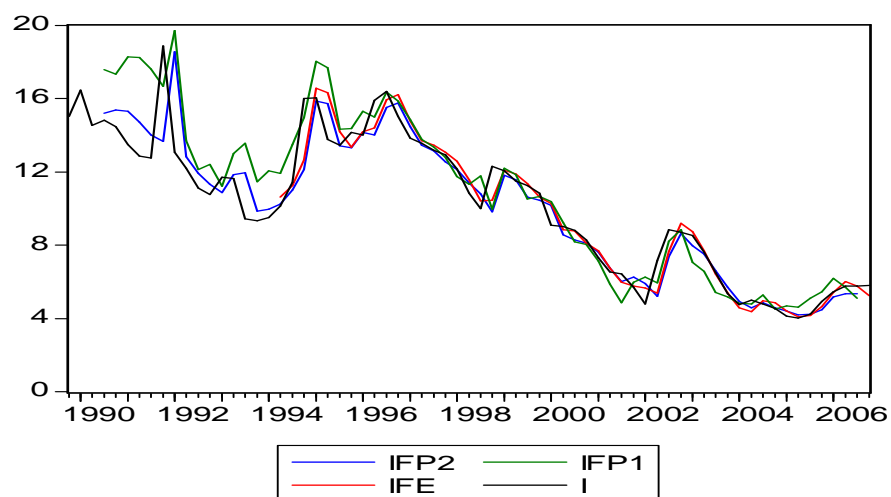


Gráfico 55 - Funções de Reação - Israel

Fonte: Elaborado pelo autor.

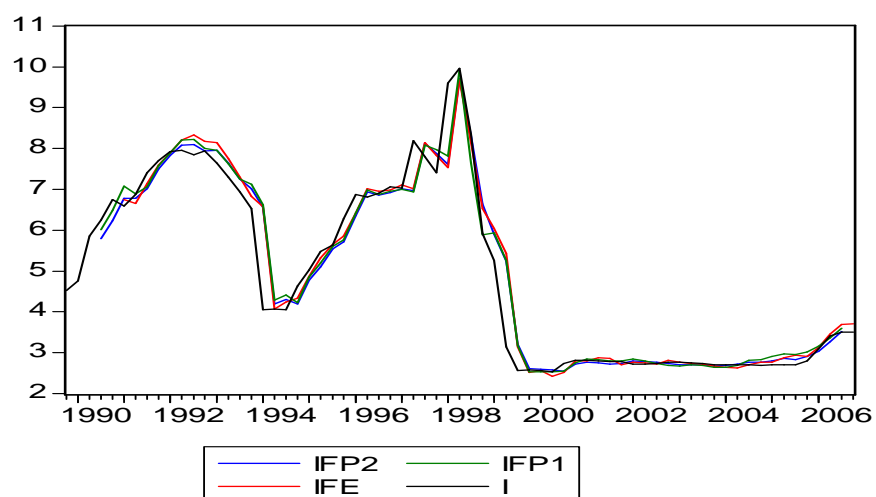


Gráfico 56 - Funções de Reação - Malásia

Fonte: Elaborado pelo autor.

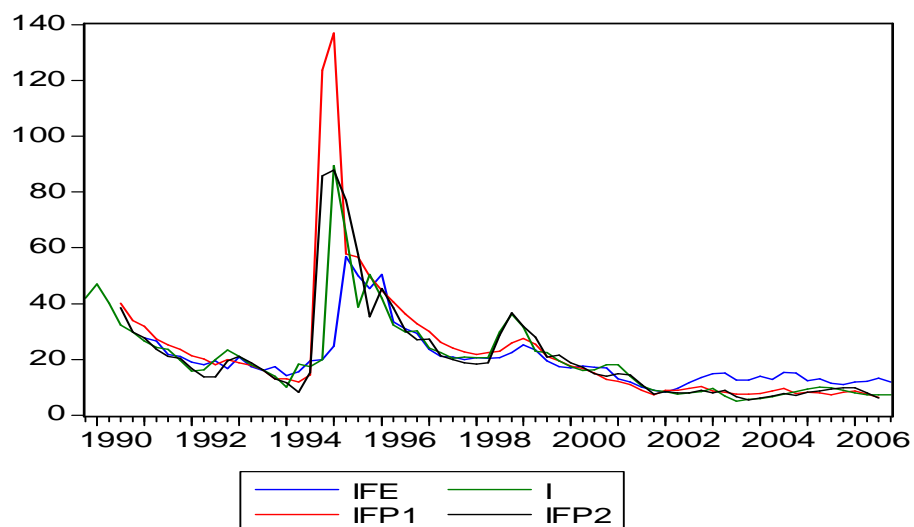


Gráfico 57 - Funções de Reação – México

Fonte: Elaborado pelo autor.

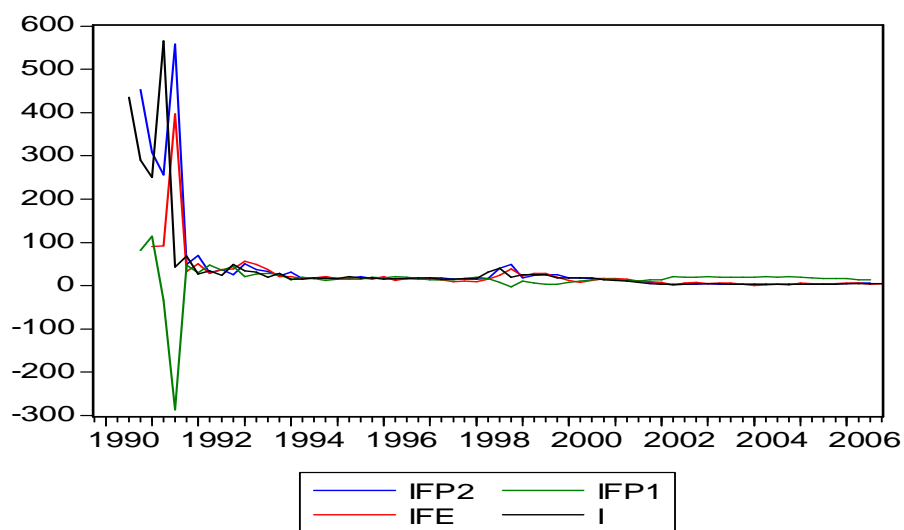


Gráfico 58 - Funções de Reação – Peru

Fonte: Elaborado pelo autor.

