

LUCIANO LUIZ MANARIN D'AGOSTINI

**MODELOS MONETÁRIOS PARA PREVISÃO DE JUROS E CÂMBIO PELOS
MÉTODOS VAR E BVAR**

**Tese apresentado ao Programa de Doutorado em
Desenvolvimento Econômico da Universidade
Federal do Paraná.**

Orientador: Prof. Dr. Maurício Bittencourt

Co-Orientador: Prof. Dr. Armando Sampaio

**CURITIBA
12 DE ABRIL DE 2010**

LUCIANO LUIZ MANARIN D'AGOSTINI

**MODELOS MONETÁRIOS PARA PREVISÃO DE JUROS E CÂMBIO PELOS
MÉTODOS VAR E BVAR**

**Tese apresentado ao Programa de Doutorado em
Desenvolvimento Econômico da Universidade
Federal do Paraná.**

Orientador: Prof. Dr. Maurício Bittencourt

Co-Orientador: Prof. Dr. Armando Sampaio

**CURITIBA
12 DE ABRIL DE 2010**

LUCIANO LUIZ MANARIN D'AGOSTINI

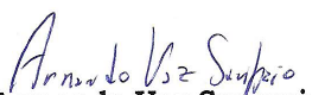
MODELOS MONETÁRIOS PARA PREVISÃO DE JUROS E CÂMBIO PELOS MÉTODOS VAR E BVAR.

Tese aprovada como requisito parcial para obtenção do grau de Doutor no curso de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, da Universidade Federal do Paraná, pela seguinte banca examinadora:

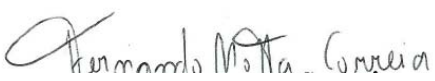
Orientador:


Prof. Dr. Mauricio Vaz Lobo Bittencourt
Departamento de Economia, UFPR

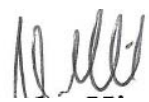
Co-Orientador:

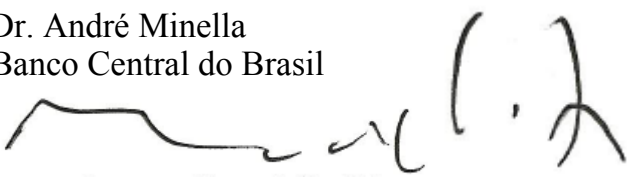

Prof. Dr. Armando Vaz Sampaio
Departamento de Economia, UFPR

Demais Membros:


Prof. Dr. Fernando Motta Correia
Departamento de Economia, UFPR


Prof. Dr. Luciano Nakabashi
Departamento de Economia, UFPR


Dr. André Minella
Banco Central do Brasil


Prof. Dr. Marcio Holland de Brito
Fundação Getúlio Vargas
Escola de Economia de São Paulo / EESP

Curitiba, 12 de abril de 2010.

DEDICATÓRIA

Dedico esta tese de doutorado para duas mulheres: à mãe, D. Olívia Manarin e à companheira Doriane Wagner. Plantamos sementes, colhemos e comemos. Hoje, enfim, colhemos mais uma fruta com sabor especial. Tantas outras frutas doces estarão por vir.

“O segredo da vitória e a chave do sucesso começam com uma imagem nítida do que desejamos. Isso, sem dúvidas, fortalece o poder de obtê-las”.

AGRADECIMENTOS

Agradeço os professores Drs. Armando Vaz Sampaio e Maurício Vaz Lobo Bittencourt pelas orientações ao longo do desenvolvimento da pesquisa; os membros da banca examinadora, Drs. André Minella, Márcio Holland, Fernando Motta e Luciano Nakabashi pelas contribuições, sugestões e comentários.

Agradeço os professores Drs. José Luis Oreiro, Marcelo Curado e Gabriel Porcille Meirelles pelas aulas ministradas, comentários e contribuições. Aproveito para agradecer todos os professores do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico da UFPR, que de alguma forma, contribuíram para a minha formação. A secretária Ivone pela presteza.

Aos amigos e empresários que me acompanham há tempo, Srs. Jorge Dib Abage, Jairo Araujo Filho, Weslen Hermesdorff Peres, Ângelo e Janete Pizzato. Aos meus amigos de infância Luciano Sobrinho, Ladimir Salvalaggio Jr, Felipe Raggio e Marcelo Baggio. Aos amigos e companheiros da natação Christian de Almeida Carvalho, Frederico Augusto Munhoz da Rocha Lacerda, Roberto Mario Tite Clausi Jr, Fernando Cunha Magalhães, Renato Ramalho, Gustavo Pinto, Claudio Weiss, Piero Rodighieri, Leonardo Sumida, Luiz Augusto Pacheco, Luigi Miro Zillioto, Bruno Cesar Lopes, Bruno Matter, Bruno Blanco, Jorge Eduardo Albino, Lucas Dezordi e Felipe Caprilhone.

À família, em especial, a minha mãe D. Olívia Manarin, a companheira querida, arquiteta e *namorosa* Doriane Izabelle Sozzi Wagner e seu filho Caio Wagner; a prima Suellen Manarin e meus tios Zeca, Nena, Vilma e Antônio.

A todos supra-citados agradeço o apoio, sugestões, críticas, divisão de alegrias, importantes conversas, desafios, acolhimento, carinho, confiança e grandes conquistas em conjunto.

RESUMO

A partir de modelos monetários e a utilização dos métodos Vetores-Auto Regressivos clássico, com e sem restrição nos parâmetros (VAR* e VAR), e bayesiano, BVAR, o objetivo principal da pesquisa foi gerar previsões pontuais da taxa de juros SELIC e da taxa de câmbio, R\$/US\$. Estimamos 196 especificações e, adicionalmente, geramos médias de previsões combinadas de modelos monetários e/ou métodos utilizados. Comparamos as previsões do VAR, VAR* e BVAR com valores observados da taxa de juros e câmbio, modelos AR, ARIMA e Instituições *Top Five* do Boletim Focus do Banco Central do Brasil. Os resultados de previsão dos modelos monetários indicam que: o real tende a se apreciar perante o dólar e as taxas de juros SELIC tendem a aumentar; a escolha de uma única especificação pode mostrar um resultado pobre para prever taxa de juros e/ou câmbio; especificações de um mesmo modelo monetário, ao serem avaliadas conjuntamente, permitem observar uma tendência de previsão; analisar a previsão combinada das médias dos modelos pode ser um bom caminho de orientação quanto à tendência e o valor da taxa de câmbio e/ou juros; especificações que contém o IPCA observado (*backward looking*) em relação à meta do IPCA projetam, na média, previsões de taxas de juros SELIC maiores que especificações que contém as expectativas de inflação do IPCA (*forward looking*); a inclusão da dívida líquida do setor público/PIB nas especificações da Regra de Taylor apresenta, no médio e longo prazo, previsão de aumento da taxa de juros SELIC numa magnitude maior que as mesmas especificações, sem a inclusão da dita variável; previsões da taxa de juros pelos métodos VAR, VAR*, BVAR, AR, ARIMA e Instituições *Top Five* do Boletim Focus exibem tendência, no curto prazo, similares ao valor observado da SELIC; ainda no curto prazo a previsão da taxa de câmbio, elaborada por qualquer modelo monetário exposto, não apresenta, na média, grande diferença numérica e de amplitude; apesar de todos os métodos sobreestimarem a taxa de câmbio as médias dos modelos monetários calculados pelo BVAR se aproximaram mais do valor observado da taxa de câmbio do que a média calculada pelos modelos VAR e VAR*; as médias combinadas dos modelos monetários (exceção dos modelos mais complexos SPMA e BPA) também sobreestimaram o valor pontual da taxa de câmbio; apesar da perda de graus de liberdade nos modelos VAR, VAR* e BVAR em relação ao modelo AR (que também teve bons resultados de aproximação no curto prazo) a inclusão de mais variáveis macroeconômicas para prever a taxa de câmbio foi recompensada, pela maior precisão e eficiência.

Palavras-Chave: Economia Monetária, Vetores Auto-Regressivos, Previsão

ABSTRACT

From monetary models and the use of methods Vector-Auto Regressive classic, with and without restriction on the parameters (VAR* and VAR) and Bayesian, BVAR, the main objective of this research was to generate point forecasts of the SELIC interest rate and the rate exchange, R\$/US\$. We estimate 196 specifications and, additionally, we generated average forecast models combined monetary and / or methods used. We compare the forecast of the VAR, BVAR and VAR* with observational data rate and interest rate models AR, ARIMA and Institutions Top Five of the Focus Bulletin of the Central Bank of Brazil. The results of forecasting models indicate that money: the real tends to appreciate against the dollar and interest rates tend to increase Selic, choosing a single specification may show a poor outcome to predict interest rates and/or exchange; specifications of a single type facility, to be assessed jointly possible to detect a trend forecasting; analyzing the combined forecast of the average models can be a good way of guidance as to the trend and the value of the exchange rate or interest; specifications contains the observed IPCA (backward looking) from the target of the IPCA project, on average, forecast interest rate Selic rate greater than specifications containing inflation expectations IPCA (forward looking), the inclusion of net debt of the public / GDP down in the Taylor rule has, in the medium and long-term estimates of increase in interest rate Selic rate a magnitude greater than the same specifications, in the absence of that variable, forecasts of interest rates by the methods VAR VAR* BVAR, AR, ARIMA and the Top Five of the Focus Bulletin exhibit trend in the short term, similar to the observed value of the rate; even in the short term forecasting of the exchange rate, made by any monetary model above, has not, on average, large numerical difference and amplitude, although all methods overestimate the exchange rate of the average monetary models calculated by the BVAR were closer to the observed value of the exchange rate than the average calculated by VAR and VAR*, the average combined the monetary models (except for more complex models SPMA and BPA) also overstated the point value of the exchange rate, despite the loss of degrees of freedom in the VAR, VAR and BVAR* for the AR model (which also had good results approach in the short term) to include more macroeconomic variables to predict the exchange rate was rewarded by greater accuracy and efficiency.

Keywords: Monetary Economics, Vector Auto-Regression, Forecast

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

FIGURA 1 - PASSOS DA ANÁLISE VAR	48
FIGURA 2 – PREVISÃO DA TAXA DE JUROS PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES, EM %, MODELOS VAR T	120
FIGURA 3 – PREVISÃO DA TAXA DE JUROS PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES, EM %, MODELOS VAR T*	121
FIGURA 4 –PREVISÃO DA TAXA DE JUROS PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES, EM %, MODELOS BVAR T.....	121
FIGURA 5–PREVISÃO DA TAXA DE JUROS DOS MODELOS VAR T, VAR T* E BVAR T COMPARADOS A MODELOS AR, ARIMA, DADOS OBSERVADOS DA SELIC E TOP FIVE DO BOLETIM FOCUS, 24 MESES A FRENTE.	122
FIGURA 6 – PREVISÃO DA TAXA DE CâMBIO PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES – MODELOS VAR PPP.....	132
FIGURA 7 – PREVISÃO DA TAXA DE CâMBIO PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES – MODELOS VAR PPP*.....	133
FIGURA 8 – PREVISÃO DA TAXA DE CâMBIO PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES – MODELOS BVAR PPP	133
FIGURA 9–PREVISÃO DA TAXA DE CâMBIO DOS MODELOS VAR T, VAR T* E BVAR T COMPARADOS A MODELOS AR, DADOS OBSERVADOS DA TAXA DE CâMBIO E TOP FIVE DO BOLETIM FOCUS, 24 MESES A FRENTE.	134
FIGURA 10 – PREVISÃO DA TAXA DE CâMBIO PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES – MODELOS VAR UIP.....	144
FIGURA 11 – PREVISÃO DA TAXA DE CâMBIO PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES – MODELOS VAR UIP*	144
FIGURA 12 – PREVISÃO DA TAXA DE CâMBIO PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES – MODELOS BVAR UIP	145
FIGURA 13 – PREVISÃO DA TAXA DE CâMBIO PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES – MODELOS VAR CIP	145
FIGURA 14 – PREVISÃO DA TAXA DE CâMBIO PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES – MODELOS VAR CIP*	146
FIGURA 15 – PREVISÃO DA TAXA DE CâMBIO PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES – MODELOS BVAR CIP	146
FIGURA 16–PREVISÃO DA TAXA DE CâMBIO DOS MODELOS VAR UIP, UIP*, BVAR UIP, VAR CIP, CIP*, BVAR CIP COMPARADOS A MODELOS AR, DADOS OBSERVADOS DA TAXA DE CâMBIO E TOP FIVE DO BOLETIM FOCUS, 24 MESES A FRENTE.	147
FIGURA 17 – PREVISÃO DA TAXA DE CâMBIO PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES – MODELOS VAR C.....	154
FIGURA 18 – PREVISÃO DA TAXA DE CâMBIO PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES – MODELOS VAR C*.....	155
FIGURA 19 – PREVISÃO DA TAXA DE CâMBIO PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES – MODELOS BVAR C.....	155
FIGURA 20–PREVISÃO DA TAXA DE CâMBIO DOS MODELOS VAR C, C* E BVAR C COMPARADOS A MODELOS AR, DADOS OBSERVADOS DA TAXA DE CâMBIO E TOP FIVE DO BOLETIM FOCUS, 24 MESES A FRENTE	156
FIGURA 21 – PREVISÃO DA TAXA DE CâMBIO PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES – MODELOS VAR FLMA	163
FIGURA 22 – PREVISÃO DA TAXA DE CâMBIO PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES – MODELOS VAR FLMA*	163

FIGURA 23 – PREVISÃO DA TAXA DE CâMBIO PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES – MODELOS BVAR FLMA.....	164
FIGURA 24–PREVISÃO DA TAXA DE CâMBIO DOS MODELOS VAR FLMA, FLMA* E BVAR FLMA COMPARADOS A MODELOS AR, DADOS OBSERVADOS DA TAXA DE CâMBIO E TOP FIVE DO BOLETIM FOCUS, 24 MESES A FRENTE..	165
FIGURA 25 – PREVISÃO DA TAXA DE CâMBIO PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES – MODELOS VAR SPMA	173
FIGURA 26 – PREVISÃO DA TAXA DE CâMBIO PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES – MODELOS VAR SPMA*	174
FIGURA 27 – PREVISÃO DA TAXA DE CâMBIO PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES – MODELOS BVAR SPMA.....	174
FIGURA 28–PREVISÃO DA TAXA DE CâMBIO DOS MODELOS VAR SPMA, SPMA* E BVAR SPMA COMPARADOS A MODELOS AR, DADOS OBSERVADOS DA TAXA DE CâMBIO E TOP FIVE DO BOLETIM FOCUS, 24 MESES A FRENTE..	175
FIGURA 29 – PREVISÃO DA TAXA DE CâMBIO PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES – MODELOS VAR BPA	180
FIGURA 30 – PREVISÃO DA TAXA DE CâMBIO PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES – MODELOS VAR BPA*.....	181
FIGURA 31 – PREVISÃO DA TAXA DE CâMBIO PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES – MODELOS BVAR BPA.....	182
FIGURA 32–PREVISÃO DA TAXA DE CâMBIO DOS MODELOS VAR BPA, BPA* E BVAR BPA COMPARADOS A MODELOS AR, DADOS OBSERVADOS DA TAXA DE CâMBIO E TOP FIVE DO BOLETIM FOCUS, 24 MESES A FRENTE.....	183
FIGURA 33–PREVISÃO DA TAXA DE CâMBIO ATRAVÉS DA MÉDIA DAS MÉDIAS DOS MODELOS PPP, UIP, CIP, CAMA, FLMA, SPMA E BPA BVAR BPA COMPARADOS A MODELOS AR, DADOS OBSERVADOS DA TAXA DE CâMBIO E TOP FIVE DO BOLETIM FOCUS, 24 MESES A FRENTE.....	185
FIGURA 34–PREVISÃO DA TAXA DE CâMBIO ATRAVÉS DA MÉDIA DAS MÉDIAS VAR, VAR*, BVAR COMPARADOS A MODELOS AR, DADOS OBSERVADOS DA TAXA DE CâMBIO E TOP FIVE DO BOLETIM FOCUS, 24 MESES A FRENTE..	186

LISTA DE QUADROS

QUADRO 1 - NOVAS ESPECIFICAÇÕES DOS MODELOS VAR, ESTIMADOS COM FREQUÊNCIA MENSAL, BCB (2008).	9
QUADRO 2 - ESPECIFICAÇÕES DAS VARIÁVEIS, MODELOS VAR TAYLOR PARA PREVER JUROS.	114
QUADRO 3 – RESULTADOS DOS CRITÉRIOS DE SELEÇÃO DA ORDEM DE DEFASAGEM DOS MODELOS T	115
QUADRO 4 – RESUMO DOS RESULTADOS DOS TESTES DE AUTO-CORRELAÇÃO RESIDUAL PORTMANTEAU, PORTMANTEAU AJUSTADO, BREUSCH–GODFREY E EDGERTON-SHUKUR, ESPECIFICAÇÕES VAR T E VAR T*	119
QUADRO 5 - ESPECIFICAÇÕES DAS VARIÁVEIS PARA OS MODELOS VAR PPP PARA PREVER O CâMBIO.	127
QUADRO 6 – RESULTADOS DOS CRITÉRIOS DE SELEÇÃO DA ORDEM DE DEFASAGEM DOS MODELOS PPP	128
QUADRO 7 – RESUMO DOS RESULTADOS DOS TESTES DE AUTO-CORRELAÇÃO RESIDUAL PORTMANTEAU, PORTMANTEAU AJUSTADO, BREUSCH–GODFREY E EDGERTON-SHUKUR MODELOS VAR PPP	131

QUADRO 8 - ESPECIFICAÇÕES DAS VARIÁVEIS DOS MODELOS UIP E CIP PARA PREVER A TAXA DE CâMBIO.....	137
QUADRO 9 – RESULTADOS DOS CRITÉRIOS DE SELEÇÃO DA ORDEM DE DEFASAGEM MODELOS UIP E CIP.....	138
QUADRO 10 – RESUMO DOS RESULTADOS DOS TESTES DE AUTO-CORRELAÇÃO RESIDUAL PORTMANTEAU, PORTMANTEAU AJUSTADO, BREUSCH–GODFREY E EDGERTON-SHUKUR MODELOS VAR CIP E UIP	142
QUADRO 11 - ESPECIFICAÇÕES DAS VARIÁVEIS DOS MODELOS CAMA PARA PREVER A TAXA DE CâMBIO.....	149
QUADRO 12 – RESULTADOS DOS CRITÉRIOS DE SELEÇÃO DA ORDEM DE DEFASAGEM DOS MODELOS VAR C.....	149
QUADRO 13 – RESUMO DOS RESULTADOS DOS TESTES DE AUTO-CORRELAÇÃO RESIDUAL PORTMANTEAU, PORTMANTEAU AJUSTADO, BREUSCH–GODFREY E EDGERTON-SHUKUR MODELOS VAR C E C*	153
QUADRO 14 - ESPECIFICAÇÕES DAS VARIÁVEIS DOS MODELOS FLMA PARA PREVER A TAXA DE CâMBIO.....	159
QUADRO 15 – RESULTADOS DOS CRITÉRIOS DE SELEÇÃO DA ORDEM DE DEFASAGEM DOS MODELOS FLMA.....	160
QUADRO 16 – RESUMO DOS RESULTADOS DOS TESTES DE AUTO-CORRELAÇÃO RESIDUAL PORTMANTEAU, PORTMANTEAU AJUSTADO, BREUSCH–GODFREY E EDGERTON-SHUKUR MODELOS VAR FLMA E FLMA*	162
QUADRO 17 - ESPECIFICAÇÕES DAS VARIÁVEIS, MODELOS VAR SPMA PARA PREVER A TAXA DE CâMBIO.....	168
QUADRO 18 – RESULTADOS DOS CRITÉRIOS DE SELEÇÃO DA ORDEM DE DEFASAGEM DOS MODELOS FLMA.....	169
QUADRO 19 – RESUMO DOS RESULTADOS DOS TESTES DE AUTO-CORRELAÇÃO RESIDUAL PORTMANTEAU, PORTMANTEAU AJUSTADO, BREUSCH–GODFREY E EDGERTON-SHUKUR MODELOS VAR SPMA	171
QUADRO 20 - ESPECIFICAÇÕES DAS VARIÁVEIS, MODELOS BPA PARA PREVER A TAXA DE CâMBIO.....	176
QUADRO 21 – RESULTADOS DOS CRITÉRIOS DE SELEÇÃO DA ORDEM DE DEFASAGEM DOS MODELOS BPA.....	177
QUADRO 22 – RESUMO DOS RESULTADOS DOS TESTES DE AUTO-CORRELAÇÃO RESIDUAL PORTMANTEAU, PORTMANTEAU AJUSTADO, BREUSCH–GODFREY E EDGERTON-SHUKUR MODELOS VAR BPA	179

LISTA DE ABREVIATURA E SIGLAS

AIC - Critério de Informação de Akaike

AR – Processo univariado auto-regressivo

ARMA - Auto-Regressivo com Média Móvel

BCB – Banco Central do Brasil

bp – Teste de Chow *break-point*

BPA –Abordagem Monetária pelo Balanço de Portfólios

BVAR – Vetor Auto-Regressivo Bayesiano

BVECM - Vetor Auto-Regressivo com Correção de Erros Bayesiano

CAMA - Abordagem Monetarista pela Conta Corrente

CIP - Paridade Coberta da Taxa de Juros

CMN- Conselho Monetário Nacional

COPOM - Comitê de Política Monetária do Banco Central do Brasil

DEMAB – Departamento de Operações de Mercado Aberto do Banco Central Brasil

DEPEC– Departamento Econômico do Banco Central do Brasil

DEPEP - Departamento de Estudos e Pesquisas do Banco Central do Brasil

DSGE - Equilíbrio Geral Estocástico Dinâmico

EGLS - Mínimos Quadrados Generalizados Estimados

EMBI-BR –Emergents Markets Bonds Index Plus

ETTJ - Estrutura a Termo da Taxa de Juros

fc - Chow *forecast*

FLMA - Modelo Monetário de Preços Flexíveis

FPE – Critério do Erro de Predição Final

EQM – Erro Quadrático Médio

GLS – Mínimo Quadrado Multivariado

HQ – Critério de Informação Hannan-Quinn

HP - Filtro Hodrick-Prescott

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

IPCA – Índice de Preços do Consumidor Amplo
IGP-DI – Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna
i.i.d – independente e identicamente distribuída
KAMA - Abordagem Monetarista pela Conta Capital
LM - testes Multiplicadores de Lagrange
LFT - Letras Financeiras do Tesouro
MA – Média Móvel
MABP – Abordagem Monetarista pelo Balanço de Pagamentos
MQO - Mínimos Quadrados Ordinários
PPP - Paridade do Poder de Compra
RI – Relatório de Inflação
RMI – Regime de Metas de Inflação
SC - Critério Bayesiano de Schwartz
SELIC – Sistema Especial de Liquidação e Custódia
SPMA - Modelo Monetário de Preços Rígidos
ss – Teste de Chow *sample split*
STAR - Modelo Auto-Regressivo *Smooth-Transition*
TQM - Teoria Quantitativa da Moeda
UIP - Paridade da Taxa de Juros a Descoberto
VAR – Vetor Auto-Regressivo
VAR* - VAR com restrição nos parâmetros
VECM – Vetor Auto-Regressivo com Correção de Erros

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	1
2. REFERENCIAL TEÓRICO	2
2.1. O VAR e o BVAR para previsão de variáveis macroeconômicas.....	2
2.2. Modelagens para previsão de juros e câmbio.....	12
2.2.1. Modelo para juros	13
2.2.1.1. O modelo básico da Regra de Taylor	13
2.2.1.2. O modelo básico da Regra de Taylor estendida pela taxa de câmbio e pela dívida líquida do setor público em relação pib na economia brasileira.....	16
2.2.1.2.1. A dívida líquida do setor público/pib na Regra de Taylor Estendida	17
2.2.1.2.2. A taxa de câmbio na Regra de Taylor Estendida	19
2.2.2. Modelos para câmbio.....	24
2.2.2.1. Modelo de determinação do câmbio pela paridade do poder de compra - <i>purchasing power parity</i> (PPP).....	26
2.2.2.2. Modelos de determinação do câmbio pela paridade da taxa de juros a descoberto - <i>uncovered interest rate parity</i> (UIP) e coberto - <i>covered interest rate parity</i> (CIP).....	29
2.2.2.3. As raízes monetárias da determinação da taxa de câmbio – mundell-fleming	30
2.2.2.4. Determinação da taxa de câmbio pela abordagem monetária do balanço de pagamentos - <i>monetary approach to the balance of payments</i> (MABP)	32
2.2.2.4.1. Modelo de determinação da taxa de câmbio pela abordagem da conta corrente - <i>current account monetarist approach</i> (CAMA)	32
2.2.2.4.2. A determinação da taxa de câmbio pela abordagem monetarista da conta capital, <i>capital account monetarist approach</i> (KAMA).....	34
2.2.2.4.3. Modelo de determinação de câmbio pela abordagem monetária <i>flex-price monetary approach</i> (FLMA)	36
2.2.2.4.4. Modelo de determinação de câmbio pela abordagem monetária <i>sticky price monetary approach</i> (SPMA)	39
2.2.2.5. Modelo de determinação de câmbio pela abordagem de ajuste de carteira - <i>balance portfolio approach</i> (BPA) ...	41
3. METODOLOGIA VAR E BVAR	46
3.1. Derivação do processo de vetoreauto-Regressivos (VAR).....	46
3.1.1. Propriedades básicas e hipóteses de estabilidade do processo VAR.....	49
3.1.2. A representação de média móvel em um processo VAR	52
3.1.3. Processos estacionários	53
3.1.4. Cálculo auto-covariâncias de um processo VAR(p) estável	53
3.1.5. Cálculo das auto-correlações de um processo VAR(p) estável.....	55
3.2. Previsão pelo VAR(p) estável.....	56
3.2.1. A Função de Perda	56
3.2.2. Previsão no Ponto	57
3.2.3. Preditor EQM mínimo linear	58
3.3. Métodos de estimação do processo VAR.....	61
3.3.1. Estimação por mínimos quadrados multivariados	61
3.3.1.1. Propriedades assintóticas do estimador de mínimos quadrados	63
3.3.1.2. Propriedades do estimador da matriz de covariâncias do ruído branco.....	65
3.3.2. Estimação por mínimos quadrados quando o processo de médias é conhecido.....	66
3.3.3. Estimação do processo de médias	67
3.3.4. Estimação com processo de média não conhecido.....	69
3.3.5. O estimador de Yule-Walker	69
3.3.6. Estimador de máxima verossimilhança	70
3.3.6.1. Propriedades do estimador de máxima verossimilhança	72
3.3.6.2. Previsão com modelos estimados	75
3.3.6.3. A aproximação da matriz eqm e de informação $\Omega(h)$	77
3.4. Testes para seleção da ordem de defasagem do var.....	78
3.4.1. O impacto da ordem do var na previsão da matriz EQM.....	79
3.4.2. Testes de wald, razão de verossimilhança (<i>likelihood ratio</i>) e multiplicador de lagrange (LM)	80
3.4.2.1. O plano para testar e determinar a ordem do VAR	82
3.4.3. Critérios de seleção de ordem do VAR.....	83
3.4.3.1. Minimizando a previsão do EQM	83
3.5. Teste para resíduos e a verificação de ruído branco.....	86
3.5.1. A distribuição assintótica das auto-covariâncias e auto-correlações de um processo ruído branco de um VAR(p) ..	86
3.5.2. Testes de Portmanteau para auto-correlação residual do modelo VAR(p)	88

3.5.3. Teste multiplicadores de Lagrange	89
3.5.3.1. Teste LM de Breusch-Godfrey	90
3.5.3.2. Teste LM de Edgerton-Shukur para auto-correlação residual	91
3.5.4. Testes para não normalidade dos resíduos do VAR(p)	91
3.5.4.1. Teste de normalidade de Jarque-Bera para o VAR.....	92
3.5.4.2. Teste de não normalidade de Lutkepohl.....	94
3.5.4.3. Teste de não normalidade de Doornik-Hansen.....	95
3.6. Testes para quebra ou variação estrutural.....	95
3.6.1. Testes de Chow	97
3.6.1.1. Extensões do teste de Chow	99
3.6.1.1.1. Teste de Chow de quebra no ponto ou <i>break point</i>	100
3.6.1.1.2. Teste de Chow para amostras divididas ou <i>sample split</i>	101
3.6.1.1.3. Teste de previsão Chow ou <i>forecast chow</i>	101
3.6.2. Teste de estabilidade dos parâmetros recursivos.....	102
3.6.3. Teste de estabilidade dos resíduos recursivos	102
3.6.4. Teste de estabilidade de Cusum	103
3.7. Modelo de Vetores Auto-Regressivos Bayesianos (BVAR)	104
3.7.1.1. A econometria bayesiana.....	105
3.7.1.2. Normal <i>priors</i>	106
3.7.1.3. Litterman ou Minnesota <i>priors</i>	108
3.7.1.4. Previsão combinada.....	109
4. ANÁLISE DOS RESULTADOS	112
4.1. Resultados dos modelos para juros	113
4.2. Resultados dos modelos para câmbio.....	126
4.2.1. Paridade do poder de compra - purchasing power parity (PPP).....	127
4.2.2. Paridade da taxa de juros a descoberto - <i>uncovered interest rate parity</i> (UIP) e coberto <i>covered interest rate parity</i> (CIP).....	137
4.2.3. Abordagem monetária conta corrente, <i>current account monetarist approach</i> (CAMA)	148
4.2.4. A abordagem monetária pela conta capital, <i>capital account monetarist approach</i> (KAMA) sob preços flexíveis, <i>flex-price monetary approach</i> (FLMA)	158
4.2.5. A abordagem monetária pela conta capital, <i>capital account monetarist approach</i> (kama) sob preços rígidos, <i>stick-price monetary approach</i> (SPMA)	167
4.2.6. O modelo pela abordagem da carteira, <i>balance portfolio approach</i> (BPA).....	175
4.2.7. A comparação das previsões da taxa de câmbio dos modelos monetários com o as instituições Top Five de Boletim Focus, modelo AR e Câmbio observado.....	184
5. CONCLUSÃO.....	191
REFERÊNCIAS.....	197
ANEXOS.....	209

1. INTRODUÇÃO

No regime de meta para a inflação com taxa de câmbio flutuante, previsões adequadas de variáveis como juros e câmbio são importantíssimas¹. Para prever o comportamento das taxas de juros e câmbio para períodos futuros, estudos empíricos recentes de política monetária e seus impactos na atividade econômica real têm adotado a metodologia de Vetores Auto Regressivos, VAR, com e sem restrição nos parâmetros, derivado da estatística clássica e BVAR, derivado da estatística bayesiana.