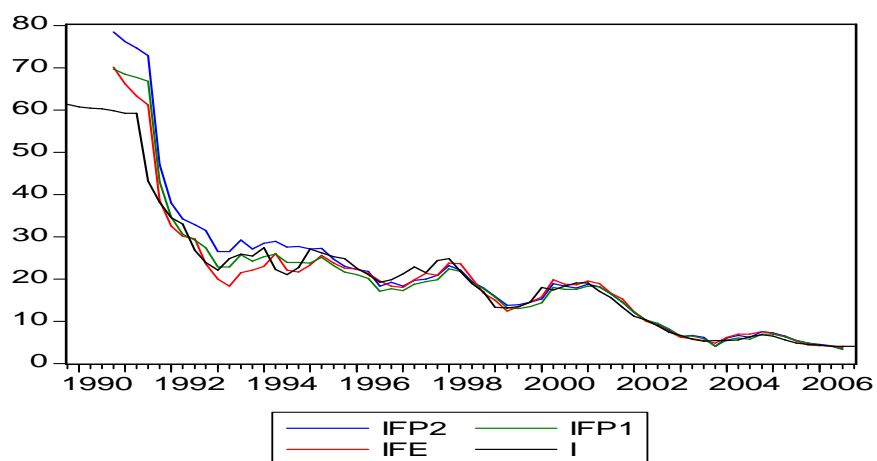


Gráfico 59 - Funções de Reação – Polônia

Fonte: Elaborado pelo autor.

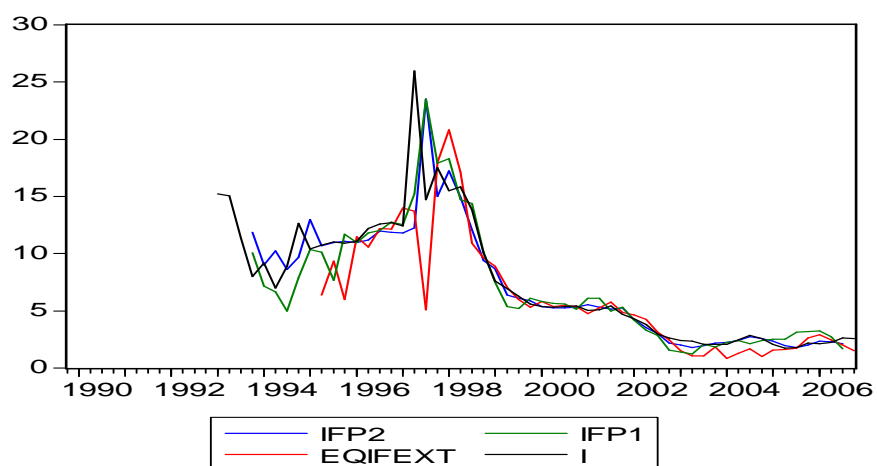


Gráfico 60 - Funções de Reação – República Tcheca

Fonte: Elaborado pelo autor.

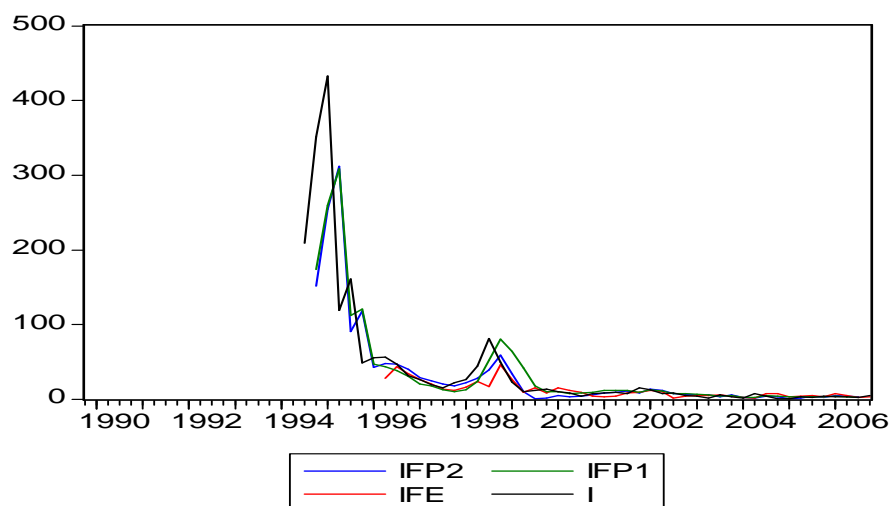


Gráfico 61 - Funções de Reação – Rússia

Fonte: Elaborado pelo autor.

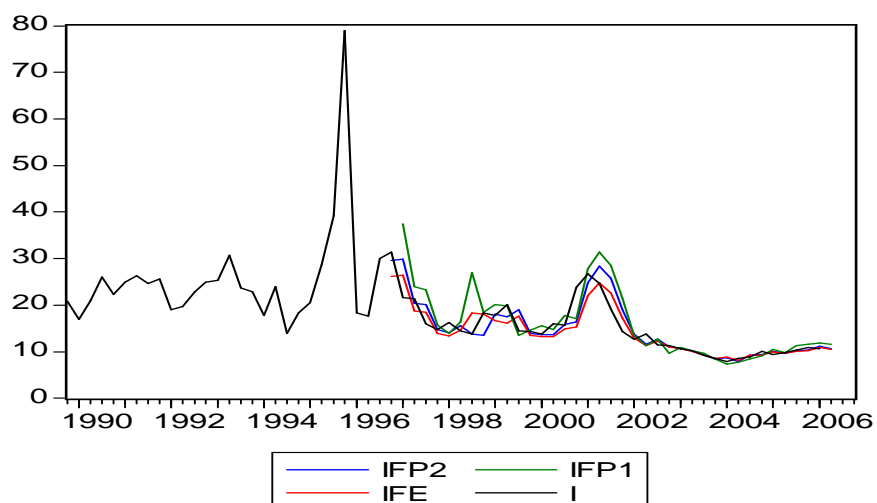


Gráfico 62 - Funções de Reação – Sri Lanka

Fonte: Elaborado pelo autor.

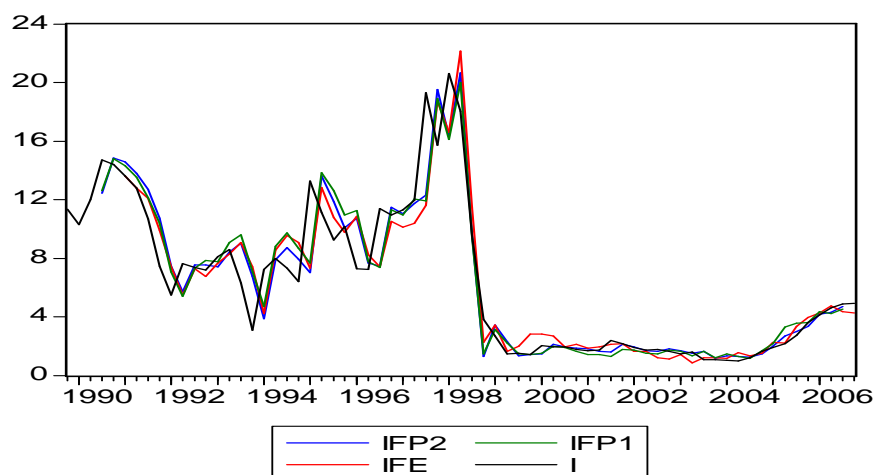


Gráfico 63 - Funções de Reação – Tailândia

Fonte: Elaborado pelo autor.

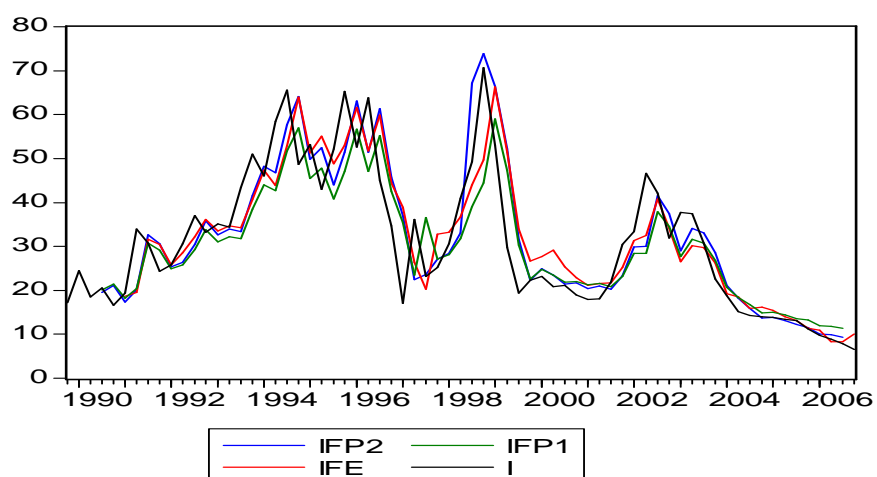


Gráfico 64 - Funções de Reação – Taiwan

Fonte: Elaborado pelo autor.

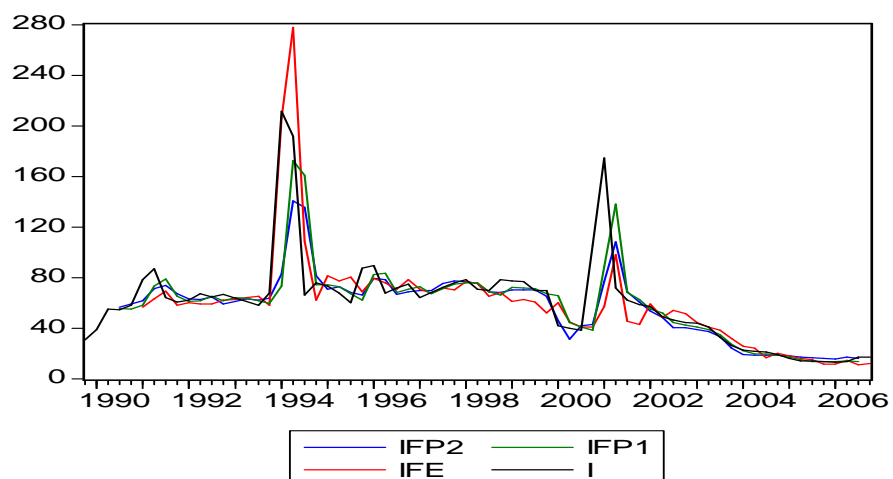


Gráfico 65 - Funções de Reação – Turquia

Fonte: Elaborado pelo autor.

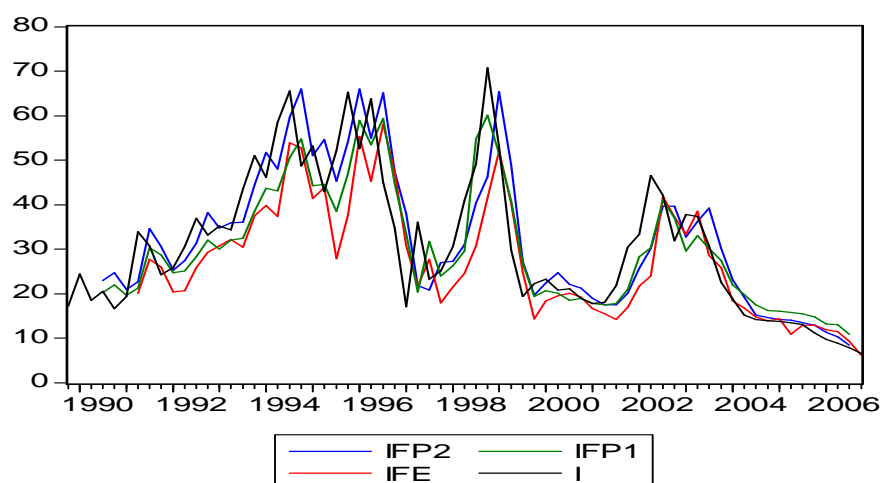


Gráfico 66 - Funções de Reação – Venezuela

Fonte: Elaborado pelo autor.

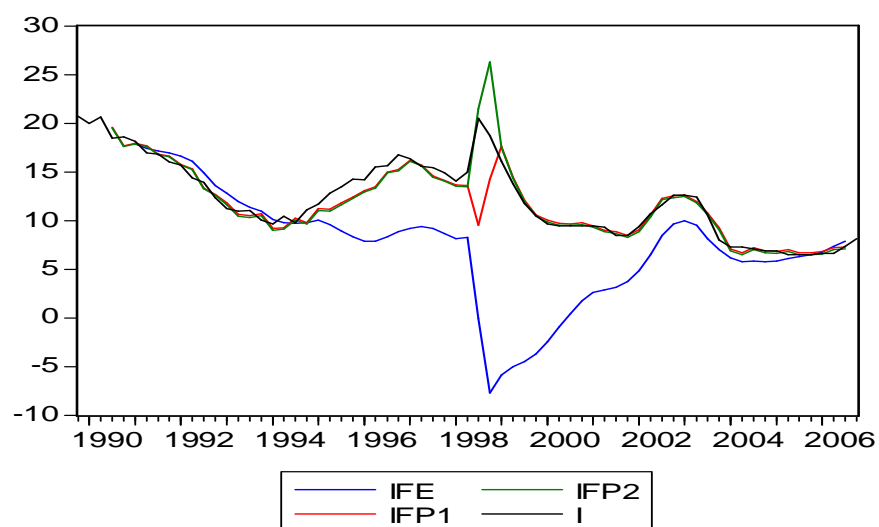


Gráfico 67 - Funções de Reação – África do Sul

Fonte: Elaborado pelo autor.