Partindo de modelos monetários para determinação de câmbio e juros, utilizando a metodologia VAR, VAR*² e BVAR, a partir da implementação do regime de metas de inflação, em 1999, os objetivos da pesquisa concentram-se em: (i) efetuar previsões das taxas de juros e câmbio; (ii) discutir os resultados das previsões diante de diversas especificações inseridas nos modelos VAR, VAR* e BVAR, (iii) comparar os resultados das trajetórias das previsões dos modelos VAR, VAR* e BVAR com as trajetórias e previsões do modelo AR com constante, das Instituições *Top Five* do Boletim Focus do Banco Central do Brasil e dados observados da taxa de câmbio; (iv) comparar os resultados das previsões entre os modelos monetários escolhidos.

Além dessa introdução, dividimos a tese nos seguintes tópicos: o capítulo 2 explana o referencial teórico dos modelos que ajudam a identificar as relações entre as taxas de juros, inflação, moeda, produto e câmbio, pesquisas e evidências empíricas sobre o comportamento com as metodologias propostas para previsão; o capítulo 3 descreve as metodologias VAR e BVAR; o capítulo 4 mostra a fonte de dados, os procedimentos de montagem dos modelos e inclusão das variáveis; o capítulo 5 analisa os resultados empíricos e o capítulo 6 faz a conclusão, destacando os principais pontos observados.

¹ As previsões destas variáveis ocupam lugar de destaque nos boletins de bancos centrais, divulgados semanalmente, de centros de pesquisas econômicas e pela imprensa especializada em economia e finanças.

² VAR* significa Vetor Auto-Regressivo com Restrição nos Parâmetros.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

Para especificar as variáveis para elaborar previsões das taxas de juros e câmbio, esse capítulo explana, em 3 subseções (2.1 a 2.3): (i) o uso da metodologia VAR e BVAR para previsão de variáveis macroeconômicas; (ii) modelagens teóricas para previsão de juros e (iii) modelagens teóricas para previsão de câmbio.

2.1. O VAR E O BVAR PARA PREVISÃO DE VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS

Nesta seção, apresentamos uma revisão da recente literatura brasileira e mundial relacionada à aplicação dos métodos VAR e BVAR para prever variáveis macroeconômicas, em especial, taxas de juros e taxa de câmbio.

O modelo VAR, implementado na economia monetária por Sims (1972, 1980), surgiu como resposta às críticas ao grande número de restrições impostas às estimações pelos modelos estruturais. A idéia era desenvolver modelos dinâmicos com o mínimo de restrições, nos quais todas as variáveis econômicas fossem tratadas como endógenas. Desde então, o VAR é utilizado como ferramenta para estudar o impacto de fenômenos monetários³ na economia real e também para elaborar previsões. Com choques imprevistos em diversas variáveis macroeconômicas que afetam continuamente a economia, prever as taxas de juros e câmbio tornaram-se dinamicamente, por si só, um fenômeno dependente e, portanto, endógeno. Em outras palavras, a economia tem natureza estocástica.

Como notado por Blanchard-Fischer (1989), divergências do *steady state* é um ingrediente essencial para explicar teoria macroeconômica e efetuar previsões. A vantagem dos modelos VAR e BVAR é a possibilidade da endogenizar todas as variáveis. Com a

³ Sims (1980), por exemplo, utilizando o VAR, examinou uma versão do monetarismo, derivado de Friedman-Schwartz (1963) que ele chamou de monismo. O monismo é decomposto em duas partes: (i) considera-se que a moeda é a causa principal das flutuações nos ciclos de negócios e; (ii) a moeda em circulação, é um bom indicador de política monetária. Neste caso, pela teoria monetária de Friedman-Schwartz (1963) o papel da moeda é a variável determinante da produção e preços, sendo, por hipótese, a solução trivial do modelo VAR quando são incluídas taxas de juros no sistema. Sims, no entanto, chega a um resultado que contradiz a teoria monetária. Segundo a pesquisa são as taxas de juros (não-monismo) que representam um papel principal no mecanismo de transmissão de política monetária, porque a cadeia causal corre de taxas de juros, moeda, produção e para o nível de preço.

endogenização, os métodos VAR e BVAR mostram as relações entre cada variável e os valores defasados dela própria e de todas as demais variáveis, impondo como restrições à estrutura da economia somente: (i) a escolha do conjunto relevante de variáveis e; (ii) o número máximo de defasagens⁴ envolvidas nas relações entre elas.

Os modelos VAR têm limitações que foram objetos de pesquisas nas décadas de 80 e 90. Cooley-Leroy (1985), por exemplo, apontam duas limitações. A primeira é o elevado número de parâmetros. Quanto mais parâmetros, maior deve ser o tamanho de amostra para obter uma estimação confiável. A segunda diz respeito ao fato que cada modelo VAR é uma forma reduzida, ou seja, as mesmas relações entre as variáveis e suas defasagens são simultaneamente compatíveis com vários diferentes modelos que descrevem também as relações contemporâneas entre as variáveis (chamados de “formas estruturais”).

Pela primeira crítica, modelos mais sofisticados como o VAR e o BVAR podem, muitas vezes, ter performances piores para previsão quando comparados com modelos mais simples como um modelo *random-walk* ou um modelo univariado auto-regressivo, AR.

Lutkepohl (2005) mostra duas maneiras de amenizar a sobre-parametrização dos modelos VAR. A primeira refere-se à restrição nos parâmetros do sistema. Nesse sentido, testa-se a significância dos coeficientes de todas as variáveis. Caso os coeficientes sejam estatisticamente iguais a zero, impõem-se realmente valores iguais a zero utilizando, por exemplo, a estratégia *Top-Down*⁵ para restrição no VAR. A segunda é a aplicação da econometria bayesiana, através do BVAR⁶. O método BVAR, originados em Litterman (1980, 1986), surgiram como resposta satisfatória ao problema de sobre-parametrização.

Nos modelos BVAR, em vez de excluir determinados parâmetros das variáveis, como no método *Top-Down*, opta-se por estipular uma distribuição de probabilidade *a priori* (informativa) para cada um dos coeficientes. Essa distribuição *a priori* é combinada com a informação amostral para gerar as estimações dos parâmetros. Esse processo difere, portanto, da estimação clássica utilizada nos modelos VAR.

⁴ Nos modelos VAR, o número de defasagens é normalmente escolhido com base em critérios estatísticos, ver seção 3.4.

⁵ Para detalhes sobre o método *Top-Down*, ver Lutkepohl 2005, capítulo 5.

⁶ Para detalhes sobre o BVAR, ver seção 3.6.5.

Cicarelli-Rebucci (2003) apresentam aplicações dos métodos bayesianos de Litterman para estimação dos parâmetros do VAR, com o objetivo de mostrar como funciona a reação do sistema monetário, dado um choque de política monetária em quatro bancos centrais europeus. Alvarez-Ballabriga (1994), Canova (1993), Canova-Cicarelli (2000), Hsiao-Pesaran-Tahmiscioglu (1998) ilustram a flexibilidade do BVAR para pesquisar a influência dinâmica da política monetária e choques externos sobre a economia. Canova (1993) e Canova-Cicarelli (2000) efetuam previsões sobre taxas de câmbio a partir de variáveis como moeda, taxas de juros, inflação e produto. Hsiao-Pesaran-Tahmiscioglu (1998), através de um BVAR em painel, estudam as relações existentes de curto prazo entre inflação, produto, moeda, taxas de câmbio a partir de choques de política monetária, via taxas de juros.

Quanto à constatação que modelos VAR são meras formas reduzidas cabe notar que essa identificação é importante para certos objetivos como: analisar a função de impulso resposta e efetuar a decomposição da variância dos erros de previsão. Nesses casos há procedimentos estabelecidos para lidar com o problema. Entretanto, se o intuito é gerar previsões para a trajetória futura das variáveis que compõem o VAR, que é o foco dessa pesquisa, então não é necessário recuperar os parâmetros estruturais. As projeções seriam as mesmas, qualquer que fosse a verdadeira forma estrutural, desde que compatível com a forma reduzida, e, portanto, podem ser produzidas apenas com base nesta última⁷.

O Banco Central do Brasil (BCB) e a larga maioria dos bancos centrais, de países desenvolvidos e em desenvolvimento, utilizam modelos multivariados VAR e BVAR como instrumento de análise e, principalmente, de previsão de variáveis econômicas⁸.

Modelos VAR e BVAR para efetuar previsões no curto e médio prazo podem ser observados em estudos dos bancos centrais como em Altig *et. al.*(1995) e Sims (2002) para o banco central americano, *Federal Reserve Bank*; Adolfson *et. al.* (2005), Andersson-Karlsson (2007) e Andersson-Svensson-Karlsson (2007) para o banco central da Suécia, *Sveriges Riksbank*; Demers-Marci(2005) para o banco central do Canadá, *Bank of Canada*, Kapetanios-

⁷ Ver Relatório de Inflação (RI) do Banco Central do Brasil (BCB), junho de 2004, v.6, n.2, p. 107.

⁸ Esses bancos centrais empregam também uma grande variedade de outros modelos para previsão, desde simples modelos de séries univariadas no tempo a sofisticados modelos multivariados não-lineares.

Labhard-Price (2008) para o banco central da Inglaterra, *Bank of England*; Llosa-Tuesta-Veja (2005) para o banco central do Peru, *Banco Central De Reserva Del Peru*; Fratzscher-Juvenal-Sarno (2007) para o banco central europeu, *European Central Bank* e Hodge-Robinson-Stuart (2008) para o banco central australiano, *Reserve Bank of Australia*.

No Brasil, modelos VAR e BVAR para previsão de variáveis macroeconômicas são encontrados no Relatório de Inflação (RI) do Departamento de Estudos e Pesquisas (Depep) do BCB⁹. Segundo o RI-BCB (2008, v.10, n.1, pág.125):

“As informações proporcionadas pelos modelos VAR, juntos às geradas por outras ferramentas econométricas, constituem insumos importantes para o processo decisório do COPOM”.

Similarmente, encontramos em Öberg (2007, p.2) referindo-se ao banco sueco:

“We have made a number of evaluations of our own forecasting performance and we have also been evaluated by external experts. In recent years, we ourselves evaluated some of the models used in the forecasting work. Various types of model are used in the forecasting work to produce the best possible base for an assessment of economic developments. A study that will soon be published has investigated the forecasting precision of our general equilibrium model and the Bayesian VAR model¹⁰. Another study has evaluated our indicator models¹¹. In addition we publish information to enable an assessment of the monetary policy conducted over the past 2-3 years in a special appendix to the first Monetary Policy Report of every year. It contains, for instance, comparisons of our forecasts with other forecasts and with outcomes. **The material we produce in our annual evaluations forms an important basis for the Riksdag Committee on Finance’s report on monetary policy**”. (grifo do autor)

Considerando que modelos VAR e BVAR são “*benchmark*” para elaborar previsões nos bancos centrais de diversos países, optamos também, nessa pesquisa, apesar de conhecer algumas limitações do método em relação a outros métodos de previsão¹², utilizá-lo como ferramenta de previsão das taxas de juros e câmbio nominal.

É freqüente, portanto, encontrarmos na literatura nacional e internacional trabalhos de previsão de taxas de juros, câmbio e outras variáveis macroeconômicas utilizando o método VAR clássico e/ou bayesiano. Encontramos nos trabalhos que elaboram previsões uma

⁹ Por exemplo, Relatórios de Inflação do BCB (2004, v.6, n.2) e (2008, v.2, n.6).

¹⁰ Refere-se ao texto de Adolfson *et al* (2005).

¹¹ Refere-se ao texto de Andersson-Löf (2007).

¹² Kapetanios-Labhard-Price (2008) revisam outros modelos para previsão de variáveis macroeconômicas como o modelo auto-regressivo univariado (AR); passeio aleatório (*Random Walk*), VAR, BVAR Modelo Markov-Switching, modelo auto-regressivo *smooth-transition* (STAR) e modelo de média incondicional.

estrutura pela qual os diversos autores: (i) usam um único método de previsão com várias especificações; (ii) usam vários métodos de previsão com uma especificação ou, (iii) combinação de ambos, vários métodos de previsão e várias especificações¹³.

Em todos os casos é quase inevitável encontrar comparações entre diversos modelos e entre as previsões geradas para uma mesma variável macroeconômica.

Segundo o Öberg (2007, p.2):

“Forecasting performance can be evaluated in many different ways. There are a number of statistical methods that can be used to analyse how accurate the forecasts are. One means of measuring accuracy is to compare the forecasts with outcomes. The problem is that one doesn’t know whether a forecasting error is due to the forecasting method being inadequate, or to something genuinely unpredictable. It is therefore common to compare accuracy with forecasts from simple time series models to gain a perspective on whether the forecasting errors are unusually large or small”.

A primeira comparação é o valor previsto com valor que realmente é observado à variável. Nesse sentido, elaboram-se a previsão pontual com o intervalo de confiança e, então, comparam-se com os valores reais observados na economia. Aqui também é comum dividir a amostra em duas, sendo uma para servir como entrada de dados e a outra para servir de comparação às previsões geradas pela primeira (*out-of-sample*).

A segunda comparação refere-se à *performance* dos modelos pelas quais geram as previsões. A performance dos modelos normalmente são comparadas pelo Erro Quadrático Médio (EQM)¹⁴, informando a superioridade de um modelo A em relação a um modelo B, C ou X. Os trabalhos de Carvalho-Minella (2009), Kapetanios-Labhard-Price (2008), Llosa-Tuesta-Veja(2005), Hodge-Robinson-Stuart (2008), Diebold-Lopez (1996), Hendry-Clements (2004), Adolfson et. al. (2005), Andersson-Karlsson (2007) e o RI-BCB (2008, v.2, n.6) são bons exemplos de trabalhos que usam do EQM para verificar a performance de diversos métodos de previsão incluindo o VAR e BVAR¹⁵. Além disso, esses trabalhos, no geral, utilizam diversas especificações e métodos para comparação de modelos de previsão.

¹³ Essa tese caracteriza-se pela característica (iii) porque usamos 2 métodos (VAR e o BVAR) e também usamos várias especificações para prever a taxa de juros, essa baseada na Regra de Taylor e várias especificações para prever a taxa de câmbio, essas baseadas em modelos monetários.

¹⁴ Ver metodologia, seção 3.4.3.1.

¹⁵ No caso do BVAR o U-Theil é utilizado para essa finalidade.

Stock-Watson (2001) através do VAR e AR elaboram previsões da taxa de juros, inflação e produto. Mostram o EQM para cada um dos métodos de previsão. Como resultado, algumas especificações do VAR tem um desempenho melhor que o modelo AR.

Carvalho-Minella (2009), por exemplo, comparam as expectativas de mercado da taxa de inflação, taxas de juros e câmbio com as previsões dos modelos Auto-Regressivos com Média Móvel (ARMA), VAR e BVAR. Entre outras conclusões, Carvalho-Minella (2009), argumentam que algumas expectativas de mercado tem performance melhor ou superior a modelos de previsão ARMA, VAR e BVAR. O oposto para alguns modelos de previsão ocorre, ou seja, existem modelos de previsão que tem performance melhor do que algumas expectativas de mercado.

Kapetanios-Labhard-Price(2008) geram previsões para inflação e produto. Comparam modelos lineares e não-lineares. Dentre esses modelos de previsão encontra-se o modelo AR com constante; passeio aleatório (*random walk*), VAR, BVAR Modelo Markov-Switching, modelo auto-regressivo *smooth-transition* (STAR) e modelo de média incondicional. Similar ao trabalho que compara performance de modelos de Carvalho-Minella (2009), Kapetanios-Labhard-Price (2008), mostram que, muitas vezes, o VAR/BVAR podem ser superiores a outros métodos de previsão.

Llosa-Tuesta-Veja (2005) comparam a performance de modelos BVAR com modelos *random-walk* para prever o comportamento da inflação e do produto da economia peruana. Com os resultados da previsão dos diversos modelos e especificações, chegam à conclusão que modelos BVAR tiveram melhor performance para prever o crescimento do produto, enquanto o modelo *random-walk* teve melhor performance para prever inflação.

Hodge-Robinson-Stuart (2008) estimam um modelo BVAR com Equilíbrio Geral Estocástico Dinâmico (BVAR-DSGE) para fazer previsão de taxas de câmbio, inflação e produto. Como resultados das previsões, o modelo BVAR-DSGE é competitivo com modelos BVAR com distribuição *prior* de Minnesota e o modelo VAR sem restrição.

O Depep-BCB desenvolveu, em 2004, dois modelos VAR e dois BVAR¹⁶ que a cada mês geram previsões da inflação. Dois desses modelos eram utilizados para gerar previsões para a produção industrial. O BCB adota nesses modelos, além da comparação do EQM e U-Theil, o diagnóstico preliminar do desempenho preditivo desses modelos comparando as projeções que teriam gerado no passado com os dados efetivamente ocorridos. No RI do BCB (2008, v.2, n.6, p.125):

“...considerando que o sistema econômico é dinâmico, os modelos VAR utilizados nas previsões de inflação estão constantemente sujeitos a aprimoramentos...”

Esses aprimoramentos são mostrados no próprio RI-BCB (2008,v.2,n.6,p.125) que fornece informações sobre o conjunto de novos modelos e especificações VAR/BVAR, atualmente em uso no Brasil, para gerar previsões. A revisão salienta que um dos objetivos foi elaborar um maior leque de modelos de previsão e diversas especificações. Entre todas as especificações e modelos testados o RI-BCB define a nova combinação dos modelos VAR/BVAR e VECM mais acurados para efetuar previsões.

A partir de dezembro de 2007, os modelos foram gerados também com amostras trimestrais¹⁷, cada um com sete especificações. Os modelos VAR do BCB que utilizam dados trimestrais incorporam amostras a partir do quarto trimestre de 1994. E como não houve no período fortes quebras estruturais, segundo o BCB (2008,v.2,n.6,p.126), é possível estimar consistentemente modelos VAR com dados trimestrais.

De acordo com Bell-Hillmer (1989), uma das vantagens de utilizar em modelos dados de menor frequência como mensal, seria a redução do erro da amostragem, mais fortemente presente em dados de alta frequência. Portanto, nessa pesquisa, diferentemente do BCB, que utiliza dados mensais e trimestrais em seus modelos de previsão, usaremos em todos os modelos e especificações propostas apenas dados mensais.

No processo de escolha dos modelos VAR o BCB analisou diversas configurações,

¹⁶ O Relatório de Inflação do BCB (2004, v.6, n.2, p.108) apresenta as especificações dos 4 modelos VAR/BVAR para previsão da inflação e produção industrial. O Relatório também indica que a defasagem de publicação dos dados de produção industrial é maior do que da inflação. Portanto, na reunião do COPOM do mês t, o último dado disponível refere-se ao mês t-2. Assim, para a reunião do mês t, fazem-se projeções para o valor da produção industrial no mês t-1.

¹⁷ Relatório de Inflação do BCB (2008, p. 126).

tanto para frequência mensal e trimestral. Como critérios de seleção o estudo considerou os erros de previsão dentro e fora da amostra (*in-sample e out-of-sample*), bem como a capacidade do modelo incorporar diferentes mecanismos de transmissão de política monetária, ou seja, a ordem de entrada das variáveis nos modelos VAR/BVAR/VECM.

Mais uma vez, como um dos objetivos nessa pesquisa é gerar previsões, diferentemente do BCB que tem por objetivos gerar previsões e estudar os canais de transmissão monetária, montamos os modelos de previsão para a taxa de juros e câmbio baseados em modelos monetários, descritos nas próximas seções.

O

Quadro 1 mostra as sete novas especificações do BCB para os modelos estimados com frequência mensal, em 2008, para prever inflação e produção industrial.

QUADRO 1 - NOVAS ESPECIFICAÇÕES DOS MODELOS VAR, ESTIMADOS COM FREQUÊNCIA MENSAL, BCB (2008).

MODELO	VARIÁVEIS ENDÓGENAS INCLUÍDAS	AJUSTE SAZONAL	DEF	DETALHES EXÓGENOS
VARI	variação da taxa de juros real, variação cambial nominal, inflação dos Preços administrados, inflação dos preços livres	SIM	2	C, 3 dummies de tendência e 11 sazonais
VARII	inflação dos preços livres; inflação dos preços administrados, variação da taxa de câmbio nominal, variação da taxa de juros nominal, variação do estoque monetário, variação da produção industrial	SIM	6	C, 3 dummies de tendência e 11 sazonais
VARIII	variação da taxa de juros nominal, variação da produção industrial, variação cambial nominal, inflação dos preços livres	NÃO	1	C, 3 dummies de tendência
BVARI	inflação dos preços livres; inflação dos preços administrados, variação da taxa de câmbio nominal, variação da taxa de juros nominal, variação do estoque monetário, variação da produção industrial	NÃO	6	C, 3 dummies de tendência
BVARII	inflação dos preços livres; inflação dos preços administrados, variação da taxa de câmbio nominal, variação da taxa de juros nominal, variação do estoque monetário, variação da produção industrial	SIM	6	C, 3 dummies de tendência e 11 sazonais
BVARIII	inflação dos preços livres, inflação dos preços administrados, variação da taxa de juros real, variação cambial nominal	SIM	2	C, 3 dummies de tendência
VECM	preços livres, juros nominais, câmbio, produção industrial, correção de erros	NÃO	1	C, 3 dummies de tendência

FONTE: Relatório de Inflação do BCB, março de 2008.

Nota: C = constante, DEF = Defasagem

Com exceção das variáveis presentes no VECM, as variáveis endógenas dos modelos do BCB entram em primeira diferença. Os modelos VAR/BVAR atuais incorporam um termo constante e *dummies* de tendência para o período imediatamente após o Plano Real. Os juros nominais são dados pela SELIC efetiva mensal e os reais, pela taxa SELIC descontada pela variação do IGP-DI. A moeda incorporada nos modelos é o M_1 de final de período. O número

de defasagens foi definido com base na análise dos critérios de informação de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ).

Ainda no Brasil, dentro da aproximação clássica VAR, temos estudos de Rabanal-Schwartz (2001), Arquete-Jayme Jr. (2003), Minella (2003). Pela aproximação bayesiana, BVAR, temos Fiorencio *et al.* (1998).

Fiorencio *et al.* (1998) usa o BVAR para analisar os impactos da política monetária e cambial sobre o nível de desemprego e inflação pós Plano Real, entre 1994 a 1997. O modelo de Fiorencio *et al.* (1998) usou como variáveis o nível de preço (IPCA), a taxa de desemprego, a taxa de câmbio, a taxa de juros, o financiamento do capital de giro e a expansão entre financiamentos de capital e títulos privados (CDBs). Empregando identificação não-recursiva mostraram que a taxa de câmbio tem impactos significativos sobre o aumento do nível de preços e do desemprego, enquanto que choques de política monetária reduzem o nível de preços e aumenta o nível de desemprego.

Rabanal-Schwartz (2001) analisam a efetividade da taxa de juros (SELIC) como instrumento de política monetária no Brasil e seus efeitos em outras taxas de juros, produção e preços para o período entre 1995 a 2000. Concluem que a taxa SELIC tem efeito significativo e persistente na produção e no *spread* bancário. Também concluem que quedas nas taxas de juros pareciam, no curto prazo, aumentar a inflação (efeito *puzzle* ou “quebra-cabeça de preço”).

Minella (2003) investiga as relações macroeconômicas entre produção, inflação, taxa de juros e moeda. Compara três períodos diferentes: janeiro de 1975 a julho de 1985; agosto de 1985 a junho de 1994 e de dezembro de 1994 a setembro de 2000. O modelo VAR básico de Minella (2003) inclui produção, inflação (IGP-DI), taxas de juros SELIC e moeda (M_1), nessa ordem. Os principais resultados de Minella indicam que choques de política monetária têm efeitos significativos sobre a produção, mas não induzem a uma redução drástica da inflação, evidenciando no segundo sub-período, similarmente a Rabanal-Schwartz (2001), o efeito *puzzle*. Para o período do Plano Real, os resultados sobre os efeitos de choques de política monetária sobre a inflação não são conclusivos.

Recentemente temos contribuições de Sales-Tannuri-Pianto (2005) e Fernandes-Toro

(2005). Sales-Tannuri-Pianto (2005) usam o modelo de Bernanke-Mihov (1998) onde impõem restrições de identificação contemporâneas no conjunto de variáveis no mercado de reserva dos bancos comerciais para identificar choques de política monetária. Apesar da incerteza associado ao mercado bancário, em Sales-Tannuri-Pianto (2005), todos os modelos VAR exibiram, similar a Rabanal-Schwartz (2001) e Minella (2003) um efeito *puzzle*. A inflação diminui temporariamente em resposta a uma expansão monetária, embora o efeito sobre o nível de preço é permanente.

Fernandes-Toro (2005), com amostras entre novembro de 1994 a fevereiro de 2001, estimam o mecanismo de transmissão monetária para o Brasil após o Plano Real. Identificam vetores de cointegração como relações de equilíbrio de longo prazo. De acordo com Fernandes-Toro (2005) um choque positivo de política monetária, identificado no modelo de Vetores Auto-Regressivos com Correção de Erros (VECM) como inovações na SELIC, tem temporariamente, um pequeno efeito negativo sobre a inflação. Esse efeito que desaparece em seis meses implica num efeito permanente de política monetária sobre o nível de preço.

Céspedes-Lima-Maka (2008) mostram alguns fatos estilizados sobre as flutuações do curto prazo da economia brasileira após o Plano Real. Através de modelos VAR Estrutural, SVAR, Céspedes-Lima-Maka (2008) identificam os efeitos dos choques da política monetária. Dividem a análise em dois sub-períodos (1996:07-1998:08 e 1999:03-2004:12). No primeiro, usam a SELIC, reservas internacionais, nível de preços, moeda (M_1), produto, constantes e *dummies* sazonais. No segundo, usam um modelo VAR com a SELIC, a taxa de câmbio, o nível de preços, *swap*, produto, constante e *dummies* sazonais. Incluem, ainda, especificações com a moeda (M_1). Por fim, encontram evidências de que a política monetária contracionista reduz o nível geral de preços.

No mundo, igualmente importante aos trabalhos no Brasil, as evidências empíricas são usadas para julgar se os prognósticos de diferentes teorias sobre o efeito da política monetária são consistentes. Entre as discussões deste debate observam-se os escritos de Leeper-Sims-Zha (1996) e Christiano-Eichenbaum-Evans (1999), onde o foco é sobre a metodologia VAR para estimar os efeitos da política monetária, e em King-Watson (1996), onde o foco é

sobre as evidências empíricas entre diferentes métodos para explicar o comportamento da economia a partir de distúrbios monetários.

Ahmed-Park (1994), por exemplo, examinam os impactos de choques externos na produção, inflação e balança comercial em países membros da OCDE. Prasad-Gable (1998) se concentram no estudo do impacto de choques externos na produção, taxa de câmbio, balança comercial em vinte e dois países, que segundo eles, são industrializados. Clarida-Gali (1994) testam, empiricamente, o modelo de “*overshooting* da taxa de câmbio” proposto por Dornbusch em quatro países desenvolvidos.

Hoffmaister-Roldos (1997) e Hoffmaister-Roldos-Wickham (1997) comparam flutuações cíclicas em países da Ásia, América Latina e países árabes produtores e não-produtores de petróleo, usando a abordagem VAR em painel. Rebucci (1998), usando o VAR em painel, tenta capturar as diferenças na dinâmica macroeconômica entre países asiáticos, latino-americanos e africanos. Kireyev (2000), também usando o VAR em painel, faz uma análise comparativa macro-dinâmica em dezoito países árabes da balança comercial, taxa de câmbio, produto e inflação.

Outros pesquisadores como Rapach (1998), Naka (1997) e Pesaran-Smith (1995), combinam o VAR tradicional e cálculos computacionais modernos para estudar dinâmica macroeconômica em painel.

Segundo Todd (1991) evidências baseadas em análises multivariadas com o VAR, mostram que certos padrões de volatilidade das variáveis são consistentes e semelhantes entre países enquanto outras são mais difíceis de explicar, devido às diferenças de reação de propagação e impactos de choques externos como o preço do petróleo e taxas de juros americanas. Em outras palavras o efeito repercussão pode ser diferente entre países.

2.2. MODELAGENS PARA PREVISÃO DE JUROS E CÂMBIO

Nas próximas subseções são apresentadas as modelagens para a previsão da taxa de juros, baseado na Regra de Taylor, e modelagens teóricas para a previsão da taxa de câmbio,

esses baseados em modelos monetários. Na previsão das taxas de juros propomos também a inclusão da dívida líquida do setor público/PIB e da taxa de câmbio nominal, por razões que justificamos ao longo da seção.

2.2.1. MODELO PARA JUROS

Como o foco da pesquisa concentra-se na abordagem monetária e macroeconômica para determinação dos juros, apresentamos nessa seção: (i) o modelo básico da Regra de Taylor (1993)¹⁸; (ii) um modelo da Regra de Taylor estendida pela taxa de câmbio e pela relação dívida líquida do setor público em relação ao PIB.

2.2.1.1. O Modelo Básico da Regra de Taylor

Segundo Dezordi-D'Agostini-Bittencourt-Curado (2009), a derivação da regra de Taylor (1993) pode ser observada a partir da Teoria Quantitativa da Moeda (TQM), como demonstrado pelo próprio Taylor (1998).

Considerando que a velocidade de circulação da moeda e o volume de transação não alteram no curto prazo, a TQM estabelece que o preço varia diretamente com a quantidade de moeda em circulação. Nesse caso, a variação do estoque monetário não teria impacto permanente sobre o nível real de produto, apenas sobre o nível de preços dos bens e serviços. A versão mais popular da TQM é derivada da equação de trocas de Fisher e pode ser expressa pela seguinte identidade:

¹⁸ Existem diversos modelos financeiros para previsão de juros que não serão apresentados. Entre eles temos a Estrutura a Termo da Taxa de Juros (ETTJ). A ETTJ concentra três classes de modelos: de equilíbrio, de não-arbitragem e estatísticos. Nos modelos de equilíbrio, similar a Vasicek (1977), Brennan-Schwartz (1979), Cox et al. (1985), Hull-White (1990), Heath *et al* (1992) e Duffee (2002), a evolução da estrutura a termo das taxas de juros é dada pela especificação de um processo gerador das taxas de juros de curto prazo, normalmente na forma de um processo de difusão e de uma função de desconto, que dá a relação entre as taxas das maturidades mais longas em função da taxa de curto prazo. Os modelos de não-arbitragem, similar a Heath *et al.* (1992), o ajuste da curva de juros é realizado de forma a não existirem condições de arbitragem entre as taxas, e não envolve diretamente a estimação de parâmetros subjacentes ao processo gerador das taxas de juros. A curva observada é ajustada perfeitamente em cada dia, mas não existe diretamente uma estrutura dinâmica nas taxas de curto prazo e o problema não envolve estimação de parâmetros. Os modelos estatísticos, similar a Litterman-Scheinkman (1991), Shea (1984), Fisher et al. (1995), Vargas (2007), Diebold-Li (2006), Laurini-Hotta (2007), Almeida et al (2007a , 2007b) e Leite-Gomes-Vicente (2009), a curva de juros é construída com base no procedimento de interpolação e previsões são feitas usando séries temporais.

$$M.V = P.Y$$

Onde M é o estoque nominal de moeda; V é a velocidade de circulação da moeda; P é nível de preços, como deflator do PIB, e Y é o PIB real. A moeda é considerada estoque de meios de pagamento. A velocidade de circulação da moeda representa a taxa de utilização. Mostra quantas vezes a moeda é transferida de mãos durante um determinado período de tempo. Os preços, P, de acordo com a TQM, devem variar proporcionalmente com a velocidade de circulação, V, com a quantidade de moeda, M, e inversamente com a quantidade de bens produzidos, Y.