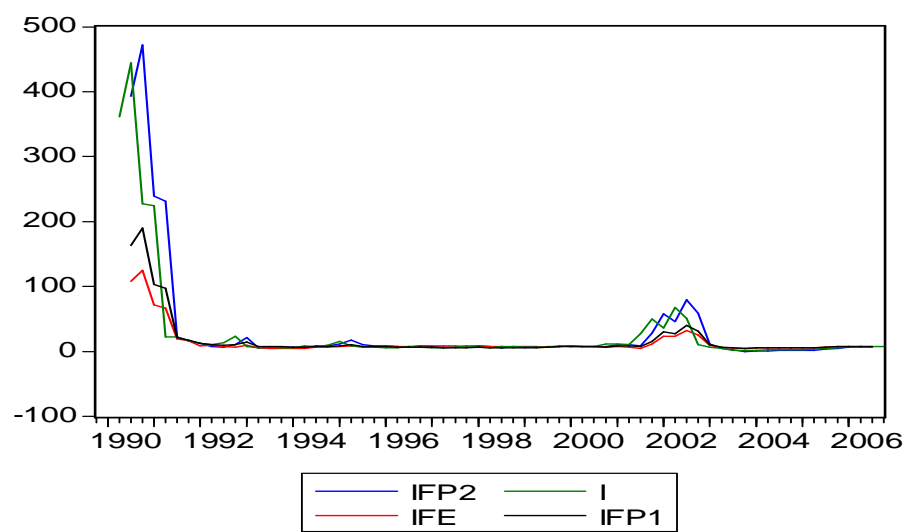


Gráfico 68 - Funções de Reação – Argentina

Fonte: Elaborado pelo autor.

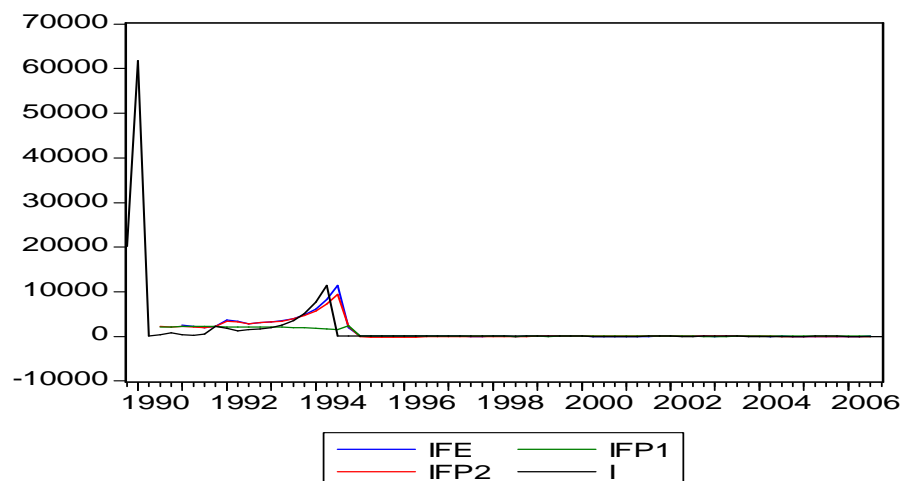


Gráfico 69 - Funções de Reação – Brasil

Fonte: Elaborado pelo autor.

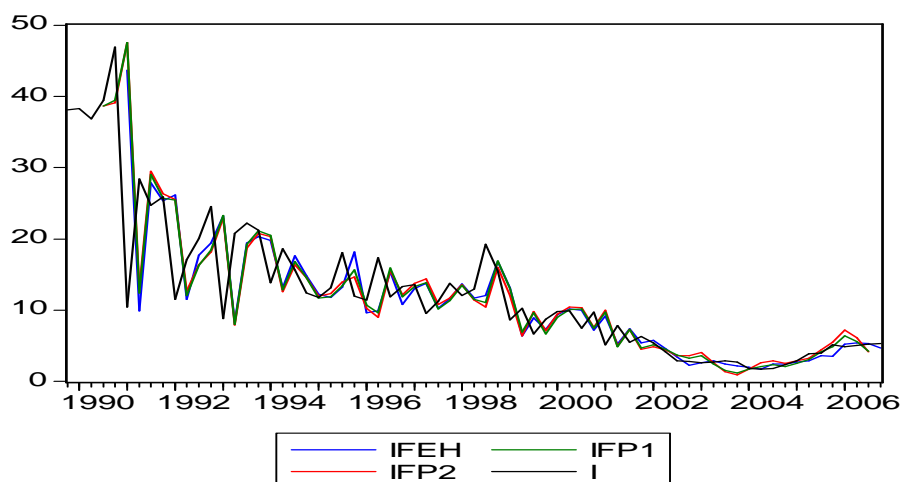


Gráfico 70 - Funções de Reação – Chile

Fonte: Elaborado pelo autor.

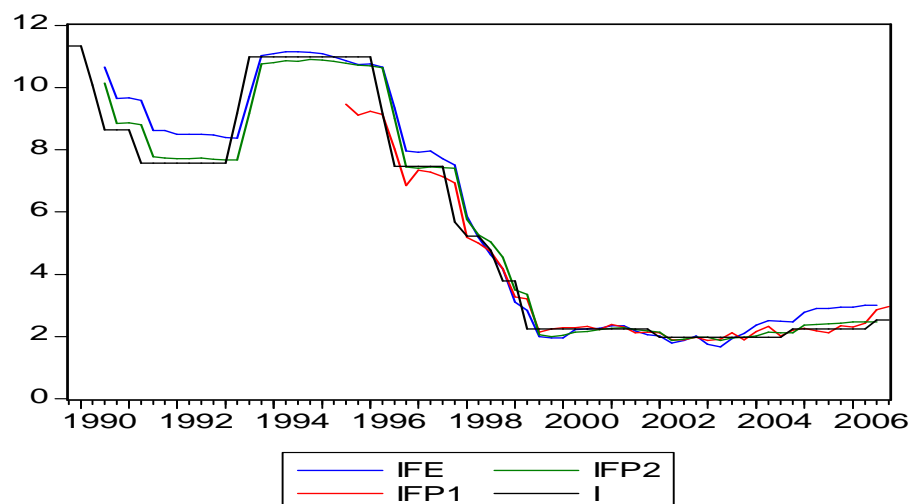


Gráfico 71 - Funções de Reação – China

Fonte: Elaborado pelo autor.

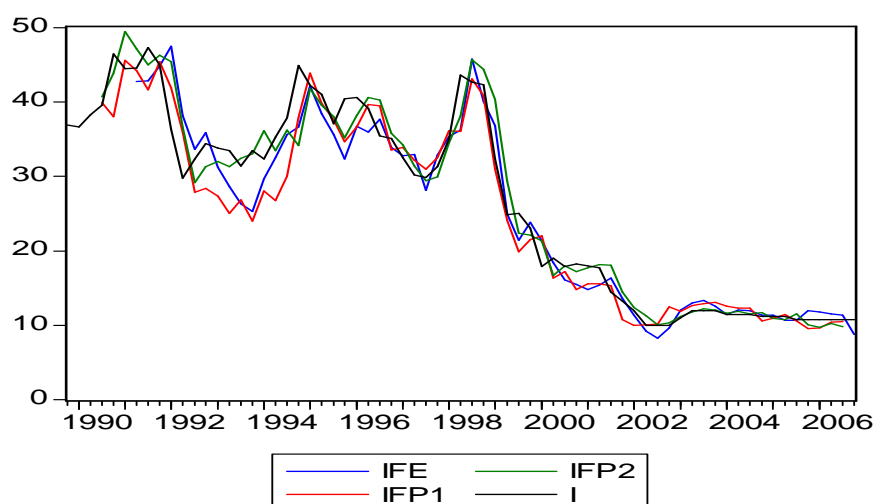


Gráfico 72 - Funções de Reação – Colômbia

Fonte: Elaborado pelo autor.

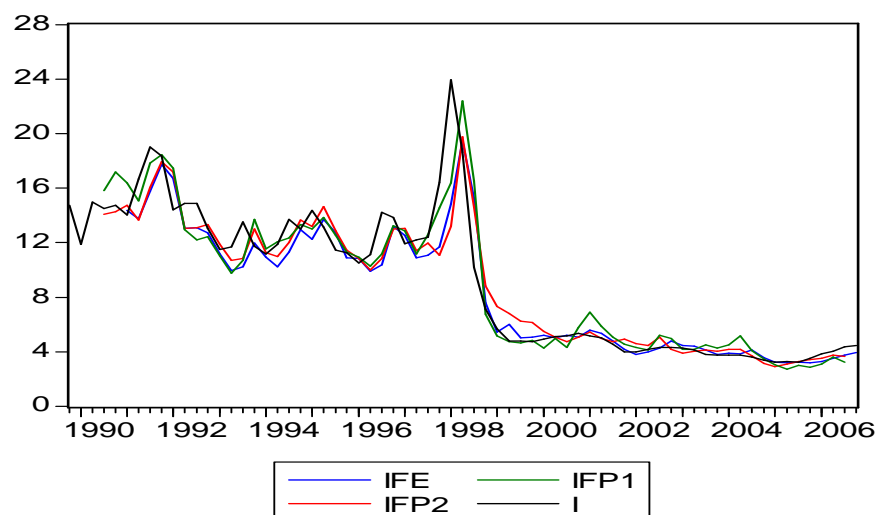


Gráfico 73 - Funções de Reação – Coreia do Sul

Fonte: Elaborado pelo autor.

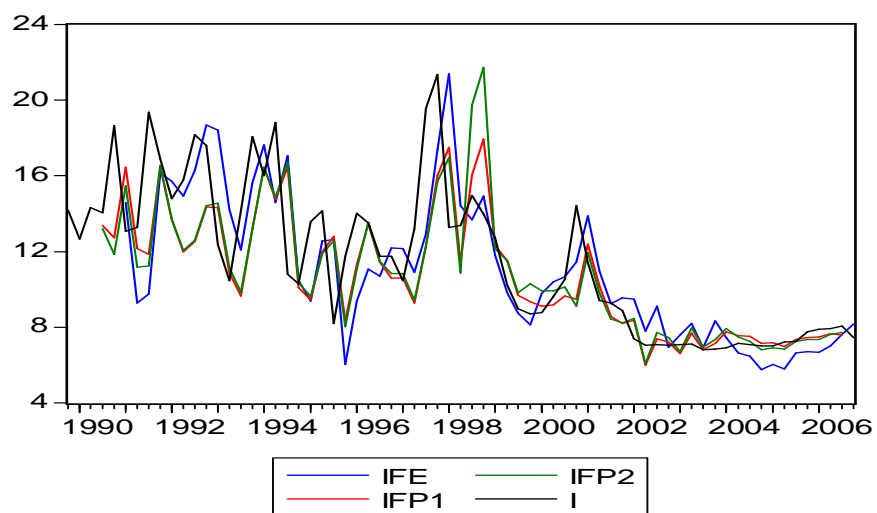


Gráfico 74 - Funções de Reação – Filipinas

Fonte: Elaborado pelo autor.

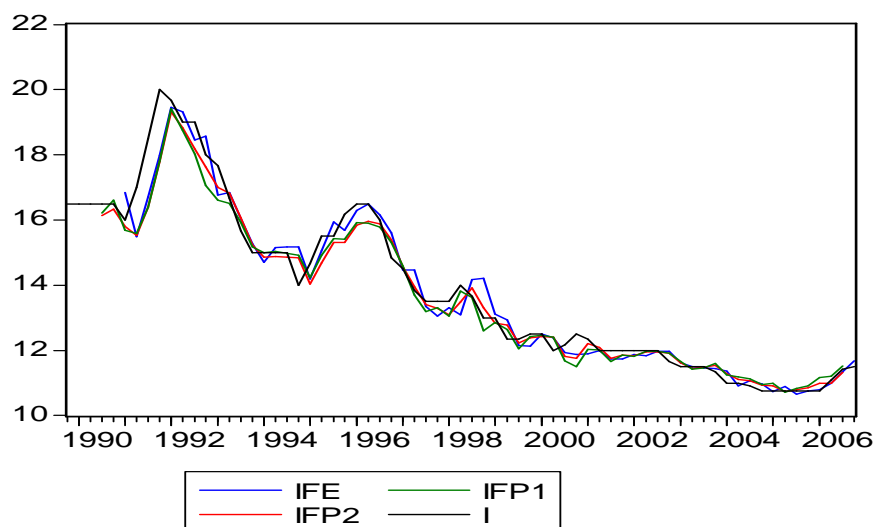


Gráfico 75 - Funções de Reação – Índia

Fonte: Elaborado pelo autor.