Considerando constantes a velocidade de circulação da moeda e o volume de bens e serviços transacionados no curto prazo, o nível de preços será determinado proporcionalmente pela quantidade de moeda em circulação.

Com base na TQM original, Friedman (1968) sugeriu, na década de 1960, que a conduta da política monetária fosse orientada através do crescimento constante da oferta de moeda. Essa regra para o agregado monetário foi uma alternativa com o propósito de manter a estabilidade de preços. Nesse sentido, com a taxa de crescimento do produto estimada, o nível de preços depende em grande medida do crescimento do estoque monetário. Isso significa que, havendo estabilidade da demanda por moeda, a velocidade de circulação pode ser considerada constante. Formalmente, aplicando as propriedades de logaritmos nas variáveis e derivando em relação ao tempo, de acordo com a identidade da TQM, temos:

$$\dot{p} = \dot{m} + \dot{v} - \dot{y} \quad (1)$$

Onde p é a taxa de inflação; m é a taxa de crescimento da moeda; v é a taxa de crescimento da velocidade de circulação da moeda; e y é a taxa de crescimento do PIB real.

Teoricamente, a estabilidade da velocidade de circulação da moeda tem alta correlação positiva com a taxa de juros nominais de curto prazo. Uma elevação dos juros nominais de curto prazo faz com que os agentes econômicos demandem menos ativos líquidos e, com isso, a velocidade de circulação da moeda aumenta.

Segundo Delfim (1999), a instabilidade da demanda por moeda, observada nos anos 80 e início dos anos 90, levou economistas a buscarem uma nova regra para a condução da política monetária, a qual não fosse determinada por agregados monetários.

Taylor (1993), em vez de focar a conduta e regra da política monetária via agregados monetários propôs, com base na TQM, que a determinação da taxa de juros nominais em regimes de meta de inflação seria eficaz para estabilizar preços. Segundo Taylor (1998, p. 322):

“The policy rule is, of course, quite different from the quantity equation of money, but it is closely connected to the quantity equation. In fact it can be easily derived from the quantity equation”.

Sabendo que a velocidade de circulação da moeda depende diretamente da taxa de juros nominais, é possível substituir v por i . Supondo inicialmente crescimento constante da oferta de moeda, ao isolar a taxa de juros, observa-se relação entre juros, inflação e produto real. Com base na inflação e do produto real, a forma funcional desenvolvida por Taylor (1993) define como o banco central, sob regime de metas de inflação e/ou meta de crescimento do produto, determina a taxa de juros nominal de curto prazo.

Em (Taylor, 1993, p.202) juros, inflação e produto são consideradas estacionárias. Taylor utiliza o desvio do produto real da tendência estocástica e considera a primeira diferença do log do nível de preços, ou seja, a taxa de inflação. Esses pressupostos admitem a seguinte equação para determinar juros:

$$i = \pi + h(\pi - \pi^*) + gy + r^* \quad (2)$$

Onde i é a taxa de juros de curto prazo; π é a taxa de inflação; y é a porcentagem do desvio do produto real da tendência estocástica; π^* é meta da taxa de inflação; e r^* é a taxa de juros reais de equilíbrio. A sensibilidade da inflação e do produto com relação aos juros nominais são, respectivamente, $1+h$ e g .

No Brasil, Minella *et. al* (2003), Jarra (2008)¹⁹, Carvalho-Minella (2009) e Minella-Sobrinho (2009) determinam a previsão da meta da taxa de juros Selic através da Regra de

¹⁹ Jarra (2008) especifica além da regra de Taylor tradicional para prever SELIC, um modelo tipo Taylor tradicional adicionando a taxa de câmbio e um modelo tipo Taylor tradicional adicionando o risco EMBI.

Taylor, retirando a parcial da taxa de juros explicada pelo comportamento do produto em relação ao produto potencial e incorporando a taxa de juros do passado suavizada.

Como resultados verificam que a expectativa da taxa de juros pelo mercado é consistente com a regra de Taylor e, ainda, no sistema de metas de inflação, o banco central reage fortemente às mesmas, trazendo evidência de que a política monetária atua de forma *forward-looking*.

Green (1996) argumenta que o regime de metas de inflação pode ser visto como um processo *forward-looking*. No primeiro, o banco central faz a previsão da inflação e compara com a meta definida. No segundo, dependendo da comparação entre a previsão e a meta, o banco central tomaria sua decisão de política monetária, sob a ótica das expectativas inflacionárias, com o intuito de fazer a previsão de inflação convergir para a meta. Portanto, a inflação esperada é a variável chave no mecanismo de transmissão da política monetária no regime de metas de inflação.

Baseado nos argumentos de Green (1996) para a inflação, algumas especificações da Regra de Taylor para prever a taxa de juros no Brasil, propostas nessa pesquisa, terão a incorporação da expectativa da inflação. Outras especificações terão a inflação observada.

2.2.1.2. O Modelo Básico da Regra de Taylor Estendida pela taxa de Câmbio e pela Dívida Líquida do Setor Público em Relação PIB na Economia Brasileira

Propor previsões da taxa de juros no Brasil somente pela abordagem monetária através do modelo básico da Regra de Taylor pode ser questionado no contexto do cenário atual da economia brasileira. Propomos também prever a taxa de juros pelo modelo que chamamos de modelo básico da Regra de Taylor Estendida pela Dívida Líquida do Setor Público em Relação PIB e pela taxa de câmbio:

$$i = \pi + h(\pi - \pi^*) + gy + r^* + l.d + n.e \quad (3)$$

Onde l e n são as sensibilidades da taxa de juros com relação à dívida líquida do setor

público/PIB (d) e câmbio (e).

Em especial uma das premissas para a inclusão da taxa de câmbio e da dívida líquida do setor público/PIB na Regra de Taylor parte da idéia que as autoridades monetárias devem atuar conjuntamente com as autoridades fiscais, no intuito de: (i) controlar a inflação; (ii) fazer o produto crescer; (iii) controlar o crescimento da dívida pública e (iv) controlar a alta volatilidade da taxa de câmbio e ataques especulativos à moeda local.

2.2.1.2.1. A Dívida Líquida do Setor Público/PIB na Regra de Taylor Estendida

A evolução da composição do perfil da dívida líquida do setor público nos últimos dez anos é evidente. Nos primeiros meses do regime de metas de inflação e câmbio flexível, em 1999, a composição da dívida líquida do setor público era concentrada em títulos indexados a SELIC (quase 60%) e na taxa de câmbio (quase 25%). Juntos, a indexação dos títulos a taxa SELIC e a taxa de câmbio representavam quase 85%.

Garcia-Salomão (2006) apresentam algumas características dos títulos da dívida pública brasileira entre 1999 a 2003²⁰: (i) o alongamento do mercado de renda fixa (dívida pública) em moeda doméstica ocorre simultaneamente a desdolarização; (ii) há uma queda na participação da dívida em moeda estrangeira e esses movimentos, sinalizam, de maneira inequívoca, a redução do risco sistêmico; (iii) tais movimentos, entre 1999 a 2003, ocorrem no contexto de programas de estabilização baseados em fortes fundamentos fiscais, que levam a uma queda significativa da razão dívida/PIB e justificam a percepção de redução do risco sistêmico; (iv) o regime monetário é o de metas de inflação e houve forte redução da taxa inflacionária; (v) a medida que a inflação cai, reduz-se a taxa de juros real, acentuando a queda da taxa de juros nominal, o que incentiva sobremaneira o alongamento dos títulos da dívida; (vi) o aumento da maturidade média da dívida pública se dá concomitantemente ao aumento da sua parcela pré-fixada, refletindo, também de maneira inequívoca, a queda do risco sistêmico e; (vii) os mercados privados não são muito desenvolvidos e miram no mercado de

²⁰ Comuns também no mercado de títulos públicos federais de países emergentes como México, Polônia, Rússia.

dívida pública para desenvolvimento de contratos.

Entre 1999 a 2002, a indexação concentrada na SELIC e na taxa de câmbio permanecia praticamente a mesma, em torno dos 80%. No entanto, houve redução da participação da SELIC na indexação dos títulos públicos, de aproximadamente 60% para 40%, e um significativo aumento da indexação dos títulos públicos pela taxa de câmbio, de 22% para 40%. Também no mesmo período começa-se a perceber uma participação maior na indexação dos títulos públicos por índices de preços, de 6% para 12%, e uma queda da indexação dos títulos públicos pela taxa pré-fixada de 10% para aproximadamente 2%.

Nessas concentrações, um significativo aumento da taxa de juros SELIC ou uma depreciação do real, disparava o estoque da dívida pela rentabilidade oferecida, indexada a essas duas variáveis.

Com a disparada do câmbio em 2002/2003/2004 a composição da dívida pública federal novamente se alterou. Para não ocorrer aumento do estoque da dívida por problemas cambiais, houve queda significativa da parcela dos títulos públicos indexados a câmbio. No Relatório Mensal da Dívida Pública Federal, mês de setembro de 2009, do total da dívida emitida via títulos públicos federais, apenas 6,91% estão indexadas ao câmbio em 2009, ante aos quase 40%, em 2002. Portanto, caso o real deprecie fortemente a dívida líquida do setor público, pela pouca concentração em indexação pela taxa de câmbio, não sofrerá grandes variações²¹.

Dado que a indexação à taxa de câmbio se encontra em níveis reduzidos e que a dívida externa em 2009 é positiva (o Brasil é credor internacional), a principal questão é entender como reduzir a enorme parcela da dívida indexada a SELIC, as Letras Financeiras do Tesouro (LFT's). Paula-Oreiro (2003) afirmam que a dinâmica da dívida pública depende fundamentalmente do superávit primário e do comportamento da taxa de juros. Como a dívida líquida do setor público tem em seu perfil uma composição formada em larga medida pela SELIC e inflação, e ainda as LFT's continuam no mercado, justifica-se o uso da relação dívida

²¹ Em setembro de 2009, o perfil da dívida pública federal tinha a seguinte composição: pré-fixados, 31,1%, índice de preços, 26,50%, SELIC, 34,34%, Câmbio, 6,91% e TR, 1,14%.

líquida do setor público/PIB na regra de Taylor para prever a taxa de juros.

Bresser-Nakano (2002) sugeriram que, no sentido de reduzir a dívida líquida do setor público e recuperar o crescimento econômico, seria necessário seguir uma política monetária baseada em baixas taxas de juros. A lógica da proposta de Bresser-Nakano (2002) está no argumento de que o determinante principal das altas taxas de juros não era alto risco-país, mas a dinâmica da composição do perfil da dívida pública. Bresser-Nakano (2002) argumentam que, quando o BCB define uma alta taxa de juros, o resultado, pela indexação da dívida pública, naquele momento da economia brasileira, é um aumento na razão dívida/PIB no tempo e um maior risco-país.

Gomes-Holland (2003) analisam empiricamente, por um modelo VAR, a inclusão da dívida pública no modelo baseado na regra de Taylor. Os resultados apontam que um aumento da taxa de juros, reduz a inflação e reduz o crescimento do PIB. Mas o impacto da taxa de juros na inflação e no produto fica, em grande parte, suavizado justamente pelo crescimento da dívida pública/PIB. Pela função de impulso resposta e decomposição da variância, Gomes-Holland (2003) afirmam que existe uma parcela da formação da taxa de juros explicada pela dívida pública/PIB, ou seja, a autoridade monetária estaria se preocupando com a meta explícita de inflação, com o produto e com o estoque da dívida. Nesse sentido, na Regra de Taylor deve contemplar também a dívida pública/PIB.

2.2.1.2.2. A Taxa de Câmbio na Regra de Taylor Estendida

Por que, com sistema de metas de inflação e câmbio flutuante, propomos também a inclusão da taxa de câmbio nominal para prever a taxa de juros?

Com a internacionalização, globalização financeira e o uso do câmbio flexível, o canal de transmissão via câmbio ganhou mais atenção nos últimos anos. No Brasil, o canal de câmbio passou a ter maior importância no período após a adoção do regime de câmbio flutuante, em janeiro de 1999. Produziu efeitos importantes na economia brasileira. Segundo Fernandes-Toro (2005, p.2):

“O processo de estabilização, vem recuperando paulatinamente os demais mecanismos monetários de transmissão (via crédito e riqueza, por exemplo), de forma a mitigar a necessidade de taxas de juros tão elevadas. Afinal, em um regime de câmbio flutuante, uma política monetária pode ser conservadora mesmo com taxas de juros moderadas”.

A taxa de câmbio experimentou grandes oscilações, por vezes depreciando, contribuindo para pressionar as taxas de inflação, e, por vezes, depreciando-se, contribuindo para a redução da inflação. Segundo Mendonça (2001, p. 68):

“A relação entre a taxa de câmbio e os preços desempenhou papel importante no cenário brasileiro no período recente. O vínculo direto entre a taxa de câmbio e o preço dos bens *tradeables* – concomitantemente à relação indireta proveniente das matérias-primas importadas – representou o principal temor da equipe econômica brasileira quando da acentuada desvalorização da taxa de câmbio ocorrida no primeiro trimestre de 1999. Apesar disso, a manutenção das elevadas taxas de juros praticadas no período foi suficiente para neutralizar a possível alta dos preços. Ademais, um episódio que serve como ilustração para a segunda relação indireta mencionada diz respeito ao incentivo dado pelo governo, logo após a implementação do Plano Real, à importação de bens como forma de neutralizar um possível aumento dos preços devido ao incremento da demanda em virtude da súbita redução do imposto inflacionário”.

Segundo Mishkin (1996, p.5), a taxa de câmbio é um canal importante de transmissão da política monetária em regimes de câmbio flutuante, principalmente em economias abertas e economias com substancial acumulação de reservas internacionais com ambiente de taxas de juros elevadas.

Com o início da re-estruturação da dívida pública federal nos últimos anos, o *investment grade* concedido por agências de classificação de risco a títulos soberanos, a maior abertura da conta capital, o aumento do ingresso de capitais estrangeiros diretos e indiretos nos últimos anos, o espetacular aumento das reservas cambiais e a grande diferença da taxa de juros brasileira em relação aos países que tem moedas mais líquidas, como Estados Unidos e a região do Euro, o Brasil, por esses motivos parece estar condizente com o cenário traçado por Mishkin (1996) quando se refere à importância do mecanismo de transmissão monetária pela taxa de câmbio.

A essência do canal cambial de transmissão da política monetária está pautada em duas relações: segundo Eichenbaum-Evans (1995), pela relação negativa entre taxa de câmbio e taxa de juros e, segundo Taylor (1995), pela relação positiva entre inflação e taxa de câmbio.

Assim, no geral, políticas monetárias contracionistas, materializados, por exemplo, com aumentos da taxa de juros, produziriam uma apreciação cambial e, em consequência, uma queda da taxa de inflação. Por outro lado, reduções na taxa de juros provocariam depreciações cambiais e aumento da taxa de inflação. A mobilidade da conta de capitais do balanço de pagamentos, nesse sentido, também é um elemento fundamental para apreciar ou depreciar a moeda.

No Brasil, após a introdução do regime de metas de inflação, houve maior abertura da conta de capitais. Com o mercado financeiro internacional mais líquido, houve aumentos significativos dos fluxos positivos de capitais no período, com influência direta na evolução da taxa de câmbio. Dessa forma, é importante considerar o contexto de mobilidade de capitais como essencial no processo de formação da taxa de câmbio no Brasil.

O canal da taxa de câmbio tende a operar com menos defasagem sobre a inflação do que outros canais de transmissão. O RI-BCB (2007, v.9, n.3, p. 121) indica a rapidez que o canal de câmbio transmite à inflação:

“A taxa de câmbio tende a afetar a inflação no trimestre corrente ou no trimestre seguinte. Entretanto, essa defasagem dependerá muito da percepção dos agentes sobre quão persistente é a variação da taxa de câmbio. Por exemplo, se um aumento ou diminuição da taxa de câmbio for considerado como sendo temporário, haverá menor incentivo para os agentes repassarem para os preços. Isso pode gerar um comportamento de aguardar a vez, gerando assim uma maior defasagem no mecanismo. Existem evidências também de que a rapidez do repasse cambial depende da posição da economia no ciclo econômico. Isso significa que uma depreciação cambial ocorrida em momento de demanda aquecida tende a ter impacto mais rápido sobre os preços do que em períodos atividade econômica moderada.”

No regime de metas de inflação, bancos centrais utilizam canais de transmissão da política monetária com o objetivo de promover a convergência das expectativas inflacionárias à meta de inflação. O modelo estrutural do BCB prevê uma condição de paridade descoberta da taxa de juros na qual a taxa de câmbio é função negativa da taxa de juros. Como base de preço do ativo “moeda internacional” e com influência na determinação do nível geral de preços, a taxa de câmbio, tornou-se um dos elementos importantes nas decisões de condução da política monetária do BCB.

Noronha (2007) investiga, através do VAR, o papel do mecanismo de transmissão

cambial da política monetária brasileira durante os primeiros oito anos do regime de metas de inflação. As principais conclusões do trabalho são: (i) entre julho de 1999 a março de 2003, a política monetária não teve influência na formação da taxa de câmbio, enquanto a depreciação cambial teve como resposta o aumento da taxa de juros; (ii) entre abril de 2003 a dezembro de 2006 a manutenção da política monetária contracionista influenciou o processo de apreciação cambial; (iii) a influência dos capitais internacionais parece sobrepor à influência da política monetária interna na determinação da taxa de câmbio.

Mas como é o mecanismo de transmissão da política monetária via câmbio?

Variações na taxa de juros domésticas afetam o rendimento dos títulos domésticos em relação aos títulos externos, gerando movimentos na taxa de câmbio para equalizar o rendimento relativo ou os diferenciais de retorno, ajustado pelo prêmio de risco. Assumindo-se elevação das taxas de juros domésticas e manutenção ou queda da taxa de juros internacional, o novo diferencial de juros provoca a entrada de capitais estrangeiros na economia, se o apetite dos investidores ao prêmio de risco é aceito. Assim, mais moeda estrangeira estará disponível no mercado doméstico e, portanto, a moeda nacional se aprecia em relação à moeda internacional. Se o risco é aceito pelos investidores, significa que, uma política monetária contracionista doméstica e uma política monetária expansionista internacional, em condições de normalidade do mercado financeiro faz com que a moeda nacional se aprecie em relação à moeda internacional, pela entrada de capitais estrangeiros.

No mesmo período em que a taxa de juros doméstica sobe e a taxa de juros internacional permanece constante ou cai, é importante notar o comportamento do câmbio real, que determinará o comportamento do comércio internacional. Ao considerar os preços domésticos e internacionais invariantes, a taxa real de câmbio sofre apreciação. A competitividade dos produtos domésticos é menor, visto que a apreciação do câmbio real, em termos de preços relativos, faz com que o preço do produto doméstico se eleve em termo da moeda internacional. O resultado é a queda das exportações líquidas, a piora na conta corrente do balanço de pagamentos e redução do nível de produto.

No caso brasileiro, o RI-BCB (2007, v.9, n.3, p.121) afirma que existem evidências

empíricas que o comportamento do prêmio de risco e dos fluxos comerciais têm papel relevante na determinação do câmbio. Nessas duas perspectivas variações no rendimento relativo de ativos geram variações nos fluxos líquidos de capitais, afetando assim a taxa de câmbio.

Os efeitos da taxa de câmbio sobre a inflação dependerão do grau de abertura comercial e financeira do país. Quanto mais aberta é a economia, mais influência o câmbio exercerá sobre a inflação. Segundo Noronha (2007), os efeitos da política monetária sobre o câmbio e esse na inflação não ocorrem simultaneamente. Embora mudanças na taxa de juros acarretem mudanças na taxa de câmbio de forma quase contemporânea, os efeitos da mudança na política monetária levam algum tempo para ocorrer de forma completa na inflação.

Goldfajn-Werlang (2000), após pesquisar 171 países, afirmam que o efeito total do movimento na taxa de câmbio sobre a inflação cresce com o tempo, ou seja, o coeficiente de repasse após doze meses é proporcionalmente superior ao coeficiente de repasse após três meses. O RI-BCB também descreve que a taxa de câmbio exerce influência sobre o nível de preços domésticos. Uma apreciação da taxa de câmbio, ocasionada, por exemplo, pela elevação da taxa de juros doméstica, transmite os efeitos da política monetária de três maneiras distintas: (i) particularmente rápido no nível de preços domésticos dos bens *tradeables* comercializáveis internacionalmente como as *commodities* agrícolas e minerais; (ii) exerce efeitos indiretos por meio dos bens produzidos internamente que se utilizam de matérias-primas importadas, onde diminui o custo de produção desses bens, ocasionando queda de seus preços e; (iii) através da demanda agregada.

Uma apreciação da moeda doméstica em relação à moeda internacional causa o efeito substituição de bens domésticos por similares importados porque os produtos importados ficam relativamente mais baratos. Isso desloca a demanda dos bens domésticos por similares importados, diminuindo, portanto, a demanda agregada e a pressão sobre o nível de preços doméstico.

Arquete-Jayme Jr. (2003) avaliam o impacto de política monetária na inflação e na produção, entre os períodos de julho de 1994 a dezembro de 2002. Como variáveis do modelo usaram a inflação (IPCA), taxa de juros (SELIC) e hiato do produto. Adicionalmente, em

outros modelos VAR, Arquete-Jaime Jr (2003) incluíram também uma quarta variável, a saber: a taxa de câmbio nominal, a taxa real de câmbio e as reservas internacionais no BCB com objetivo de capturar a restrição do setor externo no Brasil.

De acordo com Arquete-Jaime Jr (2003) os resultados apontam que a política monetária através das taxas de juros, das restrições externas e da volatilidade da taxa de câmbio tem efeitos reais sobre a economia. Essas variáveis são importantes e devem incorporar a função de reação do banco central para explicar o comportamento da inflação e dos juros.

2.2.2. MODELOS PARA CÂMBIO

Sob regime de taxas de câmbio flutuantes, a teoria macroeconômica fundamenta diversas noções sobre a determinação da taxa de câmbio e examina as condições de desequilíbrio com diferentes perspectivas. Pelo menos cinco linhas de pesquisas são empregadas para determinar a taxa de câmbio e explicar o comportamento das suas flutuações: (i) o equilíbrio da balança comercial; (ii) o equilíbrio de conta corrente; (iii) o equilíbrio global do balanço de pagamentos, incluindo portanto a conta capital mais a conta corrente; (iv) a ausência de ataques especulativos em mercados de câmbio; (v) a ausência de uma disputa, *begger the neighbour*, com outras moedas correntes internacionais.

A primeira noção, refere-se à lei do preço único e a lei da paridade do poder de compra, *Purchasing Power Parity* (PPP), que diz que, no longo prazo, movimentos dos preços influenciam a balança comercial, importações e exportações de bens *tradeables*. De acordo com essas leis, no longo prazo, os preços domésticos devem ser iguais aos preços internacionais com a taxa de câmbio fixa e igual a um (versão forte ou absoluta); ou na versão fraca, a variação da taxa de câmbio deve ser proporcional à variação relativa de preços.

No curto prazo, por exemplo, a condição de Marshall-Lerner explica o comportamento do câmbio pela elasticidade de importações e exportações. Esse fundamento explica a convergência para PPP de longo prazo e o desequilíbrio da balança comercial, pelo menos até os movimentos de preços absorverem, com o tempo, o efeito da variação cambial no

curto prazo.

A segunda e terceira noção sobre a determinação da taxa de câmbio, o equilíbrio da conta corrente e o equilíbrio global do balanço de pagamentos, incluindo portanto a conta capital mais a conta corrente, foram desenvolvidas por economistas da abordagem monetária que focaram na importância do crescimento da moeda em condições de desequilíbrio de curto prazo. Essas abordagens monetaristas denominadas *Monetary Approach to the Balance of Payments* (MABP), tiveram suas raízes no modelo Mundell-Fleming e pode ser dividido em duas abordagens: (i) a Abordagem Monetarista pela Conta Corrente, *Current Account Monetarist Approach (CAMA)*, que determina a taxa de câmbio por movimentos causados pelos saldos monetários reais da conta corrente e; (ii) a Abordagem Monetarista pela Conta Capital, *Capital Account Monetarist Approach (KAMA)*, que foca, ambos na conta corrente e conta capital, por exemplo, no equilíbrio global da balança de pagamentos. Nesse modelo para determinar câmbio, considera-se ajustes lentos/rápidos de preços e diferenças de taxa de juros entre países, esse determinado pela Paridade da Taxa de Juros a Descoberto - *Uncovered Interest Rate Parity (UIP)*.

A *Balance Portfolio Approach (BPA)*, refere-se à terceira noção para determinação da taxa de câmbio. O BPA examina, semelhantemente aos modelos KAMA e CAMA, movimentos da conta capital e conta corrente mas em vez de usar a UIP, assume que ativos domésticos e internacionais não são substitutos perfeitos. Essa hipótese conduz à introdução de um prêmio de risco nos modelos e o uso da paridade de juros coberta, *Covered Interest Rate Parity (CIP)*, ao invés da UIP. A presença do risco no modelo BPA explica porque os operadores especulam no mercado de câmbio e induzem os movimentos para equilibrar a taxa de câmbio, mesmo em ambiente de estabilidade de preços.

A quarta noção para determinar a taxa de câmbio é o comportamento da política monetária. Nessa teoria cambial, para explicar ataques especulativos contra a moeda é necessário somar a hipótese da credibilidade da autoridade monetária e o custo da intervenção no mercado cambial através das reservas internacionais, mesmo no regime de câmbio flutuante. A ausência da primeira condição e a presença de altos custos, por exemplo, sobre as reservas

internacionais, podem induzir os investidores a fazer ataques especulativos em moeda corrente para obter lucros no futuro.

A quinta noção sobre a determinação da taxa de câmbio refere-se também ao comportamento da política monetária. Em regime de taxa de câmbio flexível não é possível usar depreciação competitiva, mas é possível aumentar o crescimento da quantidade de moeda acima do crescimento da quantidade de moeda do resto do mundo. Seguindo essa teoria sobre a quantidade de moeda, os preços serão elevados para um nível mais alto que no resto do mundo e a taxa de câmbio aumenta, significando depreciação da moeda local.

Existem muitos candidatos de modelos empíricos disponíveis para a determinação de taxa de câmbio. Os modelos escolhidos foram selecionados de acordo com os seguintes critérios: (i) conforme a literatura sobre economia monetária; (ii) não restritivo para modelo só teórico ou empírico; (iii) replicável e disponível para implementação; (iv) focados em abordagens monetárias e seus derivados.

Portanto, os modelos para determinação do câmbio apresentados são (i) a Paridade do Poder de Compra - *Purchasing Power Parity* (PPP); (ii) a Paridade da Taxa de Juros a Descoberto - *Uncovered Interest Rate Parity* (UIP); (iii) a Paridade da Taxa de Juros Coberta - *Covered Interest Rate Parity* (CIP); (iv) o Modelo Monetário de Preços Flexíveis, *Flex-Price Monetary Approach* (FLMA); (v) o Modelo Monetário de Preços Rígidos, *Sticky Price Monetary Approach* (SPMA); (vi) Modelo Monetário pela abordagem do Balanço de Pagamentos, *Monetary Approach to the Balance of Payments* (MABP); (vii) O Modelo pela Abordagem da Carteira, *Balance Portfolio Approach* (BPA).

2.2.2.1. Modelo de Determinação do Câmbio pela Paridade do Poder de Compra - *Purchasing Power Parity* (PPP)

Segundo Balassa (1964) o modelo da Paridade do Poder de Compra (PPP) explica os movimentos da taxa de câmbio entre duas moedas correntes pela mudança do nível de preços nas economias. O mecanismo de arbitragem no mercado de bens determina a taxa de câmbio

para igualar preços entre as duas economias.

As hipóteses do modelo que simplifica o entendimento da relação de preços são: (i) a produção está em pleno emprego; (ii) os preços domésticos não são influenciados pela variação do nível de preço internacional e; (iii) as quantidades de importações e exportações são determinadas pela competitividade real. Numa condição de equilíbrio, o bem comprado em um país deve ser igual ao bem comprado em outro país, se expresso na mesma unidade de medida. Custos adicionais, por exemplo, de transportes não são considerados. Essa condição é conhecida com a versão forte da PPP ou também chamada de Lei do Preço Único:

$$E = \frac{P}{P^*} = R = 1 \quad (4)$$

Onde E é a taxa de câmbio nominal, P e P* são os preços domésticos e internacionais e R é a taxa de câmbio real, que é igual à unidade. A PPP na teoria é a versão da determinação do câmbio de longo prazo.

Como o câmbio é flexível, a versão relativa ou fraca da PPP descarta a unidade como sendo a medida da taxa real de câmbio e, portanto, a variação da taxa nominal de câmbio, s, é dado pela diferença da variação dos preços domésticos em relação à variação de preços internacionais²². Em logaritmos, temos:

$$s_t = p - p^* \quad (5)$$

A equação da PPP é a relação de equilíbrio de longo prazo da taxa de câmbio, condicionada a variação dos preços das economias. Nesse sentido, no equilíbrio de longo prazo, o valor das exportações é igual ao valor das importações e o comércio entre os países está em equilíbrio.

Isto acontece porque os consumidores preferem comprar os bens ofertados ao menor preço. Assim, a apreciação da moeda doméstica, observada pela queda da taxa de câmbio, aumenta a demanda dos residentes domésticos por bens internacionais com preços mais baratos

²² Nas estimações utiliza-se os índices de preços em vez dos níveis de preços das economias. Alternativamente pode-se pensar em utilizar índices de preços acumulados na equação.

do que no exterior. O oposto é verdadeiro.

Caso a soma da elasticidade das exportações, η_x , e da elasticidade das importações, η_m , em termos de valor absoluto, é maior que 1, uma apreciação (depreciação) da moeda doméstica causa uma piora (melhora) na balança comercial. Esse equilíbrio automático do comércio é conhecido como a condição de Marshall-Lerner: $|\eta_x| + |\eta_m| > 1$.

É possível, portanto, concluir que a taxa de câmbio de equilíbrio consistente com o equilíbrio do comércio internacional, ou seja, a taxa real de câmbio deve ser igual a 1. Mas, as evidências empíricas mostram que as flutuações de longo prazo na taxa real de câmbio indicam que a versão forte da PPP (Leido Preço Único) não se concretiza (Engel 1999).