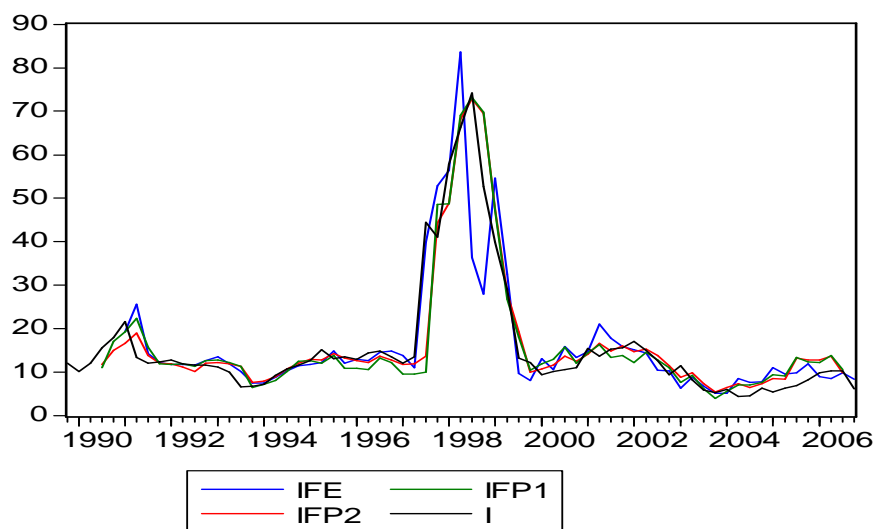


Gráfico 76 - Funções de Reação – Indonésia

Fonte: Elaborado pelo autor.

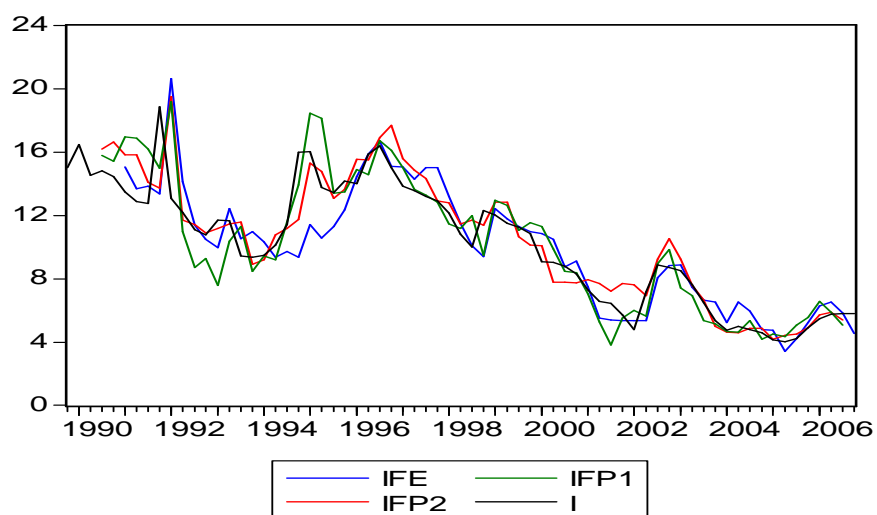


Gráfico 77 - Funções de Reação – Israel

Fonte: Elaborado pelo autor.

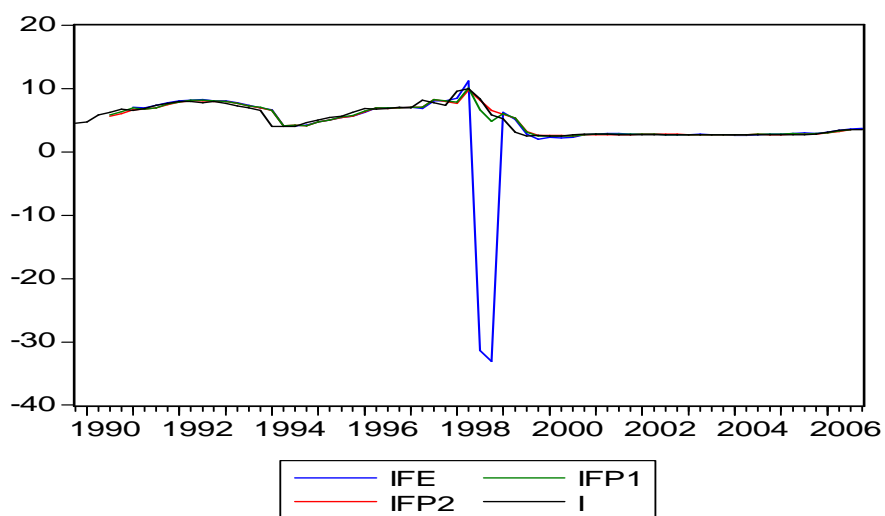


Gráfico 78 - Funções de Reação – Malásia

Fonte: Elaborado pelo autor.

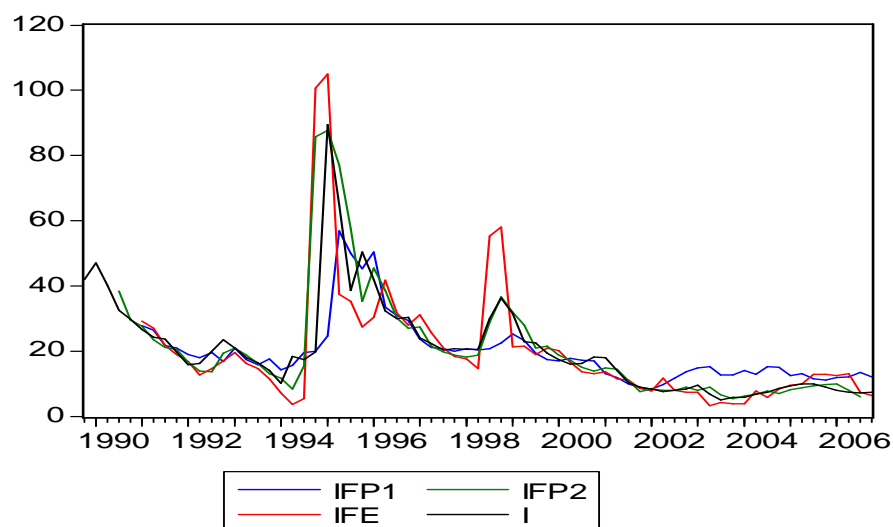


Gráfico 79 - Funções de Reação – México

Fonte: Elaborado pelo autor.

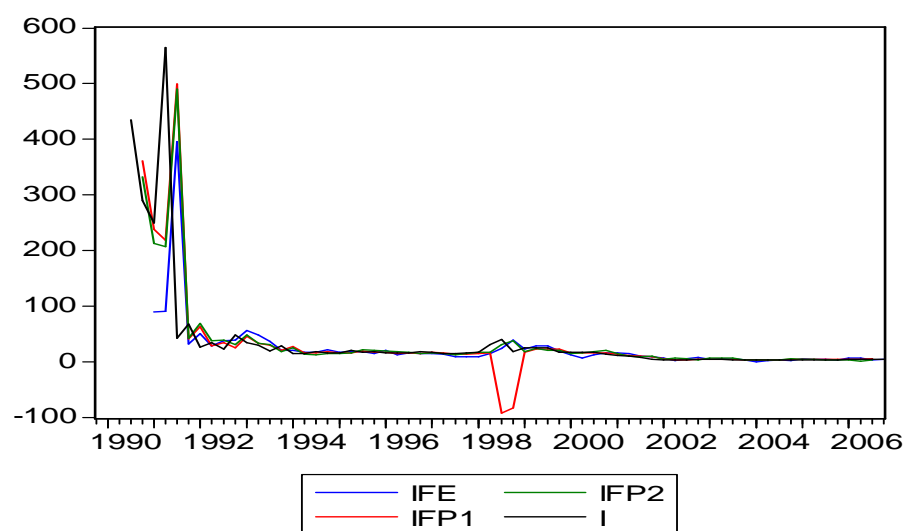


Gráfico 80 - Funções de Reação – Peru

Fonte: Elaborado pelo autor.

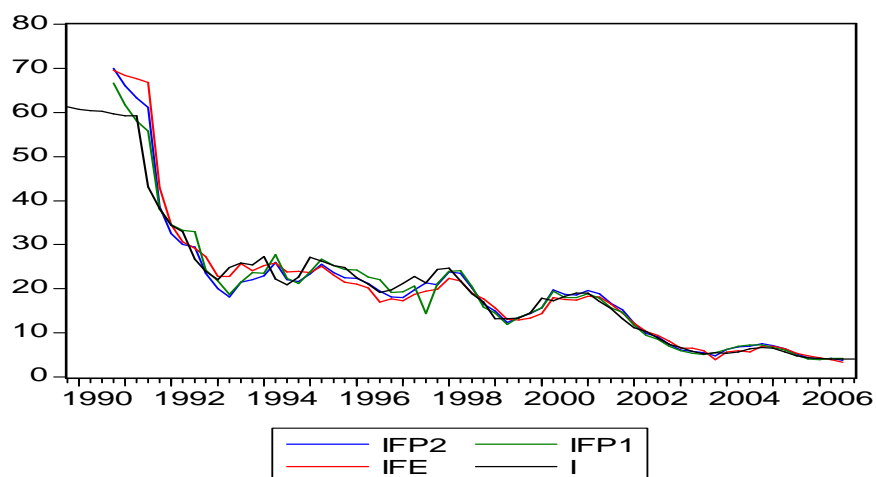


Gráfico 81 - Funções de Reação – Polônia

Fonte: Elaborado pelo autor.

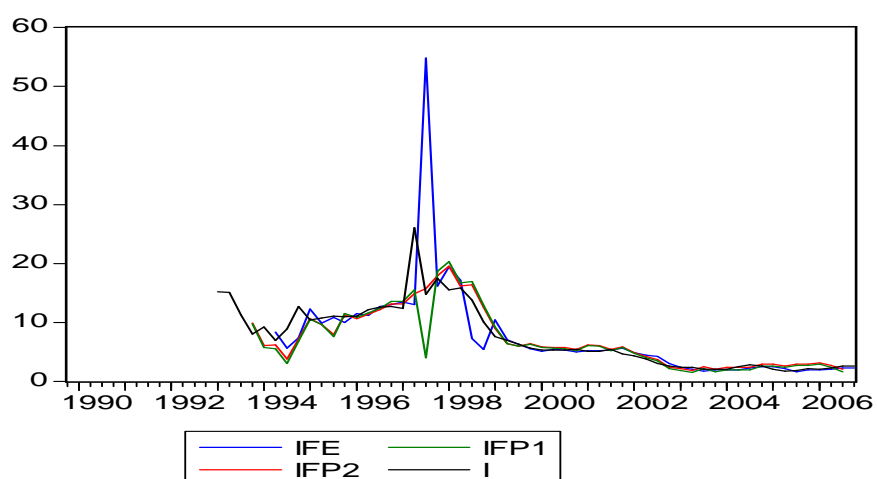


Gráfico 82 - Funções de Reação – República Tcheca

Fonte: Elaborado pelo autor.

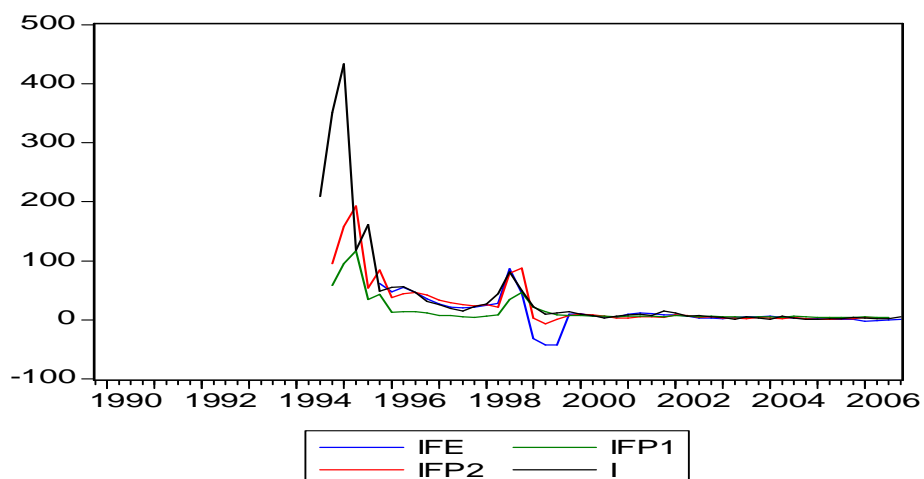


Gráfico 83 - Funções de Reação – Rússia

Fonte: Elaborado pelo autor.

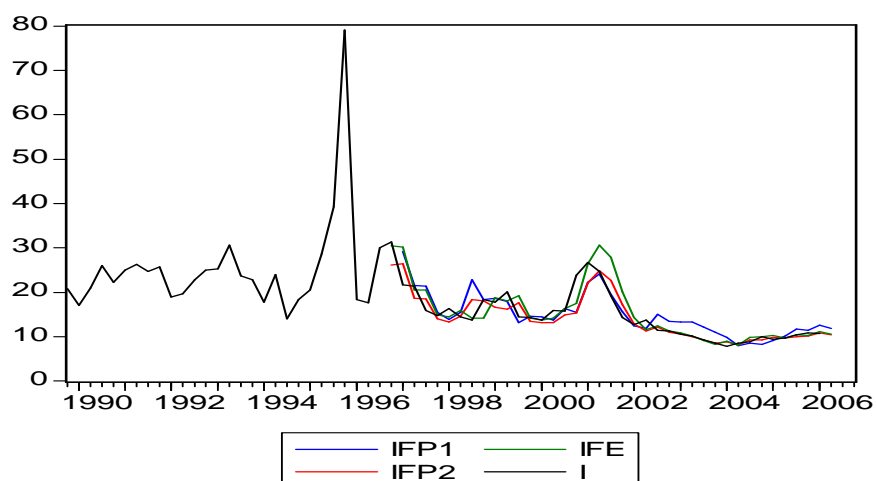


Gráfico 84 - Funções de Reação – Sri Lanka

Fonte: Elaborado pelo autor.