A literatura ortodoxa explica que esses movimentos são originados por choques no setor real da economia. A primeira explicação está entre os bens *tradables* e *nontradables*. Flutuações nos preços dos bens *non-tradables* causam uma inflação mais alta e isso não pode determinar uma realocação de demanda por bens entre os países. A segunda explicação é o crescimento relativo da produtividade. Se um país tem um aumento permanente na taxa de produtividade, os preços se tornam permanentemente baixos e haverá um aumento permanente da taxa real de câmbio. A terceira explicação é baseada sobre a relação de preferência do consumidor internacional. Se um país tem aumento na demanda por bens domésticos, então o preço de equilíbrio na economia doméstica deve ser maior. Isso causa uma diminuição permanente da taxa real de câmbio.

De acordo com o modelo PPP, no longo prazo, existe uma realocação de recursos entre o comércio. Isso pressiona a taxa real de câmbio novamente igual 1. No entanto, no curto prazo, a PPP falha bastante para explicar as razões do desequilíbrio, impostas pela condição de ajuste de Marshall-Lerner.

Assumindo que o mercado financeiro é globalizado e a taxa de câmbio é flexível, ao aplicar o modelo PPP, a determinação da taxa de câmbio pode depender da relação de preços dos valores presentes e passados dessas economias. Portanto, modelos VAR e BVAR, do tipo

PPP, pode ser especificada para elaborar previsões da taxa de câmbio²³.

2.2.2.2. Modelos de Determinação do Câmbio pela Paridade da Taxa de Juros a Descoberto - *Uncovered Interest Rate Parity (UIP)* e Coberto - *Covered Interest Rate Parity (CIP)*

O modelo de determinação do câmbio pela paridade da taxa de juros a descoberto, *Uncovered Interest Rate Parity (UIP)*, descreve como a taxa de câmbio se move de acordo com os retornos esperados entre ativos, alocados em duas moedas correntes diferentes. Assume-se mobilidade de capitais. Pela arbitragem dos ganhos dos agentes econômicos a UIP explica como podem existir fluxos positivos ou negativos de capitais no país. Esse fluxo acaba influenciando a determinação da taxa de câmbio. Fluxos positivos de capitais, ao longo do tempo, pressionam a moeda local à apreciação enquanto fluxos negativos de capitais pressionam a moeda local à depreciação. Isso significa que a taxa de câmbio será determinada de modo que as rentabilidades entre as duas moedas sejam iguais. Especificamente, o modelo UIP determina a taxa de câmbio pela relação de arbitragem entre as rentabilidades domésticas e internacionais pela seguinte expressão:

$$E_t(s_{t+h} - s_t) = i_t - i_t^* \quad (6)$$

Onde $E_t(s_{t+h} - s_t)$ é a expectativa de retorno do mercado da taxa de câmbio, entre o tempo atual t e o tempo futuro $t+h$; i e i^* são as taxas de juros domésticas e internacional, em moeda corrente. Segundo Muinhos *et al* (2003, p.64), apesar de ser originada pela condição de não-arbitragem, resultados empíricos revelam que a relação da UIP para explicar o comportamento de câmbio no curto prazo, em muitos países, não é observada. Existe uma relação de risco-retorno, não apontada no modelo UIP.

Em países industrializados, em que se supõe que o prêmio de risco é nulo, é comum a estimação de parâmetros multiplicando o diferencial de juros com sinais próximos de zero, ou até negativos, rejeitando-se, em alguns casos, a hipótese nula de que são iguais a 1. Portanto, na

²³ Cheung *et al.* (2005) e Lam-Fung-Yu (2008)

realidade, somente o diferencial de juros do modelo UIP é questionável, principalmente quando se trata de determinação de câmbio empregando moedas de países emergentes. Nesse sentido, testes da relação UIP, apontam para a existência de um prêmio de risco entre as rentabilidades dadas pelas taxas de juros. Assim a equação da UIP é modificada para a paridade coberta da taxa de juros, *Covered Interest Parity (CIP)* para explicar o comportamento do câmbio de curto prazo:

$$\Delta s^c = i - i^* - \lambda \quad (7)$$

Onde λ é o prêmio do risco. Então se o prêmio de risco diminui, a moeda doméstica se aprecia em relação à moeda internacional. O modelo UIP, nas pesquisas de Alexius(2001), Cheung et al. (2005) e Lam-Fung-Yu (2008), foram capazes de prever câmbio em horizontes mais longos. No Brasil, Muinhos-Freitas-Araújo (2001), Muinhos-Alves-Riella (2003)²⁴ e Moura *et al* (2008) encontram evidências de que um processo de passeio aleatório, *random walk*²⁵, não é a melhor hipótese para explicar o comportamento da taxa de câmbio de curto prazo no Brasil, sendo esse melhor capturado por modelos *CIP*, derivados da hipótese de não-arbitragem da condição de paridade descoberta de juros, UIP.

2.2.2.3. As Raízes Monetárias da Determinação da Taxa de Câmbio – Mundell-Fleming

O núcleo da abordagem monetária argumenta que no regime de câmbio flexível a taxa de câmbio é determinada pela quantidade de crescimento da moeda²⁶. Mundell-Fleming, Fleming (1962) e Mundell (1963) abordaram essas idéias extensivamente nos modelos IS-LM-BP para uma economia aberta, em regime de câmbio fixo e flexível.

Nessa seção somente a contribuição de Mundell-Fleming pelo modelo IS-LM-BP, relativa à taxa de câmbio flexível será explanada. Partindo da soma das equações da balança

²⁴ Em Muinhos *et al* (2003) a UIP é estimada, em termos mensais, a partir da mudança do regime cambial, janeiro de 1999. Como prêmio de risco soberano, utilizou-se o *spread* do *C-Bond* em relação ao título do Tesouro americano, *US Treasury*. Para o diferencial de juros, assumiu-se como sendo uma função linear do diferencial entre a taxa Selic e a Federal Funds.

²⁵ Alguns exemplos de trabalhos que utilizaram modelo *random walk* são Froot-Thaler (1990) e King (1998).

²⁶ Ver os trabalhos de Polak (1957) e Hahn (1959).

comercial, BC, e conta capital temos a equação do balanço de pagamentos, BP:

$$\Delta BC = \delta(s + p^* - p) - \gamma y + q \quad (8)$$

$$\Delta CK = \alpha(i - i^*) \quad (9)$$

$$\Delta BP = \Delta BC + \Delta CK \therefore \Delta BP = \delta(s + p^* - p) - \gamma y + q + \alpha(i - i^*) \quad (10)$$

A primeira expressão representa o equilíbrio do comércio em termos da taxa de câmbio real e importações, γy , além de fatores exógenos, q . Caso os preços sejam fixos, movimentos da taxa de câmbio nominal determinam movimentos correspondentes da taxa de câmbio real. Caso a condição Marshall-Lerner seja verificada, existirá uma melhora (piora) da balança comercial no caso de uma depreciação (apreciação) da taxa de câmbio.

A segunda expressão mostra os movimentos da conta capital, tendo como condição da mobilidade de capitais, o diferencial da taxa de juros. O parâmetro α indica o grau de mobilidade de capital. Caso $\alpha = 0$, a conta capital não afeta a balança de pagamentos e não existe mobilidade de capitais; se $\alpha = 1$, há mobilidade perfeita de capitais e, portanto, movimentos das taxas de juros causam mudanças na taxa de câmbio.

A hipótese adicional é que o aumento das taxas de juros domésticas causa apreciação da moeda doméstica, de forma que $\delta s / \delta i < 0$, caso exista a condição de equilíbrio entre preços domésticos e internacionais, por exemplo, com preços fixos.

No regime de taxa de câmbio flexível com perfeita mobilidade de capitais, a expansão monetária diminui as taxas de juros domésticas. O capital migra para o mercado financeiro internacional comprando, por exemplo, moeda estrangeira e, ambas, taxas nominal e real de câmbio aumentam pela hipótese de preços fixos. A moeda nacional se deprecia. A conta comercial melhora, pela pressão do aumento das exportações e queda das importações. Por outro lado existirá déficit na conta capital, pelo diferencial de juros agora menos atrativo.

O mecanismo de ajuste pára quando o aumento da demanda por bens, dado pela curva IS, eleva a taxa de doméstica para níveis internacionais. O resultado final da expansão monetária, portanto, causa aumento da renda e pode ser definido como perfeitamente efetivo. O

mesmo exercício pode ser feito via expansão fiscal. Nesse caso a política fiscal é ineficaz porque causa um aumento das taxas de juros, apreciação do câmbio e queda das exportações.

Nesse arcabouço, a abordagem monetária afirma que a taxa de câmbio de equilíbrio é definida como função do equilíbrio global da balança de pagamentos. O grande limite dessa abordagem é a hipótese de preços fixos. As abordagens que se seguem tentaram superar esse limite do modelo Mundell-Fleming.

2.2.2.4. Determinação da Taxa de Câmbio pela Abordagem Monetária do Balanço de Pagamentos - *Monetary Approach to the Balance of Payments (MABP)*

A Abordagem Monetária do Balanço de Pagamentos - *Monetary Approach to the Balance of Payments (MABP)* teve suas raízes no modelo Mundell-Fleming. O modelo *MABP* pode ser dividido em duas abordagens: (i) a Abordagem Monetarista pela Conta Corrente, *Current Account Monetarist Approach (CAMA)*, que determina a taxa de câmbio por movimentos causados pelos saldos monetários reais da conta corrente e; (ii) a Abordagem Monetarista pela Conta Capital, *Capital Account Monetarist Approach (KAMA)*.

2.2.2.4.1. Modelo de Determinação da Taxa de Câmbio pela Abordagem da Conta Corrente - *Current Account Monetarist Approach (CAMA)*

Mundell (1968 e 1971) e Johnson (1972) conectaram as conclusões do modelo IS-LM-BP com os modelos monetaristas de economia fechada desenvolvidos por Patinkin (1956) e Friedman-Schwarz(1963), conduzindo a aproximação da determinação da taxa de câmbio pela Abordagem da Conta Corrente - *Current Account Monetarist Approach (CAMA)*.

A análise *CAMA* estuda os movimentos da conta corrente do balanço de pagamentos para explicar o equilíbrio da taxa de câmbio. As seguintes hipóteses simplificam o mecanismo: (i) a condição de arbitragem sobre os preços, no longo prazo, valida a PPP; (ii) a demanda real por moeda é função estável da renda e da taxa de juros; (iii) a renda está no nível de pleno emprego e, (iv) a taxa real de juros é determinada pela produtividade marginal do capital

enquanto que a taxa nominal de juros é determinada pela equação de Fisher.

Os modelos *CAMA* explicam o desequilíbrio da taxa de câmbio em termos relativos da taxa de crescimento da moeda porque a taxa de crescimento dos preços (inflação) depende da taxa de crescimento da moeda. Partindo do equilíbrio do mercado monetário, uma versão simples do modelo *CAMA* pode ser expressa como:

$$m^s = p + \phi y - \phi i \quad (11)$$

$$m^{s*} = p^* + \phi y^* - \phi i^* \quad (12)$$

Onde, $m^s, m^{s*}, p, p^*, y, y^*, i, i^*$, denotam a oferta de moeda, nível de preços, produto e taxas de juros nominais domésticas e internacionais, todos expressos em termos de logaritmos naturais. Utilizando a PPP, $s = p - p^*$, por substituições nas equações 11 e 12, temos:

$$p - p^* = s = m - m^* - \phi y - \phi^* y^* + \phi i - \phi^* i^* \quad (13)$$

Dado o produto e as taxas de juros domésticas e internacionais, (y, y^*, i, i^*) e as sensibilidades da taxa de câmbio com relação ao produto doméstico e internacional, (ϕ, ϕ^*) , e com relação às taxas de juros domésticas e internacional, (ϕ, ϕ^*) , a equação 13 indica que a taxa de câmbio é determinada pela taxa de crescimento relativa da oferta de moeda doméstica e internacional, m e m^* .

O mecanismo de ajuste pode ser descrito como o efeito real de equilíbrio, *real-balance-effect*, no mercado internacional de moeda. Assim, um aumento na taxa de crescimento da oferta de moeda doméstica maior do que um aumento na taxa de crescimento da oferta de moeda internacional, $m > m^*$, causa depreciação da moeda nacional. Isso ocorre porque induz consumidores a comprar produtos estrangeiros. Comprando bens estrangeiros, causa diretamente apreciação da moeda corrente estrangeira e uma depreciação da moeda nacional.

Comprando bens domésticos, se a produção está no pleno emprego, o efeito é o aumento de preços, inflação. Nesse sentido, os bens domésticos se tornam mais caros e, por comparação, os bens internacionais se tornam preferidos para o consumo.

Caso, na equação 13, ao adicionarmos a paridade de Fisher, $i = r + p$, onde r é a taxa de juros real, o aumento da taxa de juros doméstica causará depreciação da moeda doméstica, $\delta s / \delta i > 0$. Esse efeito do aumento da taxa de juros doméstica sobre o câmbio é o oposto do modelo Mundell-Flemming, exposto na seção 2.2.2.3.

De fato, um aumento na taxa de juros doméstica é determinado pelo aumento das expectativas de crescimento da inflação. O aumento da expectativa sobre o crescimento da inflação causa um aumento da demanda por moeda estrangeira em relação à moeda doméstica.

Em termos relativos da oferta de moeda, então, haverá depreciação da moeda doméstica. O resultado do câmbio explicado pelo modelo *CAMA* com foco sobre a conta corrente pode ser estendida a movimentos da conta capital. Os movimentos da conta capital e seus impactos sobre a taxa de câmbio são considerados na Abordagem Monetarista pela Conta Capital, *Capital Account Monetarist Approach (KAMA)*, tema da próxima seção.

2.2.2.4.2. A Determinação da Taxa de Câmbio pela Abordagem Monetarista da Conta Capital, *Capital Account Monetarist Approach (KAMA)*

A Abordagem Monetarista da Conta Capital, *Capital Account Monetarist Approach (KAMA)*, desenvolvido inicialmente por Dornbush (1976), Frenkel (1976) e Bilson (1978), similar a abordagem *CAMA*, define a taxa de câmbio de equilíbrio a partir de resultados da divergência da taxa de crescimento da oferta de moeda entre países. Em vez de considerar exclusivamente os movimentos da conta corrente como nos modelos *CAMA*, a abordagem *KAMA* também considera os movimentos da conta capital a partir da condição UIP, $E_t(s_{t+h} - s_t) = i_t - i_t^*$. O modelo *KAMA* introduz expectativas, permite estudar as flutuações da produção em relação ao seu nível de equilíbrio de longo prazo devido variações da taxa de câmbio e analisa as relações entre movimentos da conta capital e conta corrente.

Podem ser distinguidas 2 abordagens do modelo *KAMA*: (i) a Abordagem Monetária com Preços Flexíveis, *Flex-Price Monetary Approach (FLMA)* e; (ii) a Abordagem Monetária com Preços Rígidos, *Sticky-Price Monetary Approach (SPMA)*. As 2 abordagens serão

expostas adiante.

O modelo *SPMA* pode ser ajustado com o modelo *FLMA*, no longo prazo, adicionado a condição de *overshooting* da taxa de câmbio, similar a Dornbush.

O modelo *KAMA* usa a *UIP* porque os investidores, avessos ao risco, preferem realocar os investimentos feitos em títulos domésticos em qualquer instante pela possibilidade de ganhar rentabilidades pela diferença das taxas de juros ou em valor futuro de moedas correntes. Além da hipótese da *UIP*, o efeito riqueza não é considerado. Considerando a demanda, AD , e oferta agregada, dada pela curva de Phillips, temos:

$$AD = \delta(s - p + p^*) - \sigma i + \gamma y + y' \quad (14)$$

$$\pi = h(AD - y_f) = h[\delta(s - p + p^*) - \sigma i + \gamma y + y' - y_f] \quad (15)$$

Onde $\delta(s - p + p^*)$ é o efeito da taxa real de câmbio sobre o saldo comercial, σi é a resposta do consumo e investimento com relação à taxa de juros, γy é a resposta da demanda agregada em relação às importações de bens de consumo e y' são fatores exógenos. No mais a curva de Philips indica que a taxa de inflação, π , varia se o valor da demanda agregada diverge do seu valor de longo prazo ou de pleno emprego, y_f .

No caso de preços flexíveis, *flex price*, se a oferta de moeda diminui, os preços caem na mesma proporção, por causa da hipótese de expectativas racionais. Se a taxa de câmbio nominal cai imediatamente, a taxa real de câmbio permanece inalterada. Caso a demanda permanece igual à oferta, as taxas de juros relativas não variam e, portanto, não existem modificações na conta capital para financiar uma variação da conta corrente.

No caso de preços rígidos, *sticky price*, quando o fenômeno de *overshooting* ocorre, a resposta da variação da taxa de câmbio é mais do que o necessário sobre a variação inicial da oferta de moeda. Na hipótese do aumento da oferta de moeda, a queda da taxa de juros doméstica induz os fluxos de capital para outros países. Ocorre, então, pela condição *UIP*, a depreciação da taxa de câmbio. Com a depreciação, induz o aumento das exportações de bens domésticos. Mas como os bens domésticos ainda estão com preços rígidos no curto prazo, devido ao lento ajuste do mercado de bens, temos que $s - p^* > p$. Existe então um desequilíbrio da

UIP, causando um superávit na conta corrente no curto prazo.

Quando os preços domésticos se ajustam para cima devido ao aumento da oferta de moeda, causado pelo movimento lento concedido pelo *real-balance-effect* analisado no modelo *CAMA*, pela curva de Phillips, o excesso de superávit da conta corrente diminui e a taxa de câmbio se aprecia, em direção ao seu nível de equilíbrio de longo prazo. Assim, o *overshooting* da taxa de câmbio, $\Delta s > 0$, é causado pela expectativa de apreciação do câmbio ($\Delta E(s) < 0$) gerado pelo aumento das exportações, pois $\Delta s > -\Delta E(s)$. Isso reforça a hipótese de não neutralidade da moeda no curto prazo.

2.2.2.4.3. Modelo de Determinação de Câmbio pela Abordagem Monetária *Flex-Price Monetary Approach (FLMA)*

Segundo Macdonald-Taylor (1992), Cheug (2005) e Hallwood-Macdonald (2000, p.179) o modelo *Flex Price Monetary Approach (FLMA)* combina a abordagem monetária tradicional com a teoria da determinação do nível de preço, dado pela equação da *PPP*, para explicar a taxa de câmbio²⁷.

Moura *et al* (2008) testa a adequação e o poder de previsão de modelos empíricos de determinação da taxa de câmbio, como o *FLMA* e *SPMA*. Adaptando esses modelos tradicionais ao Brasil, incluindo variáveis de controle que capturam o prêmio de risco entre Brasil e EUA, Moura *et al* (2008) mostra diversas especificações que oferecem boas previsões da recente volatilidade do câmbio, R\$/USD.

O *FLMA* é um modelo com variáveis domésticas e internacionais. Cada país produz um bem e assume-se que esses bens são substitutos perfeitos. Na ausência de restrições comerciais a *PPP* assegura a taxa de câmbio, $s_t = p - p^*$. Adicionalmente, cada país tem moeda e títulos públicos. Assume-se que as moedas de cada país são não-substitutos e que os títulos públicos são substitutos perfeitos. Assume-se também que existe deslocamento tático entre ativos na carteira de investimentos imediatamente após uma perturbação econômica. O capital

²⁷ O uso da *PPP* numa teoria da determinação da taxa de câmbio, segundo Hallwood-Macdonald (2000, p.179), pode não ser empiricamente bem suportada.

tem mobilidade entre os países e é dado pela paridade de taxa de juros a descoberto, *UIP*, $E_t(s_{t+h} - s_t) = i_t - i_t^*$.

O modelo *FLMA* também descreve que a riqueza nominal, W , está alocada em três ativos: moeda, M , títulos domésticos, B , e títulos internacionais, B^* . Essa alocação de riqueza é válida e equivalente para o estrangeiro. Como os títulos são substitutos perfeitos, B e B^* são somáveis. Então:

$$W = M + V \quad (16)$$

A riqueza, W , portanto é aplicado no mercado monetário e no mercado de títulos. Adicionalmente, qualquer desequilíbrio no mercado monetário terá desequilíbrio igual e oposto no mercado de títulos. Na abordagem monetária o foco está no mercado monetário. O mercado monetário consiste nas relações entre a oferta e demanda por moeda, tanto na economia doméstica, quanto na economia internacional. A demanda por moeda tradicional, similar a Cagan, é determinada por:

$$m_t^D - p_t = \alpha_1 y_t - \alpha_2 i_t \quad (17) \quad \alpha_1, \alpha_2 > 0$$

$$m_t^{D*} - p_t^* = \alpha_1 y_t^* - \alpha_2 i_t^* \quad (18)$$

Onde, p e i foram definidas anteriormente, m é o logaritmo natural de demanda por moeda, y é o logaritmo natural do nível de produto real do país. Como a variável dependente m e y são expressos em logaritmos naturais, α_1 tem a interpretação de elasticidade de renda da demanda por moeda e, desde que i é expresso como uma proporção e não como logaritmo, α_2 tem a interpretação de semi-elasticidade.

O modelo *FLMA*, por simplicidade, assume que a elasticidade renda e semi-elasticidade da taxa de juros é igual entre países. No modelo *FLMA* a oferta de moeda é exogenamente determinado pelas autoridades monetárias domésticas e internacionais. Portanto, o mercado monetário fica equilibrado continuamente, assim:

$$m_t^s = m_t^D = m_t \quad \text{e} \quad m_t^{s*} = m_t^{D*} = m_t^* \quad (19)$$

Substituindo a equação de equilíbrio (19), na equação (17 ou 18), subtraindo a relação do mercado monetário estrangeiro da expressão do mercado monetário doméstico e resolvendo para o nível de preço relativo, obtemos:

$$p_t - p_t^* = m_t - m_t^* - \alpha_1 (y - y^*)_t - \alpha_2 (i - i^*)_t \quad (20)$$

Substituindo a equação 20 na equação do câmbio, temos pelo modelo *FLMA*, a determinação da taxa de câmbio nominal:

$$s_t = m_t - m_t^* - \alpha_1 (y - y^*)_t + \alpha_2 (i - i^*)_t \quad (21)$$

A previsão do modelo *FLMA* é resumido como²⁸:

(i) o aumento de “x” por cento na oferta de moeda doméstica conduz ao aumento de “x” por cento na taxa de câmbio, ou seja, a moeda doméstica deprecia em relação à moeda internacional. Intuitivamente, a depreciação da moeda doméstica em relação à moeda internacional ocorre quando o aumento da oferta de moeda doméstica tem uma taxa de crescimento mais rápida que a oferta de moeda internacional; (ii) um aumento no produto doméstico conduz a apreciação da taxa de câmbio; (iii) um aumento na taxa de juros doméstica conduz a depreciação de taxa de câmbio.

O efeito positivo da taxa de juros doméstica na taxa de câmbio, ou seja, na depreciação da moeda doméstica, reflete o efeito das taxas de juros na demanda por moeda doméstica. Quanto aos preços, pela PPP, o nível de preços doméstico só pode subir se a taxa de câmbio deprecia. Outro modo para observar a relação positiva entre juros e câmbio é reconhecer que a taxas de juros nominais nos países segue a relação de paridade de Fischer:

$$i_t = r_t + \Delta p_{t+1}^e \quad (22)$$

$$i_t^* = r_t^* + \Delta p_{t+1}^{e*} \quad (23)$$

Onde r é a taxa de juros real e p é a taxa de inflação esperada sobre o horizonte de maturidade dos títulos. Assumindo que as taxas de juros reais são iguais entre países, a equação

²⁸ O efeito das variáveis internacionais é igual e oposto as variáveis domésticas.

FLMA pode ser re-escrita como:

$$s_t = m_t - m_t^* - \alpha_1 (y - y^*)_t + \alpha_2 (\Delta p^e - \Delta p^{e*})_{t+1} \quad (24)$$

Assim, o aumento da taxa de juros doméstica reflete um aumento das expectativas de inflação e reduz o equilíbrio da oferta real de moeda. Dado a exogeneidade da oferta de moeda nominal, fixada pelo banco central, o único modo que equilibra a oferta real de moeda são os aumentos no nível de preço. Por sua vez, o nível de preço é acomodado por uma depreciação da taxa de câmbio.

2.2.2.4.4. Modelo de Determinação de Câmbio pela Abordagem Monetária *Sticky Price Monetary Approach (SPMA)*

O modelo de determinação pela Abordagem Monetária com Preços Rígidos, *Sticky Price Monetary Model (SPMA)*²⁹, combina (i) a função demanda por moeda, (ii) a paridade de juros a descoberto, *Uncovered Interest Rate Parity (UIP)*, (iii) a paridade do poder de compra, *Purchasing Power Parity (PPP)* e a (iv) flexibilidade de preços no longo prazo e preços rígidos, “*sticky*”, no curto prazo.

Apesar de similar ao modelo *FLMA* no longo prazo, o *SPMA* difere fundamentalmente daquele porque, no curto prazo, assume-se que os preços são rígidos, *sticky*. Nesse sentido, no modelo *SPMA*, a paridade da taxa de câmbio nominal não é explicada pelo diferencial de preços entre os países, significando que $s_t \neq p - p^*$.

Segundo Lam-Fung-Yu (2008) e Hallwood-MacDonald (2000) o modelo *SPMA* é interpretado como uma *PPP* estendida. O detalhe nessa abordagem é que as variáveis de preços domésticos e internacionais no modelo *PPP* são substituídas por variáveis macroeconômicas que capturam a demanda por moeda e efeitos do *overshooting* da taxa de câmbio. De acordo com a expressão em Frankel (1979), o modelo *SPMA* tem a forma:

²⁹ O modelo SPMA é encontrado nos trabalhos de Dornbusch (1976), Frankel (1979), Bilson (1978), Meese (1986), Mark (1995), Engel-West (2005), Cheung et. al (2005), Nason-Rogers (2008) e Lam-Fung-Yu (2008). No Brasil recentemente o método SPMA foi utilizado por Moura et al (2008).

$$s_t = m_t - m_t^* - \phi_0(y_t - y_t^*) + \alpha(i_t - i_t^*) + \beta(\pi_t^e - \pi_t^{e*}) \quad (25)$$

Onde m_t , y_t , i_t e π_t representam, respectivamente, a oferta de moeda, produto, taxa de juros e inflação doméstica³⁰.

Outra alternativa para determinação do câmbio, derivado do modelo de Frankel (1979), é um modelo monetário híbrido. Esse modelo assume-se que no longo prazo a taxa de câmbio nominal é determinada pelo modelo *FLMA* e no curto prazo os desvios dessa taxa é determinado pelo diferencial da taxa real de juros doméstica e internacional. O modelo híbrido, portanto, difere do modelo *SPMA* pelo diferencial da inflação esperada.

No curto prazo a taxa de câmbio pode ser derivada do mecanismo que descreve a variação esperada na taxa de câmbio. Como no modelo *SPMA*, a variação esperada na taxa de câmbio é moldada por componentes de expectativas. Adicionalmente, o formato do modelo *FLMA* para a taxa de câmbio captura o diferencial da inflação esperada:

$$\Delta s_{t+1}^e = \phi(\bar{s} - s)_t + (\Delta \pi^e - \Delta \pi^{e*})_{t+1} \quad (26)$$

No equilíbrio de longo prazo, se $\bar{s} = s$, a taxa de câmbio esperada varia no montante igual com o valor do diferencial da inflação esperada de longo prazo. Da equação 26, segundo Hallwood-MacDonald (2000, p.199), uma expressão para a taxa de câmbio, derivada da paridade a descoberta da taxa de juros e da equação de Fischer é:

$$s_t = \bar{s}_t - \phi^{-1}[(i_t - \pi_{t+1}^e) - (i_t^* - \pi_{t+1}^{e*})] \quad (27)$$

Assim, a taxa de câmbio atual pode estar acima ou abaixo do equilíbrio da taxa de câmbio real, quando estendido com um diferencial da taxa de juros real. Nesse caso, um aumento da oferta doméstica faz com que os agentes econômicos revisem a expectativa inflacionária para cima porque a taxa de juros nominal cai. Inicialmente a taxa de câmbio real deprecia mais que o modelo híbrido porque a queda da taxas de juros real é maior que no

³⁰ O sobrescrito * representa as variáveis a nível internacional.

modelo híbrido. Frankel (1979)³¹, portanto, sugere a seguinte expressão:

$$s_t = m_t - m_t^* - \phi_0(y_t - y_t^*) + \alpha(\pi_t^e - \pi_t^{e*})_{t+1} + \phi^{-1}[(i_t - \pi_{t+1}^e) - (i_t^* - \pi_{t+1}^{e*})] \quad (28)$$

2.2.2.5. Modelo de Determinação de Câmbio pela Abordagem de Ajuste de Carteira - *Balance Portfolio Approach (BPA)*

O modelo de Ajuste de Carteira, *Balance Portfolio Approach (BPA)*, teve origem nas pesquisas de Mackinnon-Oates (1966), Mackinnon (1969a), Branson (1968, 1975a) e Girton (1971). Para determinação da taxa de câmbio o modelo *BPA* foi aplicado em Branson (1977), Isard (1978), Dornbusch-Fischer (1980), Doolley-Isard (1982), Taylor (1988) e Sarno-Taylor (2002). Recentemente, no Brasil, duas especificações econométricas, derivados do modelo *BPA*, foram utilizados por Moura *et al* (2008)³².

A existência de *home-bias*³³, a diferença de liquidez entre moedas, o risco de solvência dos governos, diferenças tributárias e o risco em moeda corrente podem afetar o equilíbrio da taxa de câmbio. Essas hipóteses são presumidas pelo modelo *BPA*. O *BPA* expande a abordagem monetária por incluir outros ativos financeiros além da moeda para explicar os movimentos da taxa de câmbio. Inclui a riqueza nas equações de demanda por ativos³⁴. A incorporação da conta corrente no modelo *BPA* parte da hipótese da existência de déficits ou superávits na conta corrente, originadas por fluxos ou influxos de capital no país. Para minimizar o risco cambial investidores diversificam investimentos em carteira incorporando ativos líquidos em moeda e títulos públicos, domésticos e internacionais. O ajustamento dinâmico de equilíbrio do mercado de ativos do curto para o longo prazo depende da conta corrente. Hallwood-Macdonald (2000. p.228), com exemplos empíricos da depreciação

³¹ Meese-Rogoff (1981), a partir do modelo FLMA e o modelo híbrido, que combinam FLMA e SPMA, consideram um arranjo de modelos univariados e modelos VAR para determinar a taxa de câmbio entre o dólar/marco, dolar/yen e dólar/pound, com amostras entre 1973 a 1980.

³² Moura *et al* (2008) incluem também os modelos FLMA, SPMA e um Modelo de Mercado. Como resultados, mostram que as melhores especificações incluem variáveis que capturam a política monetária (M_1 e taxa de juros), risco país (EMBI) e termos de troca.

³³ A preferência dos agentes domésticos por ativos domésticos é maior que a preferência dos agentes domésticos por ativos internacionais.

³⁴ Para detalhe do modelo completo ver Hallwood-Macdonald (2000, cap. 11, p.229-230).

do dólar em 1977-78, dizem que a ausência da conta corrente em modelos monetários *FLMA* e *SPMA* podem ser inadequados para explicar o comportamento do câmbio.

Em Dornbusch (1976), por exemplo, a taxa de câmbio de curto prazo é determinada pelo equilíbrio do mercado monetário. Isso significa que uma mudança na taxa de câmbio implica numa mudança na taxa real de câmbio, violando, portanto a *PPP* no curto prazo e as condições de comércio. Ainda no modelo de Dornbusch (1976), a mudança na taxa de câmbio só tem implicações na demanda agregada. Implicações da riqueza sobre o desequilíbrio da conta corrente não têm nenhum efeito nos gastos (efeito riqueza sobre o consumo) ou nos ativos (se a demanda por moeda é função da riqueza uma mudança nessa alterará a demanda por moeda). As equações do modelo *BPA* são:

$$W = M + B + S.F \quad (29)$$

$$M = M(i, i^*) W \quad (30)$$

$$B = B(i, i^*) W \quad (31)$$

$$SF = F(i, i^*) W \quad (32)$$

$$CC = N \left(S \frac{P^*}{P} \right) + i^* F \quad (33)$$

O modelo básico *BPA* considera que o saldo da riqueza financeira, W , pode ser alocada em moeda, M , títulos domésticos, B , e títulos internacionais, F . No equilíbrio, a taxa de câmbio nominal, S , iguala a oferta e demanda desses três ativos financeiros. É plausível que a taxa de câmbio de curto prazo, S , depende dos distúrbios nas condições de equilíbrio do mercado de ativos, em especial, do mercado monetário, M , do mercado de títulos, B , e o mercado de títulos internacionais, F :

$$S_t = f(B_t, M_t, F_t, B_t^*, M_t^*, F_t^*)^{35} \quad (34)$$

³⁵ A função de câmbio foi empiricamente implementada por Branson (1977) e Branson-Haltunen (1979).

Onde os sinais dos efeitos das variações dos mercados sobre a taxa de câmbio são:

$$S_M > 0; S_{M^*} < 0; S_F < 0; S_{F^*} > 0; S_B > 0 \text{ e } S_{B^*} < 0.$$

A equação 33 mostra o fluxo da conta corrente, CC, como função do saldo da balança comercial, N, dependente da *PPP*, e dos fluxos dos títulos externos sobre os juros. Um desequilíbrio na conta corrente significa acúmulo ou desacúmulo de ativos e riquezas domésticas. Como Frankel-Johnson (1976), Dornbusch (1980) e Frankel (1983) mostraram, variações esperadas na riqueza podem influenciar a taxa de câmbio de vários modos. Por exemplo, um aumento na oferta de moeda doméstica fará com que os agentes ajustem suas carteiras comprando títulos domésticos e estrangeiros. Esse mecanismo de ajuste origina-se do fato que o aumento da oferta de moeda não tem nenhum efeito direto no mercado de bens e tem efeito indireto no mercado de títulos.

A realocação da carteira está baseada na expectativa da variação da taxa de câmbio e na substituição de ativos, moeda e títulos, domésticos por internacionais ou vice-versa. Nesse sentido o aumento dos meios de pagamento doméstico pressiona a taxa de câmbio para cima, significando depreciação da moeda doméstica. Isso ocorre porque os agentes precisam de moeda corrente estrangeira para comprar bens estrangeiros e a taxa de juros doméstica cai porque preços títulos domésticos sobem.

As variações cambiais são maiores quanto maior é a substituição dos ativos entre países. Se os preços internacionais permanecem inalterados, haverá aumento das exportações e aumento do saldo de renda líquida ganha em títulos estrangeiros. A conta corrente registra superávit porque residentes domésticos acumulam títulos internacionais. A oferta interna de títulos estrangeiros aumenta. A taxa de câmbio aprecia e o equilíbrio comercial piora. Os preços domésticos sobem pelo efeito riqueza, ocasionados pela maior quantidade de títulos detidos pelos agentes. Esse processo continua até a renda líquida auferida pela maior quantidade de títulos estrangeiros igualar o déficit comercial. Portanto, o equilíbrio da conta corrente é:

$$- N(SP^*/P) = r^*F \quad (35)$$

O resultado final, similar ao modelo *KAMA*, é que o aumento inicial de moeda é compensado pelo aumento de preços. A conta corrente é igual a zero. A taxa de câmbio de equilíbrio depende, portanto, do ajuste global do balanço de pagamentos. Havendo fluxos de capital e comercial, portanto haverá variação cambial. No modelo de dois países, para determinar a taxa de câmbio, a acumulação de ativos, que tem origem da conta corrente, terá o mesmo efeito na taxa de câmbio como numa pequena economia que tenha preferência *home-bias*, Branson *et al* (1979).

Alternativamente o modelo *BPA* pode ser explorado, conforme Doolley-Isard (1982), incorporando o prêmio de risco, λ . Isso porque λ é uma função de fatores que determinam a oferta de títulos externos, por exemplo, títulos públicos. Nesse sentido, o aumento da oferta relativa de títulos domésticos requer um aumento do prêmio de risco para esses ativos.

Na realidade, segundo o modelo *BPA*, somente o diferencial de juros dos modelos monetários são questionáveis. Nesse sentido, testes da relação *UIP*, apontam para a existência de prêmio de risco entre as rentabilidades, dados pelas taxas de juros. Assim a equação da *UIP* se transforma na *CIP*, $\lambda = i - i^* - \Delta s^e$, onde λ é o prêmio do risco. Então, se $\lambda < 0$ o retorno dos ativos estrangeiros, i^* , é maior do que os retornos dos ativos domésticos, i , porque os ativos estrangeiros são vistos como mais arriscados que recursos domésticos. Caso os investidores internacionais observam que o risco da moeda corrente local se torna mais arriscado, existirá a realocação dos ativos em carteira para ativos menos arriscados.

A discussão acima indica que a *PPP* não segura a condição de câmbio no curto prazo porque variações na taxa de câmbio causadas por um choque monetário terá mudanças reais se a condição Marshall-Lerner é válida. Nesse sentido, mudanças esperadas influenciam a conta corrente. Assim, λ pode ser escrito como uma função relativa da oferta de títulos domésticos e internacionais:

$$\lambda_t = \beta^{-1} \frac{B_t}{F_t S_t} \quad (36)$$

Portanto, substituindo, λ na equação 36, temos a determinação da taxa de câmbio:

$$s_t = b_t - f_t - \beta(i_t - i_t^* - \Delta s_{t+k}^e) \quad (37)$$

Onde, s_t , b_t e f_t são os logaritmos de S_t , B_t e F_t , respectivamente. Então, para diversificar recursos entre os ativos existentes e evitar o risco da variabilidade da taxa de câmbio, investidores inserem ativos domésticos e internacionais na proporção que depende da taxa de retorno esperada, λ .

Frankel (1983) deriva uma representação *BPA* para determinar câmbio, mostrando que os desvios da taxa de câmbio, s_t , do seu valor de longo prazo, $\bar{s}_t$, é dado por um montante proporcional ao diferencial da taxa real de juros e o prêmio de risco entre dois países:

$$s_t = \bar{s}_t - \phi^{-1}[(i_t - \Delta p_{t+k}^e) - (i_t^* - \Delta p_{t+k}^{e*})] + \phi^{-1}(i_t - i_t^* - \Delta s_{t+k}^e) \quad (38)$$

Substituindo $\bar{s}_t$ pela equação da taxa de câmbio de longo prazo, dado pelo modelo *FLMA*, $s_t = m_t - m_t^* - \alpha_1(y - y^*)_t + \alpha_2(\Delta p^e - \Delta p^{e*})_{t+1}$, temos:

$$s_t = m_t - m_t^* - \alpha_1(y - y^*)_t + \alpha_2(\Delta p^e - \Delta p^{e*})_{t+1} - \phi^{-1}[(i_t - \Delta p_{t+k}^e) - (i_t^* - \Delta p_{t+k}^{e*})] + \phi^{-1}(i_t - i_t^* - \Delta s_{t+k}^e) \quad (39)$$

Por fim, substituindo a equação do prêmio de risco λ_t em termos de log na equação 39, e resolvendo para s_t , temos pelo modelo *BPA*, a determinação do câmbio:

$$s_t = \gamma_0(m - m^*)_t - \gamma_1(y - y^*)_t + \gamma_2(\Delta p^e - \Delta p^{e*})_{t+k} - \gamma_3(i - i^*)_t + \gamma_4(b - f)_t \quad (40)$$

Baseado em Frankel (1983)³⁶, a equação 40 é a versão do modelo de determinação da taxa de câmbio pelo diferencial da taxa de juros real estendida pela inclusão do termo de risco referente ao títulos domésticos, b , e internacionais, f . Versões da equação 40 foram estimadas por Hooper-Morton(1983), Meese-Rogoff(1981) e no Brasil, Moura *ET al* (2008).

³⁶ Frankel (1983) assume que os EUA é o país doméstico e a Alemanha é o país internacional.

3. METODOLOGIA VAR E BVAR

Para efetuar previsões de juros e câmbio utilizando as variáveis dos modelos monetários mencionados no Capítulo 2, será exposta, nesse Capítulo 3, a metodologia VAR e BVAR. Especificamente a seção explana: (i) a derivação do processo VAR; (ii) propriedades básicas e hipóteses de estabilidade do VAR; (iii) previsão no ponto; (iv) preditor Mínimo Linear do Erro Quadrático Médio; (v) métodos de estimação do processo VAR; (vi) testes de critério para seleção da ordem de defasagem do VAR; (vii) teste para os resíduos e verificação de ruído branco; (viii) o modelo BVAR e (iv) distribuições *prior*.

3.1. DERIVAÇÃO DO PROCESSO DE VETORES AUTO-REGRESSIVOS (VAR)

Para demonstrar como obter um VAR, partimos da série univariada de tempo, $\{y_t\}$ para gerar uma previsão no período futuro, $h=1$. Com uma função $f(\cdot)$ que dependa dos valores presente e passado de y_t , para mostrar o comportamento futuro de y_t , temos:

$$y_{T+h} = f(y_T, y_{T-1}, \dots, y_{T-n}) \quad (41)$$

Se $f(\cdot)$ é definida como sendo linear, podemos, por exemplo, formular uma equação para prever y_{T+h} com um termo constante, c , e com parâmetros $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_p$ a serem estimados. Assumindo que somente p defasagens são inseridas na equação para explicar o comportamento futuro, conforme critérios expostos na seção 3.4, temos a estimativa de y_{T+h} . Para um período a frente, $h=1$, temos:

$$\hat{y}_{T+1} = c + \alpha_1 \cdot y_T + \alpha_2 \cdot y_{T-1} + \alpha_3 \cdot y_{T-2} + \dots + \alpha_p \cdot y_{T-p+1} \quad (42)$$

Além disso, parte-se do pressuposto que o verdadeiro valor de y_{T+h} geralmente é diferente do valor da previsão $\hat{y}_{T+h}$. Portanto assume-se um erro de previsão, u_{T+1} , na equação de previsão de $\hat{y}_{T+1}$, como sendo $u_{T+1} = y_{T+1} - \hat{y}_{T+1}$, tal que:

$$\hat{y}_{T+1} = c + \alpha_1 \cdot y_T + \alpha_2 \cdot y_{T-1} + \alpha_3 \cdot y_{T-2} + \dots + \alpha_p \cdot y_{T-p+1} + u_{T+1} \quad (43)$$

Temos, portanto, um processo univariado auto-regressivo, $AR(p)$, onde os valores passados explicam o comportamento da variável y_t no futuro; a mesma lei de geração de dados prevalece em cada período T e; os erros de previsão são aleatórios, assim como a série $\{y_t\}$. Para que, de fato, a equação seja um processo $AR(p)$, assume-se que os erros de previsão, u_t , para períodos diferentes são não correlacionados, $u_t \neq u_s$ para $s \neq t$. Portanto, todas as informações passadas de y_t são usadas nas previsões, de forma que não há erro de previsão sistemático.

A partir de certa teoria econômica, por exemplo, a abordagem monetária como vimos no Capítulo 2, geralmente, são especificadas variáveis para compor o modelo, dito endógeno. As variáveis escolhidas são incorporadas no modelo VAR e seus valores presentes e passados são utilizadas para elaborar previsões da série $\{y_t\}$, $T+h$ passos à frente, y_{T+h} . Assim se múltiplas variáveis temporais são consideradas, uma extensão para $k=1, \dots, K$, seria:

$$\hat{y}_{T+1} = c + \alpha_{k1,1} \cdot y_{1,T} + \alpha_{k2,1} \cdot y_{2,T} + \alpha_{kK,1} \cdot y_{K,T} + u_{T+1} + \dots + \alpha_{k1,p} \cdot y_{1,T-p+1} + \dots + \alpha_{kK,p} \cdot y_{K,T-p+1} \quad (44)$$

A equação 44 pode ser compactada por notação matricial:

$$\hat{y}_{T+1} = c + A_1 \cdot y_t + \dots A_p \cdot y_{T-p+1} \quad (45)$$

Onde y_t e $\hat{y}_t$ são vetores coluna, $K \times 1$, $\hat{y}_t = (y_{1t}, \dots, y_{Kt})'$, $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{Kt})'$; c é um vetor coluna de constantes, $c = (c_1, \dots, c_K)'$, e A é uma matriz, $K \times K$, de parâmetros:

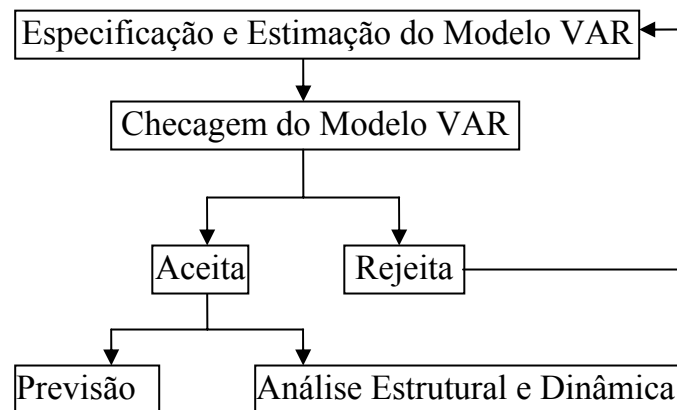
$$A_i = \begin{bmatrix} \alpha_{11,i} & \dots & \alpha_{1K,i} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \alpha_{K1,i} & \dots & \alpha_{KK,i} \end{bmatrix} \quad (46)$$

Se y_t são vetores aleatórios, a previsão otimizada pode ser obtida por um VAR(p) na forma mais simples como abaixo:

$$\hat{y}_T = c + A_1 \cdot y_t + \dots A_p \cdot y_{t-p} + u_t \quad (47)$$

Onde o vetor de erros aleatórios, $u_t=(u_{1t},\dots,u_{kt})'$, forma uma sucessão independentemente e identicamente distribuídos, i.i.d., com vetor de médias iguais a zero. Somente um modelo com suficiência estatística pode ser usado para previsões, análises dinâmicas e estruturais. Os passos da análise VAR são mostrados na Figura 1.

FIGURA 1 - PASSOS DA ANÁLISE VAR



Fonte: Fernandes-Toró (2002).

A especificação das variáveis do modelo normalmente segue um modelo econômico, discutidas na seção 2. Quanto à estimação dos parâmetros do modelo VAR, pode ser feito pelo método clássico ou bayesiano³⁷. Após efetuar o cálculo dos parâmetros, a checagem do modelo é realizada via testes estatísticos. Os modelos que são aceitos podem, então, servir para fazer previsões, análises dinâmicas e estruturais. Ficamos nesse trabalho com as previsões.

A determinação da ordem de defasagem, p , do processo VAR é obtida por critérios de seleção de ordem e parcimônia (ver seção 3.4). Nos modelos com muitas variáveis ou com uma ordem de defasagem grande, o número de coeficientes a serem estimados fica grande. Como resultado a estimação pode ser imprecisa. Neste caso, para melhorar a precisão de estimação, pode ser útil inserir restrições nos parâmetros, como a análise *Top-Dow*, ou reduzir

³⁷ O método bayesiano será descrito na seção 3.6.5.

o número de coeficientes a ser calculado.

3.1.1. Propriedades Básicas e Hipóteses de Estabilidade do Processo VAR

No processo $\text{VAR}(p)$, $\hat{y}_t = c + A_1 \cdot y_{t-1} + \dots + A_p \cdot y_{t-p} + u_t$, assume-se que: (i) $E(u_t)=0$, (ii) $E(u_t u_s') = \Sigma_u$, (iii) $E(u_t u_s') = 0$ para $s \neq t$ e (iv) a matriz de covariância, Σ_u , é não singular.

As propriedades citadas são desejáveis em um $\text{VAR}(p)$ estável. Para investigar as implicações descritas acima, partimos de um $\text{VAR}(1)$, $\hat{y}_t = c + A_1 \cdot y_{t-1} + u_t$ com $t = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$. Se o início do mecanismo de geração é no período $t=1$, temos:

$$\hat{y}_1 = c + A_1 \cdot y_0 + u_1$$

$$\hat{y}_2 = c + A_1 \cdot y_1 + u_2$$

$$\hat{y}_2 = c + A_1 \cdot (c + A_1 \cdot y_0 + u_1) + u_2$$

$$\hat{y}_2 = (I_K + A_1) \cdot c + A_1^2 \cdot y_0 + A_1 u_1 + u_2$$

Substituindo, indefinidamente, $\hat{y}_t$ fica:

$$\hat{y}_t = (I_K + A_1 + \dots + A_1^{t-1}) \cdot c + A_1^t \cdot y_0 + \sum_{i=0}^{t-1} A_1^i \cdot u_{t-i} \quad (48)$$

Os vetores $y_1, \dots, y_t$ são unicamente determinados por $y_0, u_1, \dots, u_t$. A distribuição conjunta de $y_1, \dots, y_t$ é determinada pela distribuição conjunta de $y_0, u_1, \dots, u_t$. Para que o processo $\text{VAR}(p)$ seja consistente³⁸ todos os *eigenvalues* da matriz A_1 deve ter valores, em módulos, menores que a unidade. Com essa restrição, a seqüência A_1^i , com $i=0, 1, \dots$ é somável. A soma infinita $\sum_{i=1}^{\infty} A_1^i \cdot u_{t-i}$ existe no quadrado médio e a seqüência $(I_K + A_1 + \dots + A_1^j) \cdot c$, quando $j=t-1$ tende a infinito, converge para $(I_K - A_1)^{-1} \cdot c$.

No mais, se A_1^{j+1} converge para zero rapidamente quando $j \rightarrow \infty$, no limite, pode-se ignorar o termo $A_1^{j+1} \cdot y_{t-j-1}$. Caso todos os *eigenvalues* de A_1 tenham módulo menor que 1, y_t do

³⁸ As provas encontram-se em Lutkepohl (2005, p. 688 a 690).

processo VAR(1) é definido por um processo estocástico e estável, ou seja:

$$\hat{y}_t = \mu + \sum_{i=0}^{t-1} A_1^i \cdot u_{t-i} \quad (49)$$

Onde:

$$\mu = (I_K + A_1)^{-1} \cdot c \quad (50)$$

A condição de estabilidade do VAR(1)³⁹, portanto, é equivalente a:

$$\det(I_K - A_1 z) \neq 0 \forall |z| \leq 1 \quad (51)$$

As distribuições conjuntas de $y_{t's}$ são unicamente determinadas pelas distribuições do processo de u_t . O primeiro e o segundo momento do processo y_t , ou seja, a média e a covariância⁴⁰, independentes do tempo, portanto estacionárias, são:

$$E(y_t) = \mu \quad \forall t \quad (52)$$

$$\Gamma_y(h) = E(y_t - \mu)(y_{t-h} - \mu)' = \sum_{i=0}^{\infty} A_1^{h+i} \cdot \Sigma_u \cdot A_1^i \quad (53)$$

A discussão em torno do VAR(1) pode ser estendida e generalizada para um processo VAR(p). Portanto, se y_t é um processo VAR(p), um correspondente k_p dimensional, VAR(p) é:

$$Y_t = c + A \cdot Y_{t-1} + U_t \quad (54)$$

Onde:

$$Y_t = \begin{bmatrix} y_t & y_{t-1} & \cdots & y_{t-p+1} \end{bmatrix}_{(K_{px1})}; \quad (55)$$

$$c = \begin{bmatrix} c & 0 & \cdots & 0 \end{bmatrix}_{(K_{px1})}; \quad (56)$$

³⁹ A prova encontra-se em Lutkepohl (2005, p. 652-653).

⁴⁰ A prova encontra-se em Lutkepohl (2005, p.689).

$$A = \begin{bmatrix} A_1 & A_2 & \cdots & A_{p-1} & A_p \\ I_K & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & I_K & & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & I_K & 0 \end{bmatrix}_{(Kp \times Kp)} ; (57)$$

$$U_t = [u_t \quad 0 \quad \cdots \quad 0]_{(Kp \times 1)} \quad (58)$$

Pela discussão anterior, Y_t é estável se:

$$\det(I_{Kp} - A.z) \neq 0 \forall |z| \leq 1 \quad (58)$$

O vetor de médias e a matriz de auto-covariâncias são dados por:

$$\mu = E(Y_t) = (I_{Kp} - A)^{-1} \cdot c \quad (59)$$

$$\Gamma_Y(h) = \sum_{i=0}^{\infty} A^{h+i} \cdot \Sigma_U(A_i) \quad (60)$$

Onde:

$$\Sigma_U = E(U_t \cdot U_t')$$

Usando a matriz $(K \times Kp)$:

$$J = [I_k \quad : \quad 0 \quad : \quad 0 \quad : \quad 0]$$

O processo y_t é obtido como $y_t = J \cdot Y_t$. Similar a Y_t , y_t é um processo estocástico. A média, constante para $\forall t$, e a auto-covariância, invariante do tempo são:

$$E(y_t) = J \cdot \mu \quad (61)$$

$$\Gamma_y(h) = J \cdot \Gamma_Y(h) \cdot J' \quad (62)$$

O processo de y_t é estável se o polinômio característico reverso não tem raízes dentro do círculo unitário e sobre o círculo unitário complexo. Formalmente esta condição é dada por:

$$\det(I_{Kp} - A.z) = \det(I_K - A_1.z - A_2.z^2 - \dots - A_p.z^p) \neq 0 \quad \forall |z| \leq 1 \quad (63)$$

O processo VAR(p) é estável caso a condição acima é satisfeita e se:

$$y_t = J.Y_t = J.\mu + \sum_{i=0}^{\infty} A^i.U_{t-i} \quad (64)$$

Outra hipótese teórica é que o processo u_t é um ruído branco gaussiano, $u_t \sim N(0, \Sigma_u) \quad \forall t$; u_t e u_s são independentes de $s \neq t$ e $y_t, \dots, y_{t+h}$ tem distribuição normal multivariada para $\forall t$ e h .

3.1.2. A Representação de Média Móvel em um Processo VAR

Sobre a hipótese de estabilidade, comentado na seção anterior, a representação de médias móveis (MA) do processo Y_t é:

$$Y_t = \mu + \sum_{i=0}^{t-1} A_1^i.U_{t-i} \quad (65)$$

Y_t é expresso em termos de valores passados e presente do vetor de inovação e da média, μ . Similarmente, o MA(y_t) pode ser obtido pré-multiplicando Y_t pela matriz J :

$$y_t = J.Y_t = J.\mu + \sum_{i=0}^{\infty} J.A_i.J'.J.U_{t-i}$$

$$y_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i.u_{t-i} \quad (66)$$

Aqui $\mu = J.\mu$, $\Phi_i = J.A_i.J'$, $U_t = J'.J.U_t$ e $J.U_t = u_t$. Como A^i é absolutamente somável, o mesmo é verdade para Φ_i . A média e a auto-covariância⁴¹, invariantes no tempo, portanto processos estacionários de y_t , são:

$$E(y_t) = \mu \quad (67)$$

⁴¹ As provas estão em Lutkepohl, 2005, p.21.

$$\Gamma_y(h) = \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_{h+i} \cdot \Sigma_u \cdot \Phi_i' \quad (68)$$

3.1.3. Processos Estacionários

Um processo estocástico é estacionário se a média e as auto-covariâncias, ou seja, o primeiro e o segundo momentos, são invariantes no tempo. Formalmente, um processo estocástico, y_t , é estacionário se:

$$E(y_t) = \mu \quad \forall t \quad (69)$$

$$E[(y_t - \mu)(y_{t-h} - \mu)'] = \Gamma_y(h) = \Gamma_y(-h)' \quad \forall t, h = 0, 1, 2, \dots \quad (70)$$

Onde, μ é o vetor de média finita e $\Gamma_y(h)$ é uma matriz de covariâncias finita.

3.1.4. Cálculo Auto-covariâncias de um processo VAR(p) Estável

Na prática, auto-covariâncias são calculadas diretamente da matriz coeficiente do VAR⁴². Para ilustrar o cálculo das auto-covariâncias, partimos de um processo VAR(1) estável e com os coeficientes calculados, sob hipótese de y_t estacionário, para então generalizarmos o cálculo das auto-covariâncias para um processo VAR(p):

$$y_t = c + A_1 \cdot y_{t-1} + u_t \quad (71)$$

Com a matriz de covariâncias do ruído branco sendo $E(u_t \cdot u_t') = \Sigma_u$. O processo VAR(1), pode ser escrito também em termos da média ajustada, como:

$$y_t - \mu = A_1(y_{t-1} - \mu) + u_t \quad (72)$$

Onde $E(y_t) = \mu$. Pós-multiplicando $(y_{t-h} - \mu)'$ e aplicando esperança matemática, temos:

⁴² As auto-covariâncias de um processo VAR(p) estável e estacionário podem ser obtidas em termos da matriz coeficiente MA. Mas esta equação, como envolve uma soma infinita, não é atrativo na prática.

$$E[(y_t - \mu).(y_{t-h} - \mu)'] = A_1.E[(y_{t-1} - \mu).(y_{t-h} - \mu)'] + E[u_t.(y_{t-h} - \mu)'] \quad (73)$$

Então, para $h=0$, temos:

$$\Gamma_y(0) = A_1.\Gamma_y(-1) + \Sigma_u = A_1.\Gamma_y(1)' + \Sigma_u \quad (74)$$

Generalizando, para $h>0$, temos:

$$\Gamma_y(h) = A_1.\Gamma_y(h-1) \quad (75)$$

As equações 74 e 75 são usualmente chamadas de Yule-Walker. Se A_1 e a matriz de covariâncias $\Gamma_y(0)$ são conhecidas, the $\Gamma_y(h)$ pode ser calculado recursivamente pela equação 75. Se A_1 e a matriz Σ_u são dados, partindo de $h=1$, $\Gamma_y(0)$ pode ser determinado como:

$$\Gamma_y(1) = A_1\Gamma_y(0)$$

Substituindo $A_1\Gamma_y(0)$ em vez de $\Gamma_y(1)$ em (75), temos:

$$\Gamma_y(0) = A_1\Gamma_y(0)A_1' + \Sigma_u$$

ou

$$\text{vec } \Gamma_y(0) = \text{vec}(A_1\Gamma_y(0)A_1') + \text{vec } \Sigma_u$$

$$\text{vec } \Gamma_y(0) = (A_1 \otimes A_1) . \text{vec } \Gamma_y(0) + \text{vec } \Sigma_u$$

$$\text{vec } \Gamma_y(0) = (I_{K^2} - A_1 \otimes A_1)^{-1} . \text{vec } \Sigma_u. \quad (76)$$

A invertibilidadede $I_{K^2} - A_1 \otimes A_1$ resulta devido à estabilidade de y_t porque os *eigenvalues* de $A_1 \otimes A_1$ são produtos dos *eigenvalues* de A_1 . Conseqüentemente os *eigenvalues* de $A_1 \otimes A_1$ têm módulos menores do que um e $\det(I_{K^2} - A_1 \otimes A_1) \neq 0$ ⁴³.

Generalizando, para um processo VAR(p), temos:

$$y_t - \mu = A_1(y_{t-1} - \mu) + \dots + A_p(y_{t-p} - \mu) + u_t \quad (77)$$

As equações de Yule-Walker também podem ser obtidas pós-multiplicando $(y_{t-h} - \mu)'$

⁴³ Ver Lutkepohl, 2005, p. 659 e exemplos na p. 28.

e aplicando esperança matemática. Para $h=0$, usando $\Gamma_y(i) = \Gamma_y(-i)'$, temos:

$$\Gamma_y(0) = A_1\Gamma_y(-1) + \dots + A_p\Gamma_y(-p) + \Sigma_u \quad (78)$$

$$\Gamma_y(0) = A_1\Gamma_y(1)' + \dots + A_p\Gamma_y(p)' + \Sigma_u, \quad (79)$$

Para $h>0$, têm-se:

$$\Gamma_y(h) = A_1\Gamma_y(h-1) + \dots + A_p\Gamma_y(h-p) \quad (80)$$

Para $h \geq p$ e se $A_1, \dots, A_p, \Gamma_y(p-1), \dots, \Gamma_y(0)$ são conhecidos, estas equações podem ser usadas para calcular $\Gamma_y(h)$, recursivamente. Para $|h| < p$ e $n \geq 0$, onde a_i é um vetor, $(K \times 1)$, arbitrário, a função da auto-covariância de um processo estacionário VAR(p) é positiva semi-definida, tal que:

$$\sum_{j=0}^n \sum_{i=0}^n a_j' \Gamma_y(i-j) a_i = (a_0', \dots, a_n') \cdot \begin{bmatrix} \Gamma_y(0) & \Gamma_y(1) & \dots & \Gamma_y(n) \\ \Gamma_y(-1) & \Gamma_y(0) & \dots & \Gamma_y(n-1) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \Gamma_y(-n) & \Gamma_y(-n+1) & \dots & \Gamma_y(0) \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} a_0 \\ a_1 \\ \vdots \\ a_n \end{bmatrix} \geq 0 \quad (81)$$

3.1.5. Cálculo das Auto-correlações de um processo VAR(p) Estável

As auto-covariâncias são difíceis de interpretar porque dependem das unidades de medida usadas nas variáveis do sistema. Por essa razão as auto-correlações são usualmente mais convenientes para trabalhar, por ser uma escala de medida de dependência entre as variáveis do sistema. A matriz de auto-correlações é dada por:

$$R_y(h) = D^{-1} \Gamma_y(h) D^{-1} \quad (82)$$

Aqui D é uma matriz diagonal com os desvios-padrões dos componentes de y_t . Isto significa que os elementos da diagonal principal de D são raízes quadradas dos elementos diagonais de $\Gamma_y(0)$. Denotando a covariância entre $y_{i,t}$ e $y_{j,t-h}$ por $\gamma_{ij}(h)$, onde $\gamma_{ij}(h)$ é o ij -th elemento de $\Gamma_y(h)$ e os elementos da diagonal principal $\gamma_{11}(0), \dots, \gamma_{KK}(0)$ de $\Gamma_y(0)$ sendo as variâncias de $y_{1t}, \dots, y_{Kt}$, temos:

$$D^{-1} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ \frac{1}{\sqrt{\gamma_{11}(0)}} & \ddots & 0 & \vdots \\ 0 & \ddots & 0 & 0 \\ \vdots & 0 & \ddots & 1 \\ 0 & \dots & 0 & \frac{1}{\sqrt{\gamma_{kk}(0)}} \end{bmatrix} \quad (83)$$

A correlação entre $y_{i,t}$ e $y_{j,t-h}$, $\rho_{ij}(h)$, dado pela razão entre a covariância $\gamma_{ij}(h)$ e os desvio-padrão $\sqrt{\gamma_{ii}}$ e $\sqrt{\gamma_{jj}}$, encontrada na matriz de auto-correlação, $R_y(h)$, é :

$$\rho_{ij}(h) = \frac{\gamma_{ij}(h)}{\sqrt{\gamma_{ii}} \sqrt{\gamma_{jj}}} \text{ e } -1 < \rho_{ij}(h) < +1 \quad (84)$$

3.2. Previsão pelo VAR(p) Estável

3.2.1. A Função de Perda

Em econometria, para elaborar previsões de variáveis no futuro, são usados um conjunto de informações, Ω_t , e um processo gerador de previsões. O modelo VAR(p) pode ser usado como processo gerador de previsões de valores futuros das variáveis $y_1, \dots, y_K$, a partir de um período t , usando informações dos períodos presente e passado, contidas no conjunto de informações, Ω_t , do sistema de variáveis consideradas. Aqui $\Omega_t = \{y_s | s \leq t\}$, onde $y_s = (y_{1s}, \dots, y_{Ks})'$ e t é o período inicial da previsão. O número de períodos de previsão no futuro é chamado de horizonte de previsão.