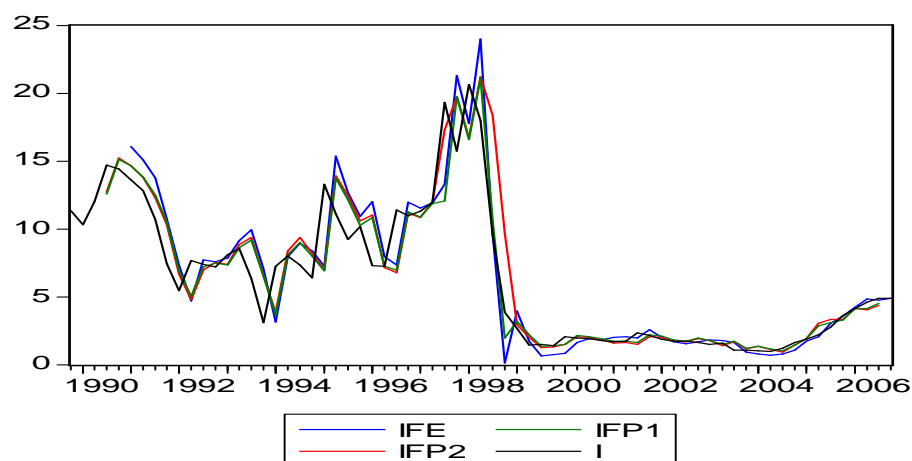


Gráfico 85 - Funções de Reação – Tailândia

Fonte: Elaborado pelo autor.

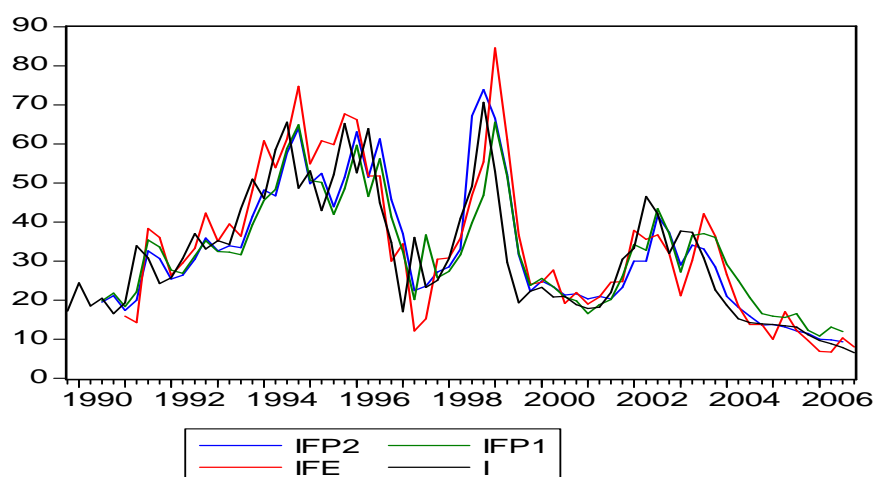


Gráfico 86 - Funções de Reação – Taiwan

Fonte: Elaborado pelo autor.

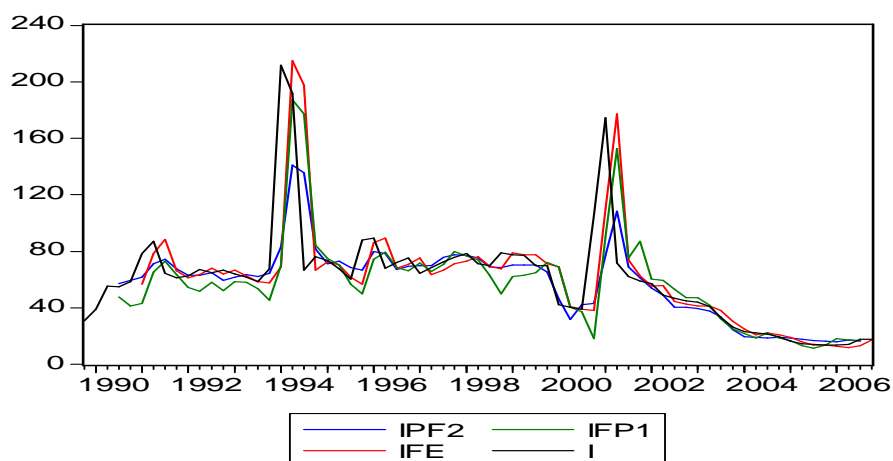


Gráfico 87 - Funções de Reação – Turquia

Fonte: Elaborado pelo autor.

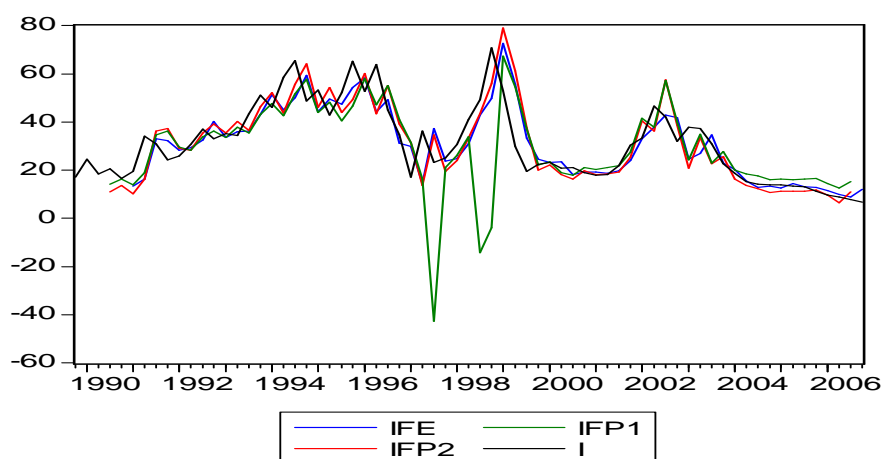


Gráfico 88 - Funções de Reação – Venezuela

Fonte: Elaborado pelo autor.

Livros Grátis

(<http://www.livrosgratis.com.br>)

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)
[Baixar livros de Matemática](#)
[Baixar livros de Medicina](#)
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)
[Baixar livros de Meteorologia](#)
[Baixar Monografias e TCC](#)
[Baixar livros Multidisciplinar](#)
[Baixar livros de Música](#)
[Baixar livros de Psicologia](#)
[Baixar livros de Química](#)
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)
[Baixar livros de Serviço Social](#)
[Baixar livros de Sociologia](#)
[Baixar livros de Teologia](#)
[Baixar livros de Trabalho](#)
[Baixar livros de Turismo](#)