Pensando que uma previsão serve para minimizar custos ou perdas econômicas, então, torna-se necessário associá-los aos erros de previsão. Assim, uma previsão ótima, é aquela que, entre vários processos geradores de previsão, minimiza os erros, ou a função de perda, e acerta os resultados futuros dentro de uma expectativa esperada. Nesta situação, as avaliações das propriedades estatísticas das variáveis contidas no conjunto de informações Ω_t , do processo gerador das previsões (p.e. o modelo VAR) e das previsões do processo em um horizonte à frente considerado, são essenciais para extrair conclusões e recomendar sugestões.

Dentre os métodos utilizados para minimizar a função de perda no modelo VAR, está o método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)⁴⁴. O MQO minimiza a variância dos erros de previsão, que é usada para elaborar o intervalo de confiança de previsão. Portanto, quanto menor a variância dos erros de previsão existe maior probabilidade de acerto da previsão com relação à variável efetivamente observada no futuro.

3.2.2. Previsão no Ponto

Supondo um processo VAR(p) estável, K-dimensional, com $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{Kt})'$, o valor da esperança condicional pelo preditor do Erro Quadrático Médio (EQM), para um horizonte de previsão, h, iniciada em t, é dado por:

$$E_t(y_{t+h}) = E(y_{t+h} | \Omega_t) = E(y_{t+h} | \{y_s | s \leq t\}) \quad (85)$$

Esse preditor minimiza o EQM para cada componente de y_t . Portanto, para qualquer preditor, h-passos à frente, iniciado em t, temos que:

$$EQM[\bar{y}_t(h)] \geq EQM[E_t(y_{t+h})] \quad (86)$$

$$E[(y_{t+h} - \bar{y}_t(h))(y_{t+h} - \bar{y}_t(h))'] \geq E[(y_{t+h} - E_t(y_{t+h}))(y_{t+h} - E_t(y_{t+h}))'] \quad (87)$$

Equivalentemente, para qualquer vetor, $v_{k \times 1}$:

$$EQM[c' \bar{y}_t(h)] \geq EQM[c' E_t(y_{t+h})] \quad (88)$$

Também, na esperança condicional pode ser notado que:

$$EQM[\bar{y}_t(h)] = E\{[y_{t+h} - E_t(y_{t+h}) + E_t(y_{t+h}) - \bar{y}_t(h)] \times [y_{t+h} - E_t(y_{t+h}) + E_t(y_{t+h}) - \bar{y}_t(h)]'\} \quad (89)$$

$$EQM[\bar{y}_t(h)] = EQM[E_t(y_{t+h})] + E\{[E_t(y_{t+h}) - \bar{y}_t(h)][E_t(y_{t+h}) - \bar{y}_t(h)]'\} \quad (90)$$

Onde $E\{[y_{t+h} - E_t(y_{t+h})][E_t(y_{t+h}) - \bar{y}_t(h)]'\} = 0$. O resultado $[y_{t+h} - E_t(y_{t+h})]$ é uma função de inovação depois do período t que é não correlacionado com os termos contidos em $[E_t(y_{t+h}) -$

⁴⁴ Granger-Newbold (1986) defendem o uso do método MQO.

$\bar{y}_t(h)]$ que são funções de y_s , $s \leq t$.

A condição ótima implica que a esperança condicional é um ótimo preditor do processo VAR(p) estável de y_t , contanto que u_t é um ruído branco independente, ou seja, u_t e u_s são independentes para $s \neq t$ e, com isto, $E_t(u_{t+h})=0$ para $h>0$:

$$E_t(y_{t+h}) = c + A_1 E_t(y_{t+h-1}) + \dots + A_p E_t(y_{t+h-p}) \quad (91)$$

Recursivamente, a equação 91 pode ser usada para calcular as previsões, pelo VAR(p), h-passos à frente, iniciando com $h=1$:

$$E_t(y_{t+1}) = c + A_1 y_t + \dots + A_p y_{t-p+1}, \quad (92)$$

$$E_t(y_{t+2}) = c + A_1 E_t(y_{t+1}) + A_2 y_t + \dots + A_p y_{t-p+2}, \quad (93)$$

...

No mais, a esperança condicional tem as seguintes propriedades: (i) $E[y_{t+h} - E_t(y_{t+h})] = 0$, ou seja, o preditor é não viesado; (ii) se u_t é um ruído branco independente, $EQM[E_t(y_{t+h})] = EQM[E_t(y_{t+h})|y_t, y_{t-1}, \dots]$. Isto significa que o EQM do preditor é igual ao EQM condicionado aos valores presente e passado de y_t , $\{y_t, y_{t-1}, \dots\}$.

3.2.3. Preditor EQM Mínimo Linear

Se u_t não é um ruído branco independente, hipóteses adicionais são usualmente requeridas para localizar um preditor ótimo (esperança condicional) de um VAR(p). Sem tais suposições não alcança-se a meta de achar preditores de EQM mínimo entre todos os candidatos preditores que são funções lineares de $y_t, y_{t-1}, \dots$.

Um VAR(p) com média zero, $c=0$, $\hat{y}_t = A_1 \cdot y_{t-1} + \dots + A_p \cdot y_{t-p} + u_t$, tem um VAR(1) definido por $Y_t = A \cdot Y_{t-1} + U_t$, onde Y_t , A e U_t foram definidos anteriormente. Lutkepohl (2005, p.37) mostra que o preditor ótimo de Y_{t+h} é:

$$Y_t(h) = A^h Y_t = A Y_t(h-1) \quad (94)$$

É visto através de indução com respeito a h que:

$$Y_t(h) = \begin{bmatrix} y_t(h) \\ y_t(h-1) \\ \vdots \\ y_t(h-p+1) \end{bmatrix} \quad (95)$$

Onde $y_t(j)=y_{t+j}$ para $j \leq 0$. Definindo a matriz $J_{K \times Kp} = [I_K : 0 : \dots : 0]$, temos o preditor ótimo h-passos à frente do processo y_t , originado em t como:

$$y_t(h) = JAY_t(h-1) \quad (96)$$

$$y_t(h) = [A_1, \dots, A_p]Y_t(h-1) \quad (97)$$

$$y_t(h) = A_1y_t(h-1) + \dots + A_p y_t(h-p) \quad (98)$$

A equação (98) pode ser usada, recursivamente, para calcular as previsões h-passos à frente de t. Assim, $y_t(h)$ é a esperança condicional $E_t(y_{t+h})$ se u_t é um ruído branco independente, similar a obtida no processo VAR(p) de média zero, ou seja, com o vetor de constantes igual a zero, $c=0$. Se o processo y_t tem uma média diferente de zero, temos:

$$y_t = c + A_1y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t, \quad (99)$$

Definindo $x_t = y_t - \mu$, onde $\mu = E(y_t) = (I - A_1 - \dots - A_p)^{-1}c$. O processo x_t tem média zero e o preditor ótimo h-passos à frente é:

$$x_t(h) = A_1x_t(h-1) + \dots + A_px_t(h-p) \quad (100)$$

Somando μ em ambos os lados da equação temos o preditor linear ótimo sem restrição de y_t , com propriedades de um processo ruído branco, u_t , que é equivalente se u_t não é independente, mas só um não correlacionado ruído branco:

$$y_t(h) = x_t(h) + \mu \quad (101)$$

$$y_t(h) = \mu + A_1(y_t(h-1) - \mu) + \dots + A_p(y_t(h-p) - \mu) \quad (102)$$

$$y_t(h) = c + A_1y_t(h-1) + \dots + A_py_t(h-p) \quad (103)$$

Usando:

$$Y_{t+h} = A^h Y_t + \sum_{i=0}^{h-1} A^i U_{t+h-i} \quad (104)$$

Para um processo de média zero, temos a seguinte previsão:

$$y_{t+h} - y_t(h) = J[Y_{t+h} - Y_t(h)] \quad (105)$$

$$y_{t+h} - y_t(h) = J[\sum_{i=0}^{h-1} A^i U_{t+h-i}] \quad (106)$$

$$y_{t+h} - y_t(h) = \sum_{i=0}^{h-1} J A^i J' U_{t+h-i} \quad (107)$$

$$y_{t+h} - y_t(h) = \sum_{i=0}^{h-1} \phi_i u_{t+h-i} \quad (108)$$

Onde ϕ_i são os coeficientes da matriz MA. O erro de previsão não têm variação se y_t tem média diferente de zero porque os termos da média são cancelados. A representação do erro de previsão mostra que o preditor $y_t(h)$ também pode ser expresso em termos de representação MA:

$$y_t(h) = \mu + \sum_{i=h}^{\infty} \phi_i \cdot u_{t+h-i} \quad (109)$$

Da equação 107, a matriz de covariância do erro de previsão ou matriz EQM é:

$$\Sigma_y(h) = \text{EQM}[y_t(h)] \quad (110)$$

$$\Sigma_y(h) = \sum_{i=0}^{h-1} \phi_i \cdot \Sigma_u \phi_i' \quad (111)$$

$$\Sigma_y(h) = \Sigma_y(h-1) + \phi_{h-1} \Sigma_u \phi_{h-1}' \quad (112)$$

Então, a matriz EQM são monotonicamente não decrescente e, para longos horizontes, $h \rightarrow \infty$, a matriz de EQM se aproxima da matriz de covariância de y_t .

$$\Sigma_y(h) \xrightarrow{h \rightarrow \infty} \Sigma_y \quad (113)$$

Se o processo μ é usado como uma previsão, a matriz de EQM do preditor é justamente a matriz de covariância Σ_y of y_t . O passado do processo não contém informações para o desenvolvimento do processo no futuro distante.

3.3. MÉTODOS DE ESTIMAÇÃO DO PROCESSO VAR

Nesta seção, assume-se que temos múltiplas séries, K-dimensionais, $y_1, \dots, y_T$ com $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{Kt})'$ sendo avaliado por um processo VAR(p) estacionário:

$$y_t = c + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t \quad (114)$$

Assim como anteriormente, o vetor de interceptos, com dimensão $(K \times 1)$, $c = (c_1, \dots, c_K)'$ e A_i são os coeficientes das matrizes, de dimensão $(K \times K)$, u_t é um vetor de ruído branco, com matriz de covariância não singular, Σ_u .

A partir do conjunto de amostras de cada série temporal incorporada no sistema mostraremos como estimar os coeficientes de c , A_i e Σ_u , assumidos como não conhecidas. Neste contexto, emerge 3 diferentes possibilidades para estimar um VAR(p), sendo discutidas amplamente, nas seções seguintes. Também mostraremos as conseqüências na previsão com processos estimados.

3.3.1. Estimação por Mínimos Quadrados Multivariados

Assume-se que a série temporal $y_1, \dots, y_T$ das y variáveis está disponível. O tamanho da amostra, T , é igual para cada variável K do sistema e assume-se que as amostras de cada variável perfazem o mesmo período de tempo. Define-se:

$$Y_{K \times T} = (y_1, \dots, y_T) \quad (115)$$

$$B_{K \times (Kp+1)} = (c, A_1, \dots, A_p) \quad (116)$$

$$Z_{t(Kp+1) \times 1} = \begin{bmatrix} 1 & y_t & \dots & y_{t-p+1} \end{bmatrix} \quad (117)$$

$$Z_{(Kp+1) \times T} = [Z_0 \quad \cdots \quad Z_{T-1}] \quad (118)$$

$$U_{K \times T} = [u_1 \quad \cdots \quad u_T] \quad (119)$$

$$\mathbf{y}_{KTx1} = \text{vec}(Y) \quad (120)$$

$$\boldsymbol{\beta}_{(K^2p+K) \times 1} = \text{vec}(B) \quad (121)$$

$$\mathbf{b}_{(K^2p+K) \times 1} = \text{vec}(B') \quad (122)$$

$$\mathbf{u}_{KTx1} = \text{vec}(U) \quad (123)$$

Usando estas notações, com $t=1, \dots, T$, o modelo VAR(p) pode ser escrito como:

$$Y = BZ + U \therefore \mathbf{y} = (Z' \otimes I_K) \boldsymbol{\beta} + \mathbf{u} \quad (124)$$

A matriz de covariância de $\mathbf{u}$ é:

$$\Sigma_u = (I_T \otimes \Sigma_u) \quad (125)$$

Logo, a estimativa pelo método de Mínimos Quadrados Multivariado (GLS) de $\boldsymbol{\beta}$ é obtido, para que minimize:

$$S(\boldsymbol{\beta}) = \mathbf{u}'(I_T \otimes \Sigma_u)^{-1} \mathbf{u} \quad (126)$$

Com substituições e álgebra matricial, chega-se à:

$$S(\boldsymbol{\beta}) = \mathbf{y}'(I_T \otimes \Sigma_u^{-1})\mathbf{y} + \boldsymbol{\beta}'(ZZ' \otimes \Sigma_u^{-1})\boldsymbol{\beta} - 2\boldsymbol{\beta}'(Z \otimes \Sigma_u^{-1})\mathbf{y} \quad (127)$$

Para minimizar $S(\boldsymbol{\beta})$ e encontrar o estimador $\hat{\boldsymbol{\beta}}$, além de assumir que ZZ' é não singular e y_t tem distribuição de probabilidade contínua, os seguintes procedimentos de otimização são tomados: (i) derivar $S(\boldsymbol{\beta})$ com respeito $\boldsymbol{\beta}$, ou seja, $\frac{\partial S(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta}}$ (ii) igualar $\frac{\partial S(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta}} = 0$ para encontrar as equações normais; (iii) isolar $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ da equação normal; (iv) através da derivada hessiana, $\frac{\partial^2 S(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta} \partial \boldsymbol{\beta}}$, observar que $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ realmente minimiza os Quadrados por ser definida positiva.

Portanto, temos:

$$\frac{\partial S(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta}} = 2(ZZ' \otimes \Sigma_u^{-1})\boldsymbol{\beta} - 2(Z \otimes \Sigma_u^{-1})\mathbf{y} \quad (128)$$

$$\frac{\partial S(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta}} = 0 \therefore (ZZ' \otimes \Sigma_u^{-1})\hat{\boldsymbol{\beta}} = (Z \otimes \Sigma_u^{-1})\mathbf{y} \quad (129)$$

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = (ZZ'^{-1} \otimes \Sigma_u)(Z \otimes \Sigma_u^{-1})\mathbf{y} = (ZZ'^{-1}Z \otimes I_K)\mathbf{y} \quad (130)$$

$$\frac{\partial^2 S(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta} \partial \boldsymbol{\beta}} = 2(ZZ' \otimes \Sigma_u^{-1}) \quad (131)$$

Caso os regressores em cada equação são os mesmos, o estimador GLS de $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ é idêntico ao estimador de MQO, ao minimizar:

$$S(\boldsymbol{\beta}) = \mathbf{u}'\mathbf{u} = [\mathbf{y} - (Z' \otimes I_K)\boldsymbol{\beta}]'[\mathbf{y} - (Z' \otimes I_K)\boldsymbol{\beta}] \quad (132)$$

Lutkepohl (2005,p.71) escreve o estimador GLS de várias formas:

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = B((ZZ')Z \otimes I_K)'\mathbf{u}; \text{vec}(\hat{\boldsymbol{\beta}}) = \text{vec}(YZ'(ZZ')^{-1}); \hat{B} = B + UZ'(ZZ')^{-1}; \hat{\mathbf{b}} = \text{vec}(\hat{B}') \quad (133)$$

Como b'_k é a k-th linha de B e contém os parâmetros da k-th equação do VAR(p), a última forma do estimador GLS, $\hat{\mathbf{b}}$, é equivalente ao estimador MQO de cada uma das equações do VAR(p). Outra possibilidade para derivar o estimador GLS do VAR(p), resulta da (i) pós-multiplicação de $y_t = BZ_{t-1} + u_t$ por Z'_{t-1} ; (ii) aplicar o operador de esperança matemática; (iii) obter a equação normal para isolar $\hat{B}$. O resultado é:

$$\hat{B} = YZ'(ZZ')^{-1} \quad (134)$$

3.3.1.1. Propriedades Assintóticas do Estimador de Mínimos Quadrados

Consistência e normalidade assintótica do Estimador de Mínimos Quadrados são obtidas se os resultados seguintes vigoram:

(a) $\Gamma = \text{plim} \frac{ZZ'}{T}$ existe e é não singular;

(b) $\frac{\sum_{t=1}^T \text{vec}(u_t Z'_{t-1})}{\sqrt{T}} = \frac{(Z \otimes I_K) \mathbf{u}}{\sqrt{T}} \xrightarrow{d} N(0, \Gamma \otimes \Sigma_u)$ onde $\xrightarrow{d}$ é a convergência em distribuição quando T tende a infinito, $T \rightarrow \infty$.

(c) se os u_t 's são ruídos brancos padrão, ou seja, se $E(u_t)=0$; $\Sigma_u=E(u_t u_t')$ e não singular; u_t e u_s são independentes para $s \neq t$ e se $E|u_{it} u_{jt} u_{kt} u_{mt}| \leq c$, para $i, j, k, m=1, \dots, K$. E também os erros u_t 's satisfazem as propriedades dos momentos da distribuição gaussiana. Assim, a normalidade de u_t implica normalidade de y_t para processos estáveis.

O resultado de convergência em (b) vem do teorema de limite central e pode ser então obtida pela Lei dos Grande Números.

Formalmente, as propriedades assintóticas, (a) e (b) apresentados do estimador GLS, vem da seguinte proposição: se y_t é estável, o processo VAR(p), K-dimensional, com padrão de resíduos ruído branco, o estimador GLS do VAR é $\hat{B} = YZ'(ZZ')^{-1}$. Então⁴⁵:

$$p \lim \hat{B} = B \quad (143)$$

$$\sqrt{T}(\hat{\beta} - \beta) = \sqrt{T} \cdot \text{vec}(\hat{B} - B) \xrightarrow{d} N(0, \Gamma^{-1} \otimes \Sigma_u) \therefore \sqrt{T}(\hat{\mathbf{b}} - \mathbf{b}) = \sqrt{T} \cdot \text{vec}(\hat{B}' - B') \quad (135)$$

Para avaliar a dispersão assintótica do estimador GLS, precisamos conhecer as matrizes Γ e Σ_u . De (a) um estimador consistente para Γ é $\hat{\Gamma} = ZZ'/T$. Como $\Sigma_u=E(u_t u_t')$, um possível estimador para Σ_u é:

$$\tilde{\Sigma}_u = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t \hat{u}_t' = \frac{1}{T} Y(I_T - Z'(ZZ')^{-1}Z)Y'. \quad (136)$$

Freqüentemente o ajuste para graus de liberdade é desejado porque numa regressão com parâmetros fixos, regressores não estocásticos conduzem a um estimador viesado da matriz de covariância. Assim, o estimador da matriz de covariância é reescrito com correção:

$$\hat{\Sigma}_u = \tilde{\Sigma}_u \left(\frac{T}{T - Kp - 1} \right) \quad (137)$$

⁴⁵ As provas encontram-se em Lutkepohl (2005 p.74)

Assintoticamente, no entanto, para T grande, $\hat{\Sigma}_u \cong \tilde{\Sigma}_u$.

3.3.1.2. Propriedades do Estimador da Matriz de Covariâncias do Ruído Branco

Formalmente, as propriedades assintóticas do estimador da matriz de covariâncias do ruído branco, apresentados do estimador GLS, vêm da seguinte proposição: se y_t é estável, o processo VAR(p), K-dimensional, com inovação padrão de resíduos ruído branco, e $\bar{B}$ sendo o estimador dos coeficientes de B, de forma que $\sqrt{T}.\text{vec}(\bar{B} - B)$, o estimador da Matriz de Covariâncias converge em distribuição. Supondo que c é uma constante fixa, temos:

$$\bar{\Sigma}_u = \frac{(Y - \bar{B}Z)(Y - \bar{B}Z)'}{T - c} \quad (138)$$

Então⁴⁶:

$$p \lim \sqrt{T} \left(\bar{\Sigma}_u - \frac{UU'}{T} \right) = 0 \quad (139)$$

As proposições acima asseguram que: (i) $\hat{\Sigma}_u$ e $\tilde{\Sigma}_u$ são estimadores consistentes de Σ_u ; (ii) $\hat{\Sigma}_u$ e $\tilde{\Sigma}_u$ são estatísticas suficientes pois é válido o corolário de que $\Sigma_u = p \lim \tilde{\Sigma}_u = p \lim \hat{\Sigma}_u = p \lim \frac{UU'}{T}$; (iii) ambos $\hat{\Sigma}_u$ e $\tilde{\Sigma}_u$ têm as mesmas propriedades assintóticas do estimador que está baseado nos verdadeiros resíduos desconhecidos e que, portanto, não é possível calcular na prática:

$$\frac{UU'}{T} = \frac{\sum_{t=1}^T u_t u_t'}{T} \quad (140)$$

Em particular⁴⁷, se $\sqrt{T} \left(\bar{\Sigma}_u - \frac{UU'}{T} \right)$ converge em distribuição, $\sqrt{T}.\text{vec}(\hat{\Sigma}_u - \Sigma_u)$ e $\sqrt{T}.\text{vec}(\tilde{\Sigma}_u - \Sigma_u)$, tem o mesmo limite em distribuição.

Pela propriedade assintótica do estimador de Mínimos Quadrados,

⁴⁶ A prova encontra-se em Lutkepohl (2005, p.76).

⁴⁷ A proposição encontra-se em Lutkepohl (2005, p.683).

$\sqrt{T}(\hat{\mathbf{b}} - \mathbf{b}) = \sqrt{T} \cdot \text{vec}(\hat{\mathbf{B}}' - \mathbf{B}') \xrightarrow{d} N(0, \Gamma \otimes \Sigma_u)$, e pelo corolário de que $\Sigma_u = p \lim \tilde{\Sigma}_u = p \lim \hat{\Sigma}_u = p \lim(UU' / T)$, implica que $(\hat{\beta}_i - \beta_i) / \hat{s}_i$ têm uma distribuição normal assintótica, sendo que o desvio-padrão, $\hat{s}_i$, é a raiz quadrada do i-th elemento da diagonal principal de $(ZZ')^{-1} \otimes \hat{\Sigma}_u$, $\hat{\beta}_i$ é o i-th componente de $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ e β_i é o i-th componente de $\boldsymbol{\beta}$.

O resultado mostra que testes de hipótese e intervalos de confiança para cada um dos coeficientes do sistema VAR(p) pode ser elaborado, através da distribuição de Student, t , ou da distribuição normal padronizada⁴⁸.

Para comparar o valor crítico da distribuição Student com o valor calculado, o modelo VAR(p), escrito na forma $\mathbf{y} = (Z' \otimes \mathbf{I}_K) \boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}$, sugere a escolha de $KT + K^2p + K$ graus de liberdade. Isto porque no modelo de regressão padrão com regressores não estocásticos, os graus de liberdade da estatística de Student, é igual ao tamanho da amostra menos o número de coeficientes estimados. Em cada regressão do VAR(p), com o termo constante, têm-se $Kp+1$ parâmetros a serem estimados.

3.3.2. Estimação por Mínimos Quadrados quando o Processo de Médias é Conhecido

Se o vetor de médias, μ , é conhecido, o modelo VAR(p) pode se escrito na forma de média ajustada e o método de Mínimos Quadrados é aplicado diretamente:

$$(y_t - \mu) = A_1(y_{t-1} - \mu) + \dots + A_p(y_{t-p} - \mu) + u_t \quad (141)$$

Podemos escrever, compactamente, a equação 141 como:

$$\mathbf{Y}^0 = \mathbf{A}\mathbf{X} + \mathbf{U} \therefore \mathbf{y}^0 = (\mathbf{X}' \otimes \mathbf{I}_K) \boldsymbol{\alpha} + \mathbf{u} \quad (142)$$

Onde:

$$\mathbf{Y}^0_{K \times T} := (y_{1-\mu}, \dots, y_{T-\mu}) \quad (143)$$

$$\mathbf{A}_{K \times Kp} = (A_1, \dots, A_p) \quad (144)$$

⁴⁸ Para amostras grandes, a distribuição t se aproxima da distribuição normal padronizada. Com isto, é irrelevante escolher a distribuição t ou a normal para efetuar testes de hipóteses dos coeficientes e montar os intervalos de confiança. Na prática, o VAR(p) com grandes amostras, softwares calculam pela distribuição t .

$$X_{Kp \times T} = (Y^0_0, \dots, Y^0_{T-1}) \quad (145)$$

$$\mathbf{y}^0_{KT \times 1} = \text{vec}(Y^0) \quad (146)$$

$$\mathbf{a}_{K^2 p \times 1} = \text{vec}(A) \quad (147)$$

$$Y^0_{t;Kp \times 1} = \begin{bmatrix} y_t - \mu \\ \vdots \\ y_{t-p+1} - \mu \end{bmatrix} \quad (148)$$

U e $\mathbf{u}$ foram definidos anteriormente. O estimador de Mínimos Quadrados é:

$$\hat{\mathbf{a}} = ((XX')^{-1}X \otimes I_K) \mathbf{y}^0 \therefore \hat{A} = Y^0 X' (XX')^{-1} \quad (149)$$

Se y_t é estável e u_t é um ruído branco padrão, temos:

$$\sqrt{T}(\mathbf{a} - \hat{\mathbf{a}}) \xrightarrow{d} N(0, \Sigma_{\hat{\mathbf{a}}}) \quad (150)$$

Onde:

$$\Sigma_{\hat{\mathbf{a}}} = \Gamma_Y(0)^{-1} \otimes \Sigma_u \text{ e } \Gamma_Y(0) = E(Y^0_t Y^{0'}_t) \quad (151)$$

3.3.3. Estimação do Processo de Médias

Normalmente o vetor de médias, μ , não é conhecido com antecedência. Neste caso, pode ser calculado a partir do vetor de médias amostrais, $\bar{y}_t$:

$$\bar{y}_t = \frac{\sum_{t=1}^T y_t}{T} \quad (152)$$

A partir de $(y_t - \mu)$, $\bar{y}_t$ pode ser escrito como:

$$\bar{y}_t = \mu + A_1 \left[\bar{y} + \left(\frac{y_0 - y_t}{T} \right) - \mu \right] + \dots + A_p \left[\bar{y} + \left(\frac{y_{-p+1} + \dots + y_0 - y_{T-p+1} - \dots - y_t}{T} \right) - \mu \right] + \frac{\sum_{t=1}^T u_t}{T} \quad (153)$$

Então:

$$(I_K - A_1 - \dots - A_p)(\bar{y} - \mu) = \frac{\sum_{i=1}^p A_i \left(\sum_{j=0}^{i-1} y_{0-j} - y_{T-j} \right)}{T} + \frac{\sum_{t=1}^T u_t}{T} \quad (154)$$

Como y_t é estável, aplicando o operador de esperança, a média e a variância de z_t quando o tamanho da amostra, T , é grande são:

$$E\left(\frac{z_t}{\sqrt{T}}\right) = \frac{E(z_t)}{\sqrt{T}} = 0 \quad (155)$$

$$\text{Var}\left(\frac{z_t}{\sqrt{T}}\right) = \frac{\text{Var}(z_t)}{T} \xrightarrow{T \rightarrow \infty} 0 \quad (156)$$

Destes resultados, segue que⁴⁹ $\sqrt{T} (I_K - A_1 - \dots - A_p)(\bar{y} - \mu)$ tem a mesma distribuição assintótica de $\sum_{t=1}^T u_t / \sqrt{T}$ e pelo Teorema do Limite Central, $\left(\sum_{t=1}^T u_t / \sqrt{T} \right) \xrightarrow{d} N(0, \Sigma_u)$.

Com o VAR(p) estável e u_t sendo ruído branco, pelas propriedades assintóticas da média amostral dos estimadores⁵⁰, têm-se:

$$\left(\sqrt{T}(\bar{y} - \mu) \right) \xrightarrow{d} N(0, \Sigma_{\bar{y}}) \quad (157)$$

Onde:

$$\Sigma_{\bar{y}} = (I_K - A_1 - \dots - A_p)^{-1} \Sigma_u (I_K - A_1 - \dots - A_p)'^{-1} \quad (158)$$

Como $\mu = (I_K - A_1 - \dots - A_p)^{-1} c$, um estimador alternativo para médias é obtido do estimador de Mínimos Quadrados:

$$\hat{\mu} = (I_K - \hat{A}_1 - \dots - \hat{A}_p)^{-1} \hat{c} \quad (159)$$

Usando as propriedades assintóticas dos estimadores, (Lutkepohl, 2005, p. 692), $\hat{\mu}$

⁴⁹ Ver Lutkepohl (2005, p.683), proposição C.2 - propriedades da convergência em probabilidade e distribuição.

⁵⁰ Ver Lutkepohl (2005, p.692), proposição C.15.

também é um estimador consistente e têm distribuição normal assintótica. Formalmente temos:

$$\left(\sqrt{T}(\hat{\mu} - \mu)\right) \xrightarrow{d} N\left(0, \frac{\partial \mu}{\partial \beta'} (\Gamma^{-1} \otimes \Sigma_u) \frac{\partial \mu}{\partial \beta}\right) \quad (160)$$

Onde:

$$\Sigma_{\bar{y}} = \frac{\partial \mu}{\partial \beta'} (\Gamma^{-1} \otimes \Sigma_u) \frac{\partial \mu}{\partial \beta} \quad (161)$$

Isto significa que $\hat{\mu}$ e $\bar{y}$ são assintoticamente equivalentes.

3.3.4. Estimação com Processo de Média não Conhecido

Se o vetor de médias μ é desconhecido, pode-se substituir por $\bar{y}$ nos vetores e matrizes anteriores, originando $\hat{X}$, $\hat{Y}^0$ e assim por diante. O novo estimador de Mínimos Quadrados, assintoticamente equivalente a $\hat{\alpha}$, é:

$$\hat{\alpha} = ((\hat{X}\hat{X}')^{-1} \hat{X} \otimes I_k) \hat{y}^0 \quad (162)$$

E:

$$\sqrt{T}(\hat{\alpha} - \alpha) \xrightarrow{d} N(0, \Gamma_y(0)^{-1} \otimes \Sigma_u) \quad (163)$$

3.3.5. O Estimador de Yule-Walker

O estimador de Mínimos Quadrados pode ser derivado das equações de Yule-Walker. Lembrando que, para $h > 0$, temos:

$$\Gamma_y(h) = A_1 \Gamma_y(h-1) + \dots + A_p \Gamma_y(h-p) \quad (164)$$

A equação acima é equivalente a:

$$[\Gamma_y(1), \dots, \Gamma_y(p)] = [A_1, \dots, A_p] \begin{bmatrix} \Gamma_y(0) & \dots & \Gamma_y(p-1) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \Gamma_y(-p+1) & \dots & \Gamma_y(0) \end{bmatrix} = A\Gamma_y(0) \quad (165)$$

Estimando $\Gamma_y(0)$ por $(\hat{X}\hat{X}'/T)$ e $[\Gamma_y(1), \dots, \Gamma_y(p)]$ por $(\hat{Y}^0\hat{X}'/T)$, o resultado do estimador de A é justamente o estimador de Mínimos Quadrados:

$$\hat{A} = \hat{Y}^0\hat{X}'(\hat{X}\hat{X}')^{-1} \quad (166)$$

Alternativamente, os momentos da matriz podem ser estimados usando os dados disponíveis e se possível, valores *pre-sample*. Assim, se uma amostra $y_1, \dots, y_T$ e uma *presample* de p observações $y_{-p+1}, \dots, y_0$ estão disponíveis, μ e $\Gamma_y(h)$ podem ser estimados como:

$$\bar{y}^* = \frac{\sum_{t=-p+1}^T y_t}{T+p} \quad (167)$$

$$\hat{\Gamma}_y(h) = \frac{\sum_{t=-p+h+1}^T (y_t - \bar{y}^*)(y_{t-h} - \bar{y}^*)'}{T+p-h} \quad (168)$$

Usando este estimador para $\hat{\Gamma}_y(h)$, encontra-se a matriz A pelas equações de Yule-Walker. Para processos estáveis e quando a amostra é de tamanho grande, o estimador de Yule-Walker tem as mesmas propriedades assintóticas do estimador de Mínimos Quadrados.

3.3.6. Estimador de Máxima Verossimilhança

Para estimar o processo VAR(p) a partir da função de máxima verossimilhança, parte-se das seguintes hipóteses: (i) a distribuição do processo é conhecido; (ii) o processo y_t do VAR(p) é Gaussiano. Isto significa que:

$$\mathbf{u} = \text{vec}(\mathbf{U}) = \begin{bmatrix} \mathbf{u}_1 \\ \vdots \\ \mathbf{u}_t \end{bmatrix} \sim N(0, \mathbf{I}_T \otimes \Sigma_u) \quad (169)$$

A função densidade de probabilidade é:

$$f_u(\mathbf{u}) = (2\pi)^{-(KT/2)} |\mathbf{I}_T \otimes \Sigma_u|^{-1/2} \exp\left[-\frac{1}{2} \mathbf{u}' (\mathbf{I}_T \otimes \Sigma_u^{-1}) \mathbf{u}\right] \quad (170)$$

Onde:

$$\mathbf{u} = \begin{bmatrix} \mathbf{I}_K & 0 & \cdots & 0 & \cdots & \cdots & 0 \\ -\mathbf{A}_1 & \mathbf{I}_K & & 0 & \cdots & \cdots & 0 \\ \vdots & & \ddots & & & & \vdots \\ -\mathbf{A}_p & \mathbf{A}_{p-1} & \cdots & \mathbf{I}_K & & & 0 \\ 0 & -\mathbf{A}_p & & & \ddots & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & & & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & -\mathbf{A}_p & \cdots & \cdots & \mathbf{I}_K \end{bmatrix} (\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}^*)$$

$$+ \begin{bmatrix} -\mathbf{A}_1 & -\mathbf{A}_2 & \cdots & -\mathbf{A}_p \\ -\mathbf{A}_2 & -\mathbf{A}_3 & \cdots & 0 \\ \vdots & & & \vdots \\ -\mathbf{A}_p & 0 & 0 & 0 \\ & \vdots & & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & 0 \end{bmatrix} (\mathbf{Y}_0 - \boldsymbol{\mu})$$

E $\mathbf{y}_{TK \times 1} = \text{vec}(\mathbf{Y})$, $\boldsymbol{\mu}_{TK \times 1}^* = (\mu', \mu', \dots, \mu')'$, $\mathbf{Y}_{0(Kp \times 1)} = (y'_0, \dots, y'_{-p+1})$ e $\boldsymbol{\mu}_{Kp \times 1} = (\mu', \mu', \dots, \mu')'$.

Conseqüentemente, $\partial \mathbf{u} / \partial \mathbf{y}'$ é uma matriz triangular inferior que têm diagonal e determinante unitário. Sabendo que $\mathbf{u} = \mathbf{y} - \mathbf{u}^* - (\mathbf{X}' \otimes \mathbf{I}_K) \boldsymbol{\alpha}$, têm-se:

$$f_y(\mathbf{y}) = \left| \frac{\partial \mathbf{u}}{\partial \mathbf{y}'} \right| f_u(\mathbf{u}) \quad (171)$$

$$f_y(\mathbf{y}) = (2\pi)^{-(KT/2)} |\mathbf{I}_T \otimes \Sigma_u|^{-1/2} \exp\left[-\frac{1}{2} (\mathbf{y} - \mathbf{u}^* - (\mathbf{X}' \otimes \mathbf{I}_K) \boldsymbol{\alpha})' (\mathbf{I}_T \otimes \Sigma_u^{-1}) (\mathbf{y} - \mathbf{u}^* - (\mathbf{X}' \otimes \mathbf{I}_K) \boldsymbol{\alpha})\right] \quad (172)$$

Aplicando logaritmos e suas propriedades em $f_y(\mathbf{y})$, a função de máxima

verossimilhança logaritimizada⁵¹ é:

$$f_y(\mathbf{y}) = (2\pi)^{-(KT/2)} |\mathbf{I}_T \otimes \Sigma_u|^{-1/2} \exp \left[-\frac{1}{2} (\mathbf{y} - \mathbf{u}^* - (\mathbf{X}' \otimes \mathbf{I}_K) \boldsymbol{\alpha})' (\mathbf{I}_T \otimes \Sigma_u^{-1}) (\mathbf{y} - \mathbf{u}^* - (\mathbf{X}' \otimes \mathbf{I}_K) \boldsymbol{\alpha}) \right] \quad (173)$$

Para encontrar o estimador de máxima verossimilhança, deriva-se parcialmente $f_y(\mathbf{y})$ com respeito a μ , $\boldsymbol{\alpha}$ e Σ_u , obtendo:

$$\frac{\partial \ln l(\mu, \boldsymbol{\alpha}, \Sigma_u)}{\partial \mu} = [\mathbf{I}_K - \mathbf{A}(\mathbf{j} \otimes \mathbf{I}_K)]' \Sigma_u^{-1} \left[\sum_t (y_t - \mu - \mathbf{A} \mathbf{Y}_{t-1}^0) \right] \quad (174)$$

$$\frac{\partial \ln l(\mu, \boldsymbol{\alpha}, \Sigma_u)}{\partial \boldsymbol{\alpha}} = (\mathbf{X} \otimes \Sigma_u^{-1}) (\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}^*) - (\mathbf{X} \mathbf{X}' \otimes \Sigma_u^{-1}) \boldsymbol{\alpha} \quad (175)$$

$$\frac{\partial \ln l(\mu, \boldsymbol{\alpha}, \Sigma_u)}{\partial \Sigma_u} = -\frac{T}{2} \Sigma_u^{-1} + \frac{1}{2} \Sigma_u^{-1} (\mathbf{Y}^0 - \mathbf{A} \mathbf{X}) (\mathbf{Y}^0 - \mathbf{A} \mathbf{X})' \Sigma_u^{-1} \quad (176)$$

Onde $\mathbf{j}_{px1}$ é um vetor coluna de uns. Igualando as três derivadas parciais à zero, encontramos o conjunto de equações normais. Estas equações resolvidas para μ , $\boldsymbol{\alpha}$ e Σ_u são:

$$\tilde{\mu} = T^{-1} \left(\mathbf{I}_K - \sum_i \tilde{\mathbf{A}}_i \right)^{-1} \sum_t \left(y_t - \sum_i \tilde{\mathbf{A}}_i y_{t-i} \right) \quad (177)$$

$$\tilde{\boldsymbol{\alpha}} = \left((\tilde{\mathbf{X}} \tilde{\mathbf{X}}')^{-1} \tilde{\mathbf{X}} \otimes \mathbf{I}_K \right) (\mathbf{y} - \tilde{\boldsymbol{\mu}}^*) \quad (178)$$

$$\tilde{\Sigma}_u = \frac{1}{T} (\tilde{\mathbf{Y}}^0 - \tilde{\mathbf{A}} \tilde{\mathbf{X}}) (\tilde{\mathbf{Y}}^0 - \tilde{\mathbf{A}} \tilde{\mathbf{X}})' \quad (179)$$

3.3.6.1. Propriedades do Estimador de Máxima Verossimilhança

Comparando os resultados do estimador MV com o estimador de MQ, nota-se que o estimador para μ e $\boldsymbol{\alpha}$ são idênticos. Então, $\tilde{\mu}$ e $\tilde{\boldsymbol{\alpha}}$ são estimadores consistentes se: (i) o VAR(p) é estável, (ii) o VAR(p) segue normas gaussianas, (iii) se as séries contidas em y_t são estacionárias e; (iv) se $\sqrt{T}(\tilde{\boldsymbol{\alpha}} - \boldsymbol{\alpha})$ e $\sqrt{T}(\tilde{\mu} - \mu)$ são normalmente distribuídas

⁵¹ O desenvolvimento algébrico encontra-se em Lutkepohl (2005, p.89).

assintoticamente⁵².

A matriz de covariância da distribuição assintótica do estimador de MV, é calculada a partir da inversa da matriz de informação, que por definição é a segunda derivada da função de verossimilhança logaritimizada. Isto é:

$$\mathfrak{I}(\delta) = -E \left[\frac{\partial^2 \ln l(\mu, \alpha, \Sigma_u)}{\partial \delta \partial \delta} \right] \quad (180)$$

Onde $\delta' = (\mu', \alpha', \text{vec}(\Sigma_u))$ ⁵³. A matriz de covariância assintótica, $\tilde{\delta}$, do estimador de MV, quando $T \rightarrow \infty$, portanto é:

$$\tilde{\delta} = \lim_{T \rightarrow \infty} [T^{-1} (\mathfrak{I}(\delta))]^{-1} \quad (181)$$

A partir da função de verossimilhança logaritimizada, aplica-se derivada parcial de segunda ordem, para determinar a matriz $\tilde{\delta}$ como segue:

$$(i) \frac{\partial^2 \ln l(\mu, \alpha, \Sigma_u)}{\partial \mu \partial \mu'} = -T \left(I_K - \sum_i A_i \right)' \Sigma_u^{-1} \left(I_K - \sum_i A_i \right) \quad (182)$$

$$(ii) \frac{\partial^2 \ln l(\mu, \alpha, \Sigma_u)}{\partial \alpha \partial \alpha'} = - (X X' \otimes \Sigma_u^{-1}) \quad (183)$$

$$(iii) \frac{\partial^2 \ln l(\mu, \alpha, \Sigma_u)}{\partial \text{vec}(\Sigma_u) \partial \text{vec}(\Sigma_u)'} = \frac{T}{2} (\Sigma_u^{-1} \otimes \Sigma_u^{-1}) - \frac{1}{2} (\Sigma_u^{-1} \otimes \Sigma_u^{-1} U U' \Sigma_u^{-1}) - \frac{1}{2} (\Sigma_u^{-1} U U' \Sigma_u^{-1} \otimes \Sigma_u^{-1}) \quad (184)$$

$$(iv) \frac{\partial^2 \ln l(\mu, \alpha, \Sigma_u)}{\partial \mu \partial \alpha'} = [I_K - (\mathbf{j}' \otimes I_K) A'] \Sigma_u^{-1} \left[\sum_t ((Y_{t-1}^0)' \otimes I_K) \right] - \left[\sum_t (u_t' \Sigma_u^{-1} \otimes I_K) \right] (I_K \otimes \mathbf{j}' \otimes I_K) \frac{\partial \text{vec}(A')}{\partial \alpha'} \quad (185)$$

$$(v) \frac{\partial^2 \ln l(\mu, \alpha, \Sigma_u)}{\partial \text{vec}(\Sigma_u) \partial \mu'} = \frac{1}{2} (\Sigma_u^{-1} \otimes \Sigma_u^{-1}) \left[(I_K \otimes U) \left(\frac{\partial \text{vec}(U')}{\partial \mu'} \right) + (U \otimes I_K) \left(\frac{\partial \text{vec}(U)}{\partial \mu'} \right) \right] \quad (186)$$

⁵² Estes resultados são obtidos a partir da Teoria Geral de Máxima Verossimilhança, Lutkepohl (2005, p.693).

⁵³ O operador de matrizes vec é um operador que empilha só os elementos da diagonal principal e elementos abaixo desta diagonal. A operação vec está relacionado a eliminação de parte da matriz L_K por $((1/2)K(K+1) \times K^2)$. Assim, $\text{vec}(\Sigma_u) = L_K \text{vec}(\Sigma_u)$ e, portanto, δ coleta apenas os valores potencialmente diferentes de Σ_u .

$$(vi) \frac{\partial^2 \ln l(\mu, \alpha, \Sigma_u)}{\partial \text{vec}(\Sigma_u) \partial \alpha'} = -\frac{1}{2} \left(\Sigma_u^{-1} \otimes \Sigma_u^{-1} \right) \left[\left(I_k \otimes UX' \right) \left(\frac{\partial \text{vec}(A')}{\partial \alpha'} \right) + (UX' \otimes I_k) \right] \quad (187)$$

$\sum_t Y_{t-1}^0 / T$ No mais, na segunda derivada descrita em (iv), se $T \rightarrow \infty$, no limite, a esperança de $\partial^2 \ln l / \partial \mu \partial \alpha'$ é igual a zero, então, a esperança de $\partial^2 \ln l / \partial \mu \partial \alpha'$ é igual a zero. Portanto:

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \left(T^{-1} E \left(\frac{\partial^2 \ln l(\mu, \alpha, \Sigma_u)}{\partial \mu \partial \alpha'} \right) \right) = 0 \quad (188)$$

Na segunda derivada descrita em (v), sabendo que $E(U)=0$, e $\partial \text{vec}(U') / \partial \mu'$ é uma matriz de constantes, temos:

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \left(T^{-1} E \left(\frac{\partial^2 \ln l(\mu, \alpha, \Sigma_u)}{\partial \mu \partial \alpha'} \right) \right) = 0 \quad (189)$$

De (vi), sabendo que $E(UX'/T)=0$, temos:

$$E \left(\frac{\partial^2 \ln l(\mu, \alpha, \Sigma_u)}{\partial \text{vec}(\Sigma_u) \partial \alpha'} \right) = 0 \quad (190)$$

Com estes resultados, o limite de $\mathfrak{Z}(\delta)/T$ é bloco diagonal, onde extraímos as distribuições assintóticas de μ , α e $\text{vec}(\Sigma_u)$. Portanto, os estimadores de MV, $\tilde{\mu}$, $\tilde{\alpha}$ e $\tilde{\Sigma}_u$, são consistentes. É importante notar que $\tilde{\mu}$ é assintoticamente independente de $\tilde{\alpha}$ e $\tilde{\Sigma}_u$ e $\tilde{\alpha}$ é assintoticamente independente de $\tilde{\Sigma}_u$ e $\tilde{\mu}$. Portanto:

$$\sqrt{T} \begin{bmatrix} \tilde{\mu} - \mu \\ \tilde{\alpha} - \alpha \\ \tilde{\sigma} - \sigma \end{bmatrix} \xrightarrow{d} N \left(0, \begin{bmatrix} \Sigma_{\tilde{\mu}} & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_{\tilde{\alpha}} & 0 \\ 0 & 0 & \Sigma_{\tilde{\sigma}} \end{bmatrix} \right)$$

As matrizes de covariâncias $\tilde{\Sigma}_u$, $\Sigma_{\tilde{\alpha}}$ e $\Sigma_{\tilde{\sigma}}$ são:

$$\tilde{\Sigma}_u = \left(I_k - \sum_i A_i \right)^{-1} \Sigma_u \left(I_k - \sum_i A_i' \right)^{-1} \quad (191)$$

$$\Sigma_{\tilde{\alpha}} = \left(\Gamma_Y(0)^{-1} \otimes \right) \Sigma_u \quad (192)$$

$$\Sigma_{\sigma} = 2\mathbf{D}_K^+ (\Sigma_u \otimes \Sigma_u) \mathbf{D}_K^{+'} \quad (193)$$

Onde $\mathbf{D}_K^+ = (\mathbf{D}_K' \mathbf{D}_K)^{-1} \mathbf{D}_K'$ ⁵⁴. Assim, pode-se estimar consistentemente as matrizes de covariância, substituindo as quantidades desconhecidas, pelos estimadores de MV, e estimando $\Gamma(0)$ por $\tilde{X}\tilde{X}'/T$.

3.3.6.2. Previsão com Modelos Estimados

Partindo da previsão ótima do VAR(p), h-passos à frente:

$$y_t(h) = c + A_1 y_t(h-1) + \dots + A_p y_t(h-p) \quad (194)$$

Onde $y_t(j) = y_{t+j}$ para $j \leq 0$. Se os verdadeiros coeficientes $B = (c, A_1, \dots, A_p)$ são substituídos pelos estimadores $\hat{B} = (\hat{c}, \hat{A}_1, \dots, \hat{A}_p)$ a previsão com modelos estimados é:

$$\hat{y}_t(h) = \hat{c} + \hat{A}_1 \hat{y}_t(h-1) + \dots + \hat{A}_p \hat{y}_t(h-p) \quad (195)$$

Onde $\hat{y}_t(j) = y_{t+j}$ para $j \leq 0$. Então, o erro de previsão, é:

$$y_{t+h} - \hat{y}_t(h) = [y_{t+h} - y_t(h)] + [y_t(h) - \hat{y}_t(h)] \quad (196)$$

$$y_{t+h} - \hat{y}_t(h) = \sum_{i=0}^{h-1} \phi_i u_{t+h-i} + [y_t(h) - \hat{y}_t(h)] \quad (197)$$

Para estimações utilizando amostras até o período t, todos os u_s no primeiro termo do lado direito da equação 197 refere-se a períodos $s > t$ e todos os y_s do segundo termo refere-se a $s \leq t$. Os dois termos são não correlacionados. Em condições gerais, para o processo y_t , o erro de previsão tem média zero, ou seja, $E[y_{t+h} - \hat{y}_t(h)] = 0$. Como não há correlação entre u_s e y_s , a matriz EQM da previsão $\hat{y}_t(h)$ é:

$$\Sigma_{\hat{y}}(h) = \text{EQM}[\hat{y}_t(h)] = E\{[y_{t+h} - \hat{y}_t(h)][y_{t+h} - \hat{y}_t(h)]'\} \quad (198)$$

$$\Sigma_{\hat{y}}(h) = \Sigma_y(h) + \text{EQM}[y_t(h) - \hat{y}_t(h)] \quad (199)$$

⁵⁴ $\mathbf{D}_K$ é uma matriz duplicação de tamanho $(K^2 \times (1/2)K(K+1))$, derivada de $\mathbf{L}_K$, ou seja, $\mathbf{D}_K = \partial \text{vec}(\Sigma_u) / \partial \sigma$.

Para avaliar o último termo da equação 199, é necessário conhecer a distribuição do estimador $\hat{B}$. Para conhecer a distribuição $\hat{B}$, parte-se de uma das duas hipóteses: (i) somente dados até a origem da previsão são usados para estimação; (2) estimação utiliza séries temporais de um processo que é independente do processo usado para predição e tem a mesma estrutura estocástica⁵⁵.

Do ponto de vista prático, a primeira hipótese é mais realista porque estimação e previsão normalmente são baseadas no mesmo conjunto de dados. Isto ocorre porque é assumido que o tamanho de amostra tende a infinito, derivando então os resultados assintóticos da distribuição. Como a previsão usa somente p vetores y_s anteriores para o período de previsão, estas variáveis serão assintoticamente independentes do estimador $\hat{B}$.

Usando a segunda hipótese, assumindo que $\beta = \text{vec}(\beta)$ e $\hat{\beta} = \text{vec}(\hat{\beta})$, temos que $\sqrt{T}(\hat{\beta} - \beta) \xrightarrow{d} N(0, \Sigma_{\hat{\beta}})$. Como $y_t(h)$ é uma função gaussiana diferenciável de β , então, uma realização particular $Y_t = (y'_t, \dots, y'_{t-p+1})$ do processo usado para predição é:

$$\sqrt{T}(\hat{y}_t(h) - y_t(h) | Y_t) \xrightarrow{d} N\left(0, \frac{\partial y_t(h)}{\partial \beta'} \Sigma_{\hat{\beta}} \frac{\partial y_t(h)'}{\partial \beta}\right) \therefore N(0, \Omega(h)) \quad (200)$$

Este resultado sugere a aproximação da matriz $\text{EQM}[\hat{y}_t(h) - y_t(h)]$ por:

$$\frac{E[\Omega(h)]}{T} \quad (201)$$

A aproximação da matriz EQM de $\hat{y}_t(h)$, é:

$$\Sigma_{\hat{y}}(h) = \frac{\Omega(h)}{T} + \Sigma_y(h) \quad (202)$$

A aproximação da EQM de $\Sigma_{\hat{y}}(h)$ e $\Omega(h)$ podem ser reduzidos se existir um estimador assintoticamente mais eficiente que $\hat{\beta}$. Em outras palavras, a estimação eficiente é importante para reduzir a incerteza de previsão.

⁵⁵ Por exemplo, é Gaussiano e tem o mesmo primeiro e segundo momentos do processo usado para predição.

3.3.6.3. A Aproximação da Matriz EQM e de Informação $\Omega(h)$

Nesta seção, apresentamos uma aproximação para a matriz de informação $\Omega(h)$ e a matriz EQM⁵⁶. Derivando $y_t(h) = J_1 B^h Z_t$ com relação a β' , temos:

$$\frac{\partial y_t(h)}{\partial \beta'} = \sum_{i=0}^{h-1} Z_t' (B')^{h-1-i} \otimes \phi_i \quad (203)$$

Onde:

$$J_1 = \begin{bmatrix} 0_{K \times 1} & I_K & 0 \cdots 0_{(K \times K(p-1))} \end{bmatrix}_{K \times (Kp+1)} \quad (204)$$

$$B_{(Kp+1) \times (Kp+1)} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ & B & & \\ 0 & I_{K(p-1)} & & 0 \end{bmatrix} \quad (205)$$

$$Z_t = (1, y_t', \dots, y_{t-p+1}') \quad (206)$$

Usando o estimador GLS para $\hat{\beta}$ com a matriz de covariância assintótica $\hat{\Sigma}_{\hat{\beta}} = \Gamma^{-1} \otimes \Sigma_u$ a matriz $\Omega(h)$ é:

$$\Omega(h) = E \left[\frac{\partial y_t(h)}{\partial \beta'} (\Gamma^{-1} \otimes \Sigma_u) \frac{\partial y_t(h)'}{\partial \beta} \right] = \sum_{i=0}^{h-1} \sum_{j=0}^{h-1} \text{tr} \left[(B')^{h-1-i} \Gamma^{-1} (B)^{h-1-j} \Gamma \right] \phi_i \Sigma_u \phi_j \quad (207)$$

Onde $\Gamma = p \lim(ZZ' / T) = E(Z_t Z_t')$ e Z aqui é $Z_{(Kp+1) \times T} = (Z_0, Z_1, \dots, Z_{t-1})$

Destes resultados emerge que a matriz de informação e a matriz de covariância, com os coeficientes estimados, um passo à frente, são:

$$\Omega(1) = (Kp+1) \Sigma_u \quad (208)$$

$$\Sigma_{\hat{y}}(1) = (Kp+1+T) T^{-1} \Sigma_u \quad (209)$$

A previsão da matriz de informação, $\Omega(1)$, um passo a frente, depende da dimensão das variáveis, K , e do número de defasagens, p , do VAR. Para prever a matriz EQM, $\Sigma_{\hat{y}}(1)$,

⁵⁶ Segue-se, para isto, Lutkepohl (2005, p.96 a 98), onde demonstra com detalhamento os resultados obtidos.

além de K e p , a contribuição da variabilidade da estimação depende também do tamanho da amostra utilizada para estimação, T .

Portanto a matriz de matriz EQM de Σ_u , um passo à frente, $\Sigma_y(1)$, para processos conhecidos aumenta pelo fator $(T+Kp+1)T^{-1}$. Esta aproximação é derivado da teoria assintótica. O fator $(T+Kp+1)T^{-1}$ tende a unidade, quando T tende a infinito, ou seja:

$$\lim_{T \rightarrow \infty} (T + Kp + 1)T^{-1} = 1 \quad (210)$$

Portanto, quando o tamanho da amostra é grande, o efeito do EQM sobre a variabilidade de Σ_u desaparece e, como consequência, os coeficientes do VAR são consistentes. Na prática, para $h > 1$, não é possível calcular $\Omega(h)$ sem conhecer os coeficientes AR, contidos na matriz B . Então, um estimador consistente, $\hat{\Omega}(h)$, pode ser obtido substituindo todos os parâmetros desconhecidos pelos estimadores LS. Na prática, significa substituir B por $\hat{B}$, Σ_u por $\hat{\Sigma}_u$, ϕ_i por $\hat{\phi}_i = J_1' \hat{B} J_1$, e Γ por $\hat{\Gamma} = ZZ'/T$, resultando em $\hat{\Sigma}_y(h)$, em vez de $\Sigma_y(h)$. Os resultados obtidos são fundamentais para montar os intervalos de previsão. Assumindo que y_t é Gaussiano, o intervalo aproximado de previsão de $(1 - \alpha)100\%$, h períodos a frente, para o k -th componente $y_{k,t}$ de y_t é:

$$\hat{y}_{k,t}(h) \pm z_{(\alpha/2)} \hat{\sigma}_k(h) \quad (211)$$

Onde $z_{(\alpha)}$ é o ponto superior, $\alpha 100$ -th percentil da distribuição normal padronizada e $\hat{\sigma}_k(h)$ é a raiz quadrada da diagonal principal da matriz $\hat{\Sigma}_y(h)$.

3.4. TESTES PARA SELEÇÃO DA ORDEM DE DEFASAGEM DO VAR

Em seções anteriores, assumimos múltiplas séries, K -dimensionais, dado por y_t , gerado pelo processo VAR(p). Discutimos a estimação dos parâmetros de interesse e mostramos algumas propriedades desejáveis dos estimadores, entre elas, que os resíduos devem ser não auto-correlacionados. Na teoria um estimador deve ser consistente e suficiente. Normalidade assintótica dos estimadores e dos resíduos, portanto, são requeridas.

Nesta seção, serão identificadas testes de critério para selecionar a ordem de defasagem mais adequada dos modelos VAR(p). Isto significa, na prática, que se conseguirmos diminuir o número de defasagens do modelo, teremos diversos A_p iguais a zero e o número de parâmetros a serem estimados pode cair drasticamente. Outra razão para sobre a aproximação da matriz EQM, 1 passo a frente. A matriz EQM pode aumentar com o aumento da ordem de defasagem do VAR. Então escolhendo a defasagem p desnecessariamente pode reduzir a precisão das previsões do modelo estimado pelo VAR.

Uma hipótese importante, discutida nas seções anteriores, é a estacionariedade das séries. Além disso, choques exógenos podem afetar várias características do sistema. Neste aspecto, também apresenta-se testes para quebra estrutural.

3.4.1. O impacto da Ordem do VAR na previsão da matriz EQM

Em um VAR(p), se $A_p \neq 0$ e $A_i = 0$ para $i > p$, então p é a menor defasagem possível. Esta única defasagem é chamada de ordem do VAR. Confrontando um processo y_t gerado pelo VAR(p) e VAR(p+1), pode-se ter dificuldades em saber qual deles seria o mais preciso. Compara-se o erro quadrático médio de um modelo A com relação a um modelo B. Na decisão da escolha do modelo, é válida a idéia de buscar um erro quadrático médio menor possível. Assim, um modelo VAR(p) pode ser mais preciso que um modelo VAR(p+1) e vice-versa.

Na prática as decisões de escolha dos modelos baseiam-se na matriz aproximação do EQM, $\Sigma_{\hat{y}}(h)$. Para $h=1$, temos:

$$\Sigma_{\hat{y}}(1) = (Kp + 1 + T)T^{-1}\Sigma_u \quad (212)$$

Percebe-se nitidamente a importância da defasagem p para cálculo do $\Sigma_{\hat{y}}(h)$. Além disso, como o resultado de $\Sigma_{\hat{y}}(h)$ é derivado da teoria assintótica, modelos que incluem poucas defasagens, poucas variáveis no sistema e muitas amostras⁵⁷ são normalmente superiores aos modelos que incluem muitas defasagens, muitas variáveis e poucas amostras. Portanto, poucas

⁵⁷ Ver Lutkepohl (2005, p. 137, 138).

defasagens contribuem para a melhora da aproximação de Σ_u , dado por $\Sigma_{\hat{y}}(h)$.

Como a verdadeira ordem é desconhecida, uma possibilidade para conferir se certas matrizes A_i são iguais a zero é montar uma sucessão de testes de hipóteses, fixando ao termo i , um número de defasagens, M , por exemplo. Primeiro $H_0: A_M = 0$ é testada. Caso esta hipótese nula não pode ser rejeitada, testa-se a hipótese $H_0: A_{M-1} = 0$. Isto é feito até que uma hipótese nula é rejeitada. Apresenta-se a seguir diversas estatísticas que ajudam na escolha da ordem do VAR.

3.4.2. Testes de Wald, Razão de Verossimilhança (*Likelihood Ratio*) e Multiplicador de Lagrange (LM)

Nesta seção, são apresentadas três estatísticas para determinar a ordem do VAR(p): Razão de Verossimilhança, λ_{LR} , Multiplicador de Lagrange, λ_{LR} e o Teste Wald, λ_W . As três estatísticas testam as seguintes hipóteses sobre as restrições nos coeficientes do VAR(p):

$$H_0 = \varphi(\delta_0) = 0 \text{ e } H_1 = \varphi(\delta_0) \neq 0 \quad (213)$$

Onde δ_0 é o verdadeiro vetor de parâmetros, de dimensão $M \times 1$, e $\varphi: \mathcal{R}^M \rightarrow \mathcal{R}^N$ é uma função contínua diferenciável. A dimensão de $\varphi(\delta_0)$ é $N \times 1$. Assume-se que $[\partial\varphi/\partial\delta'|_{\delta_0}]$ tem rank N . Esta condição implica que $N \leq M$ e as N restrições do vetor de parâmetros são perceptíveis nas proximidades de δ_0 . O teste de hipótese pode ser reescrito como:

$$H_0 = \delta_0 = g(\gamma_0) \text{ e } H_1 = \delta_0 \neq g(\gamma_0) \quad (214)$$

Onde γ_0 é um vetor de dimensão $M-N$. A função $g: \mathcal{R}^{M-N} \rightarrow \mathcal{R}^M$ é contínua diferenciável em torno de γ_0 . Desta maneira, o teste de Razão de Verossimilhança, λ_{LR} , é baseado na seguinte estatística:

$$\lambda_{LR} = 2[\ln l(\tilde{\delta}) - \ln l(\tilde{\delta}_r)] \quad (215)$$

Onde $\tilde{\delta}$ é o estimador MV sem restrição e $\tilde{\delta}_r$ é o estimador MV com restrição de δ_0 .

Isto significa que $\tilde{\delta}_r$ é obtido pela maximização do log da função de verossimilhança sobre o espaço paramétrico restrito e sujeito pelas condições impostas na hipótese nula, H_0 .

Na estatística λ_{LR} , o interesse reside em testar as restrições lineares dos coeficientes do VAR(p). Sob a hipótese nula, o estimador λ_{LR} ⁵⁸ segue a distribuição assintótica qui-quadrada, χ^2 , com N graus de liberdade, $\lambda_{LR} \xrightarrow{d} \chi^2(N)$. A estatística do Multiplicador de Lagrange, λ_{LR} , tem a forma:

$$\lambda_{LM} = s(\tilde{\delta}_r)' \mathfrak{I}(\tilde{\delta}_r)^{-1} s(\tilde{\delta}_r) \quad (216)$$

Onde $s(\delta)$ denota o vetor *score* e $\mathfrak{I}(\delta)$ é a matriz informação. Na estatística LM, ambas as funções são calculadas a partir de estimadores restritos de δ_0 . Sob a hipótese nula, o estimador λ_{LM} ⁵⁹ segue a distribuição assintótica qui-quadrada, χ^2 , com N graus de liberdade.

A estatística Wald está baseada sobre um estimador sem restrição que é assintoticamente normal:

$$T^{\frac{1}{2}}(\tilde{\delta} - \delta_0) \xrightarrow{d} N(0, \Sigma_{\tilde{\delta}}) \equiv N\left(0, \left[\frac{\partial \varphi}{\partial \delta'} \Big|_{\delta_0} \right] \Sigma_{\tilde{\delta}_0} \left[\frac{\partial \varphi'}{\partial \delta} \Big|_{\delta_0} \right] \right) \quad (217)$$

Se $H_0 = \varphi(\delta_0) = 0$ é verdadeiro e a matriz de covariância é inversível, o estimador λ_W ⁶⁰ segue a distribuição assintótica qui-quadrada, χ^2 , com N graus de liberdade. A estatística Wald, λ_W , tem a forma:

$$\lambda_W = T\varphi(\tilde{\delta})' \left[\left(\frac{\partial \varphi}{\partial \delta'} \Big|_{\tilde{\delta}} \right) \tilde{\Sigma}_{\tilde{\delta}} \left(\frac{\partial \varphi'}{\partial \delta} \Big|_{\tilde{\delta}} \right) \right] \varphi(\tilde{\delta}) \xrightarrow{d} \chi^2(N) \quad (218)$$

Onde $\tilde{\Sigma}_{\tilde{\delta}}$ é o estimador consistente de $\Sigma_{\tilde{\delta}}$.

No mais, as três estatísticas de testes têm distribuições assintóticas equivalentes sob a

⁵⁸ Ver Lutkepohl (2005, p. 694). Assume-se que y_t é estável, normalmente distribuído, gerado pelo processo VAR(p). Se y_t não é Gaussiano, mas tem distribuição derivada da distribuição Gama, os estimadores obtidos pela maximização da função de verossimilhança é chamada de estimadores quase MV.

⁵⁹ Ver Lutkepohl (2005, p. 695).

⁶⁰ Ver Lutkepohl (2005, p. 697).

hipótese nula, H_0 . A diferença entre as três estatísticas está sobre os estimadores MV. Na estatística λ_{LR} , utiliza-se estimadores MV restritos e irrestritos. A estatística λ_{LM} está baseado somente em estimadores MV restritos. Por último, a estatística λ_W está baseado somente em estimadores MV irrestritos.

3.4.2.1. O Plano para Testar e Determinar a Ordem do VAR

Assumindo que M é conhecido como sendo a ordem mais elevada do VAR, seqüências de hipóteses nulas e alternativas são testadas usando um ou mais dos três testes propostos: Razão de Verossimilhança, λ_{LR} , Multiplicador de Lagrange, λ_{LR} e o Teste Wald, λ_W .

$$H_0^1 = A_M = 0 \text{ e } H_1^1 = A_M \neq 0 \quad (219)$$

$$H_0^2 = A_{M-1} = 0 \text{ e } H_1^2 = A_{M-1} \neq 0 | A_M = 0 \quad (220)$$

$\vdots$

$$H_0^i = A_{M-i+1} = 0 \text{ e } H_1^i = A_{M-i+1} \neq 0 | A_M = \dots = A_{M-i+2} = 0 \quad (221)$$

$$H_0^M = A_1 = 0 \text{ e } H_1^M = A_1 \neq 0 | A_M = \dots = A_2 = 0 \quad (222)$$

Neste esquema, cada hipótese nula é condicionalmente testada, dado o resultado do teste anterior. O procedimento termina e a ordem do VAR(p) é escolhida quando a hipótese nula é rejeitada. Portanto se H_0^i é rejeitada, a ordem do VAR estimada é escolhida, sendo calculado por $\hat{p} = 1 + M - i$. Por exemplo, a estatística λ_{LR} para testar a i -th hipótese seria:

$$\lambda_{LR}(i) = T \left[\ln l(\tilde{\Sigma}_u(M-i)) - \ln l(\tilde{\Sigma}_u(1+M-i)) \right] \approx \chi^2(K^2) \quad (223)$$

Onde $\tilde{\Sigma}_u$ é o estimador MV de Σ_u quando o VAR(m) utiliza o comprimento T de amostras. Ademais, a escolha da ordem do processo VAR depende do nível de significância do teste. Neste procedimento é importante tomar o cuidado para não cometer o Erro Tipo I, porque a rejeição de H_0^i pode validar a rejeição automática de $H_0^{i+1}, \dots, H_0^M$.

3.4.3. Critérios de Seleção de Ordem do VAR

Além da performance dos testes estatísticos mencionados na seção anterior, é comum adotar a estratégia para detectar parâmetros diferentes de zero, para de fato, conseguir a ordem do VAR ótima para então, efetuar previsões mais precisas.

3.4.3.1. Minimizando a previsão do EQM

Caso o VAR(p) tenha objetivo de fazer previsões, deve-se escolher a ordem tal que a medida de previsão é minimizada. A previsão do EQM é uma medida. Akaike (1969, 1971) sugeriu a escolha da ordem do VAR sobre a previsão aproximada da matriz EQM, 1 passo à frente, $\Sigma_{\hat{y}}(1)$. $\Sigma_{\hat{y}}(1)$ pode ser escrito como:

$$\Sigma_{\hat{y}}(1) = (Km + 1 + T)T^{-1}\Sigma_u \quad (224)$$

Onde m denota a ordem adequada do VAR. Para operacionalizar o critério de Akaike, a matriz de covariância dos resíduos, Σ_u , é substituído por sua estimativa. Para ter uma única solução têm-se um critério escalar preferível do que matriz. Akaike sugeriu o seguinte critério, usando o estimador MQ com graus de liberdade ajustado:

$$\hat{\Sigma}_u(m) = \frac{T}{(T - Km - 1)} \tilde{\Sigma}_u(m) \quad (225)$$

Onde $\tilde{\Sigma}_u(m)$ é o estimador MV de Σ_u do VAR(m). O resultado numérico é chamado de Critério de Erro de Predição Final (FPE), dado por:

$$FPE(m) = \left[\frac{(T + Km + 1)}{(T - Km - 1)} \right]^K \det \tilde{\Sigma}_u(m) \quad (226)$$

Caso a ordem m aumenta, o critério FPE aumenta pelo termo multiplicativo do $\det \tilde{\Sigma}_u(m)$. Pelo lado do $\det \tilde{\Sigma}_u(m)$, o resultado pode ser um aumento ou uma queda. A ordem estimada do VAR pelo FPE é obtida pela resultante das duas forças. Em outras palavras,

$\det \tilde{\Sigma}_u(m)$ não pode ser maior quando m aumenta porque o máximo da log da função de verossimilhança é proporcional a $-\ln \det \tilde{\Sigma}_u(m)$. Então $\ln \det \tilde{\Sigma}_u(m) \leq \ln \det \tilde{\Sigma}_u(n)$, para $m > n$. Baseado na estimativa $\hat{p}_{FPE}$, a ordem p é escolhida pela técnica do mínimo resultado, tal que:

$$FPE[\hat{p}(FPE)] = \min \{FPE(m) \mid m = 0, 1, \dots, M\} \quad (227)$$

Akaike (1973, 1974) adotando um raciocínio diferente, derivou outro critério similar ao FPE, usualmente denominado por Critério de Informação de Akaike, AIC. Para um VAR(m) o critério AIC é definido como:

$$AIC(m) = \ln \det \tilde{\Sigma}_u(m) + \frac{2mK^2}{T} \quad (228)$$

Baseado na estimativa $\hat{p}_{AIC}$, a ordem p é escolhida tal que:

$$AIC[\hat{p}(AIC)] = \min \{AIC(m) \mid m = 0, 1, \dots, M\} \quad (229)$$

Quinn (1980) e Paulsen (1984) provam a consistência de estimadores da ordem do VAR. Partem da idéia de que a máxima ordem, M , $M \geq p$. Então o critério para escolher $\hat{p}$ minimiza:

$$Cr(m) = \ln \det \tilde{\Sigma}_u(m) + \frac{mc_T}{T} \quad (230)$$

Onde c_T é uma seqüência não decrescente de números reais que dependem do tamanho da amostra, T . Então $\hat{p}$ é consistente se e somente se (i) $c_T \rightarrow \infty$; (ii) $c_T/T \rightarrow 0$ e (iii) $T \rightarrow \infty$. Mostram também que o estimador $\hat{p}$ é fortemente consistente se, além de atender os limites descritos, $c_T/2\ln \ln T > 1$. Sob as condições da proposição descrita por Quinn (1980) e Paulsen (1984), se $M > p$, $\hat{p}_{AIC}$ e $\hat{p}_{FPE}$ não são consistentes.

A não consistência de $\hat{p}_{AIC}$ e $\hat{p}_{FPE}$ levou a introdução de outros dois critérios de informações, que atualmente, são amplamente usados para encontrar a ordem do VAR: o critério de Hannan-Quinn (HQ)⁶¹ e o critério bayesiano de Schwartz (SC).

⁶¹ Ver Hannan-Quinn(1979) e Quinn(1980).

Formalmente, o critério HQ é:

$$HQ(m) = \ln \det \tilde{\Sigma}_u(m) + \frac{2 \ln \ln T}{T} m K^2 \quad (231)$$

A estimativa $\hat{p}_{HQ}$ é a ordem que minimiza $HQ(m)$ para $m=0,1,\dots,M$. No critério HQ, a sequência c_T é igual a $2K^2 \ln \ln T$. Pelas condições de consistência, portanto, $\hat{p}_{HQ}$ é consistente para processos univariados e fortemente consistente para $K>1$.

Schwarz (1978), usando procedimentos bayesianos, derivou o seguinte critério:

$$SC(m) = \ln \det \tilde{\Sigma}_u(m) + \frac{\ln T}{T} m K^2 \quad (232)$$

Da mesma forma que $\hat{p}_{HQ}$ o critério de Schwarz, $\hat{p}_{SC}$, é a ordem que minimiza $SC(m)$ para $m=0,1,\dots,M$. No critério SC, a sequência c_T é igual a $K^2 \ln T$. Pelas condições de consistência e consistência forte, portanto, $\hat{p}_{SC}$ é fortemente consistente para qualquer dimensão de K .

Ao comparar os quatro critérios de seleção da ordem do VAR $\hat{p}_{AIC}$, $\hat{p}_{FPE}$, $\hat{p}_{HQ}$ e $\hat{p}_{SC}$, Lutkepohl (2005, p.151 a 155) chega às seguintes conclusões quanto aos resultados obtidos: (i) não necessariamente $\hat{p}_{AIC}$ e $\hat{p}_{FPE}$ são inferiores aos critérios $\hat{p}_{HQ}$ e $\hat{p}_{SC}$. Somente se a consistência é a principal medida para avaliar os critérios, os 2 últimos serão melhores que os dois primeiros; (ii) para pequenas amostras os critérios $\hat{p}_{AIC}$ e $\hat{p}_{FPE}$ podem ser superiores aos critérios $\hat{p}_{HQ}$ e $\hat{p}_{SC}$; (iii) todos os critérios são equacionados de forma a tentar minimizar a variância dos erros de previsão; (iv) em 1000 realizações simuladas, com amostras de $T=30$ e $T=100$, usando também λ_{LR} , o critério SC, para $T=100$, é geralmente melhor que os demais critérios. Para pequenas amostras, $T=30$, λ_{LR} tem o pior desempenho. Para $T=100$ as previsões do EQM obtidos com diferentes critérios são similares.

Os resultados indicam que a ordem correta do VAR, para amostras grandes, devem ser elaborados por diferentes procedimentos de seleção. Adotaremos nesta pesquisa, a estratégia de: (i) comparar a ordem sugerida pelos diferentes critérios; (ii) usaremos a ordem de seleção apontada pela maioria dos critérios; (iii) se os critérios apontarem ordens diferentes,

usaremos, pela parcimônia, a menor defasagem; (iv) caso metade dos critérios de seleção apontam para uma defasagem e a outra metade aponta outra defasagem, mais uma vez, usaremos a parcimônia. Também, executaremos análises com ordens diferentes do VAR.

3.5. TESTE PARA RESÍDUOS E A VERIFICAÇÃO DE RUÍDO BRANCO

Na seção anterior, mostramos procedimentos para escolher a ordem do VAR. Os critérios para escolha da ordem do modelo podem ser considerados como critérios de decisão de resíduos. Na teoria os resíduos devem satisfazer a condição de ruído branco. Na prática, segundo Lutkepohl (2005, p. 157), se o objetivo é previsão e o modelo prevê bem, a condição de ruído branco pode não ser de importância principal.

Porém, há situações que existe interesse para conferir a hipótese do ruído branco para os resíduos de um modelo particular. Por exemplo, se a ordem do modelo é escolhida através da teoria econômica e não estatisticamente, pode ser útil usar ferramentas estatísticas disponíveis para investigar as propriedades dos resíduos.

Nesta seção, apresentam-se ferramentas estatísticas para conferir as propriedades de auto-correlação dos resíduos do VAR. Especificamente, baseado na hipótese que os resíduos são realmente ruído branco, mostraremos as distribuições assintóticas dos resíduos, da matriz de auto-covariâncias e das auto-correlações. Em seguida mostraremos duas estatísticas para conferir o significado global da auto-correlação residual: o Teste de Portmanteau e o teste LM.

3.5.1. A Distribuição Assintótica das Auto-covariâncias e Auto-correlações de um Processo Ruído Branco de um VAR(p).

Sabe-se que U_t representa o vetor dos resíduos de um VAR(p). Formalmente $U_t = (u_1, \dots, u_T)$. Assume-se que u_t é um processo ruído branco, K-dimensional, com matriz de covariância não singular, Σ_u . Então a matriz de auto-covariância de u_t são estimadas como:

$$C_i = \hat{\Gamma}_u(i) = T^{-1} \left(\sum_{t=i+1}^T u_t u_{t-i}' \right) = T^{-1} U F_i U' \text{ para } i=0, 1, \dots, h < T \quad (233)$$

A matriz F_i , tem dimensão $T \times T^{62}$ e é definida tal que:

$$\sum_{t=i+1}^T \mathbf{u}_t \mathbf{u}_{t-i}' = \mathbf{U} \mathbf{F}_i \mathbf{U}' \quad (234)$$

Sabendo que $\mathbf{C}_h = (\mathbf{C}_1, \mathbf{C}_2, \dots, \mathbf{C}_h) = \mathbf{U} \mathbf{F} (\mathbf{I}_h \otimes \mathbf{U}')$; $\mathbf{F}_{T \times h T} = (\mathbf{F}_1, \mathbf{F}_2, \dots, \mathbf{F}_h)$; $\mathbf{c}_h = \text{vec}(\mathbf{C}_h)$; a matriz de auto-correlação estimada de $\mathbf{u}_t$, denotada por $\mathbf{R}_i$ é:

$$\mathbf{R}_i = \mathbf{D}^{-1} \mathbf{C}_i \mathbf{D}^{-1} \quad (235)$$

Onde $\mathbf{D}_{K \times K}$ é a matriz diagonal, formada pelas raízes quadradas da diagonal da matriz $\mathbf{C}_0$. Assim, um elemento de $\mathbf{R}_i$ é escrito como:

$$r_{mn,0} = \frac{c_{mn,i}}{\sqrt{c_{mm,0}} \sqrt{c_{nn,0}}} \quad (236)$$

Onde $c_{mn,i}$ é o mn -th elemento de $\mathbf{C}_i$. A matriz $\mathbf{R}_i$ é o estimador da verdadeira auto-correlação residual, $\mathbf{R}_u=0$, para $i \neq 0^{63}$. Sabe-se, portanto, que:

$$\mathbf{R}_h = (\mathbf{R}_1, \mathbf{R}_2, \dots, \mathbf{R}_h) \text{ e } \mathbf{r}_h = \text{vec}(\mathbf{R}_h) \quad (237)$$

Obtidas as auto-covariâncias e as auto-correlações, se $\mathbf{u}_t$ é K -dimensional, com processo ruído branco, i.i.d, para $h \geq 1$, temos as distribuições assintóticas das auto-covariâncias e auto-correlações dos resíduos:

$$\sqrt{T} \mathbf{c}_h \xrightarrow{d} N(0, \mathbf{I}_h \otimes \Sigma_u \otimes \Sigma_u) \text{ e } \sqrt{T} \mathbf{r}_h \xrightarrow{d} N(0, \mathbf{I}_h \otimes \mathbf{R}_u \otimes \mathbf{R}_u) \quad (238)$$

Esses resultados servem para elaborar testes de hipóteses a respeito do ruído branco. Como os elementos diagonais de $\mathbf{R}_u \otimes \mathbf{R}_u$ são iguais a um, a variância da distribuição assintótica de $\sqrt{T} \mathbf{r}_h$ são unitárias. Então para amostras grandes, $\sqrt{T} \mathbf{r}_{mn,i}$ tem aproximadamente

⁶² Formalmente, para $i=0$, $\mathbf{F}_i = \mathbf{I}_T$. Para $i=1$, em $\mathbf{F}_1$, adiciona-se na primeira linha e na última coluna um conjunto de zeros, passando a matriz $\mathbf{I}_T$ para a segunda linha. Para $i=2$, em $\mathbf{F}_2$, adiciona-se na primeira e segunda linha e na última e penúltima coluna um conjunto de zeros, passando a matriz $\mathbf{I}_T$ para a terceira linha. E assim sucessivamente.

⁶³ $\mathbf{R}_u$ é a verdadeira matriz de correlação que corresponde a Σ_u .

uma distribuição normal padrão. Considerando que a matriz C_i é:

$$C_i = \frac{1}{T} \sum_{t=i+1}^T (u_t - \bar{u})(u_{t-i} - \bar{u})' \quad (239)$$

Onde:

$$\bar{u} = \frac{\sum_{t=1}^T u_t}{T} \quad (240)$$

E denotando por $\rho_{mn}(i)$ o verdadeiro coeficiente de correlação para $\mathbf{r}_{mn,i}$, um teste, com nível de significância $\alpha=5\%$, pode testar as seguintes hipóteses:

$$H_0 = \rho_{mn}(i) = 0 \text{ e } H_1 = \rho_{mn}(i) \neq 0 \quad (241)$$

A hipótese nula de não ter auto-correlação nos resíduos pode ser rejeitada se $|\sqrt{T}\mathbf{r}_{mn,i}| > 2^{64}$. Na prática usamos valores estimados, $\hat{C}_i, \hat{U}, \hat{C}_h, \hat{c}_h, \hat{D}, \hat{R}_i, \hat{R}_h$ e $\hat{r}_h$. Testes como o Portmanteau e LM, ajudam a verificar se, no geral, existe auto-correlação residual nos modelos VAR.

3.5.2. Testes de Portmanteau para Auto-correlação Residual do modelo VAR(p)

O Teste de Portmanteau para auto-correlação residual é aplicado em processos VAR(p), inclusive com subconjunto de restrições, mas sem variáveis exógenas fixadas. O teste tem como hipótese nula a não auto-correlação residual. A hipótese alternativa do teste é de que pelo menos uma auto-covariância e, portanto, uma auto-correlação é diferente de zero, revelando auto-correlação. A hipótese nula e alternativa são:

$$H_0 = \mathbf{R}_h = (R_1, R_2, \dots, R_h) = 0 \text{ para } i=1, 2, \dots, h.$$

$$H_1 = \mathbf{R}_h \neq 0$$

⁶⁴ No software J-Multi, auto-correlações estimadas são plotadas no intervalo $\pm 2/T^{1/2}$. A hipótese nula, H_0 , de ruído branco é rejeitada se qualquer um dos coeficientes de correlação estimados, $\rho_{mn}(\hat{i})$ estiverem fora da área limitada por $\pm 2/T^{1/2}$.

Formalmente, a estatística teste de Portmanteau, Q_h , tem a seguinte forma:

$$Q_h = T \sum_{j=1}^h \text{tr}(\hat{C}'_j \hat{C}_0^{-1} \hat{C}_j \hat{C}_0^{-1}) \quad (242)$$

Onde:

$$\hat{C}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=i+1}^T \hat{u}_t \hat{u}'_{t-i} \quad (243)$$

Se $\hat{u}_t$ são resíduos estimados do VAR(p) estável, sob a hipótese nula, o teste Q_h segue uma distribuição aproximada $\chi^2(K^2(h-p))$. No limite, a distribuição $\chi^2(K^2(h-p))$ é estritamente válida somente se $h \rightarrow \infty$ e existir um tamanho de amostra satisfatório, no mínimo igual a $h-p$.

Para pequenas amostras, o teste de Portmanteau ajustado, Q_h^* , é:

$$Q_h^* = T^2 \sum_{j=1}^h \frac{1}{T-j} \text{tr}(\hat{C}'_j \hat{C}_0^{-1} \hat{C}_j \hat{C}_0^{-1}) \quad (244)$$

A escolha de h é importante para a performance do teste: se h é pequeno, a aproximação pela distribuição χ^2 pode ser muito pobre e se o h é muito grande, pode resultar em perda de poder. Os testes de Portmanteau, Q_h e Q_h^* , são conduzidos juntamente com os testes para seleção da ordem ótima do VAR. Assim, após rodar o modelo com as ordens sugeridas pelos critérios de seleção de ordem do VAR, deve-se testar se realmente as auto-correlações nos resíduos são eliminadas.

3.5.3. Teste Multiplicadores de Lagrange

Os testes de Multiplicadores de Lagrange, LM, são ferramentas estatísticas usadas para verificar a auto-correlação dos resíduos. Nesta seção apresentam-se dois Testes LM: (i) o teste LM de Breusch-Godfrey e; (ii) o Teste LM de Edgerton-Shukur.

3.5.3.1. Teste LM de Breusch-Godfrey

O teste LM Breusch-Godfrey de para h-th auto-correlação residual foi proposto por Breusch (1978) e Godfrey (1978), com modificação de Godfrey (1988). O teste parte do modelo VAR. Assumindo um vetor de erros, $u_t = D_1 u_{t-1} + D_2 u_{t-2} + \dots + D_h u_{t-h} + v_t$, onde v_t é um ruído branco, o teste tem como hipótese nula a não auto-correlação residual. A hipótese nula e alternativa do teste são:

$$H_0 = D_1 = D_2 = \dots = D_h = 0$$

$$H_1 = D_j \neq 0 \text{ para pelo menos um } j \in \{0, 1, 2, \dots, h\}$$

O teste estatístico é determinado com ajuda da regressão auxiliar, dado por:

$$\hat{u}_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + D_1 \hat{u}_{t-1} + \dots + D_h \hat{u}_{t-h} + \varepsilon_t \text{ para } t=1, 2, \dots, T \quad (245)$$

Em particular os resíduos $\hat{u}_t$ são obtidos do VAR estimado por MQ. Caso $\hat{u}_t = 0$, $t \leq 0$. Matricialmente, o modelo de regressão auxiliar é:

$$\hat{U} = BZ + D\hat{U} + \varepsilon \quad (246)$$

Onde $D_{(K \times Kh)} = [D_1, \dots, D_h]$; $\hat{U} = (I_h \otimes \hat{U})F'$; $\varepsilon_{K \times T} = [\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_T]$. O estimador MQ de $[B : D]$, do modelo auxiliar é:

$$[B : D] = \hat{U} \begin{bmatrix} Z' : \hat{U}' \end{bmatrix} \left(\begin{bmatrix} Z \\ \hat{U} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z : \hat{U} \end{bmatrix}^{-1} \right)^{-1} \quad (247)$$

Aplicando regras de partição de matrizes⁶⁵, chega-se a:

$$\hat{D} = \hat{U} \hat{U}' \left[\hat{U} \hat{U}' - \hat{U} Z' (ZZ')^{-1} Z \hat{U}' \right]^{-1} \quad (248)$$

Sob a hipótese nula, o Teste LM Breusch-Godfrey segue uma distribuição χ^2 . Formalmente, temos:

⁶⁵ Ver Lutkepohl (2005, p. 659, regra 2).

$$LM_h = \lambda_{LM} = T \hat{\mathbf{c}}_h' \hat{\Sigma}_c(h)^{-1} \hat{\mathbf{c}}_h \xrightarrow{d} \chi^2(hK^2) \quad (249)$$

Onde:

$$\hat{\mathbf{c}}_h = T^{-1} \text{vec}(\hat{U} \hat{U}') \text{ e } \hat{\Sigma}_c(h) = T^{-1} [\hat{U} \hat{U}' - \hat{U} Z' (ZZ')^{-1} Z \hat{U}'] \otimes \Sigma_u \Sigma \quad (250)$$

3.5.3.2. Teste LM de Edgerton-Shukur para Auto-correlação Residual

Edgerton-Shukur (1999) e Doornik(1996) mostraram que, para pequenas amostras, a distribuição χ^2 é uma pobre aproximação da estatística LM_h . Então, para qualquer modelo VAR, pelas considerações de Rao (1973), Edgerton-Shukur (1999) propuseram o Teste LM de Edgerton-Shukur para auto-correlação residual. Formalmente o teste $LMF_h \therefore F_{RAO}(h)$ é:

$$LMF_h = F_{RAO}(h) = \left\{ \left[\left(\frac{\det(\tilde{\Sigma}_u)}{\det(\tilde{\Sigma}_\varepsilon)} \right)^{s^{-1}} - 1 \right] \left[\frac{Ns - \frac{1}{2} K^2 h + 1}{K^2 h} \right] \right\} \quad (251)$$

Onde:

$$s = \left(\frac{K^4 h^2 - 4}{K^2 + K^2 h^2 - 5} \right)^{1/2}; N = T - Kp - 1 - Kh - \frac{1}{2}(K - Kh + 1) \quad (252)$$

$\tilde{\Sigma}_\varepsilon$ é o estimador da covariância residual obtida da estimação por MQ sem restrição do modelo auxiliar $\hat{U} = BZ + D\hat{U} + \mathbf{\varepsilon}$. Sob a hipótese nula de não haver auto-correlação residual, o teste deve seguir a distribuição F. Portanto:

$$LMF_h = F_{RAO}(h) \approx F\left(kK^2; Ns - \frac{1}{2} K^2 h + 1\right) \quad (253)$$

3.5.4. Testes para Não Normalidade dos Resíduos do VAR(p)

Para montar intervalos de previsão, a normalidade dos dados y_t gerados por processos é uma condição clássica desejada. Resíduos que não seguem a normalidade gaussiana indicam,

geralmente, que o modelo VAR não é uma boa representação do processo de geração de dados y_t . A normalidade de y_t pode ser observada pelos resíduos u_t ⁶⁶. Na prática os resíduos verdadeiros são substituídos por resíduos do modelo VAR. Para fazer a verificação, testa-se a hipótese de normalidade sobre a distribuição de probabilidade dos resíduos do VAR.

Apresenta-se nesta seção testes para normalidade dos resíduos. Especificamente será mostrado o teste Jarque-Bera para normalidade multivariada e duas extensões do teste que dependem do método de ortogonalização da matriz de fatorização P: (i) Lutkepohl (1993) com o método de ortogonalização pela covariância de Cholesky; (ii) Doornik-Hansen (1994) com método de ortogonalização pela raiz quadrada da matriz de correlação.

3.5.4.1. Teste de Normalidade de Jarque-Bera para o VAR

O teste Jarque-Bera (1987) para normalidade é baseado no terceiro e quarto momentos centrais da distribuição normal padronizada, respectivamente assimetria e curtose. O teste verifica se os momentos da série univariada estimada, x , são iguais aos da distribuição normal padronizada. Sob esta hipótese, a assimetria é igual a 0, $E(x^3)=0$, e a curtose é igual a 3, $E(x^4)=3$. Tecnicamente, testam-se as duas hipóteses conjuntamente.

Dado y_t estacionário, K-dimensional, com processo VAR gaussiano estável, onde u_t é um processo ruído branco gaussiano de média zero, com matriz de covariância não singular Σ_u e $\hat{A}_1, \dots, \hat{A}_p$ os estimadores dos coeficientes, consistentes e assintoticamente normalmente distribuídos, calculados por MV ou MQ, baseados nas amostras $y_1, y_2, \dots, y_T$, os resíduos do VAR e a matriz de covariância são:

$$\hat{u}_t = (y_t - \bar{y}) - \hat{A}_1(y_{t-1} - \bar{y}) - \dots - \hat{A}_p(y_{t-p} - \bar{y}) \text{ para } t=1, \dots, T. \quad (254)$$

$$\Sigma_u = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{u}_t \hat{u}_t'}{T - Kp - 1} \quad (255)$$

⁶⁶ Ver Lutkepohl-Schneider (1989).

Assume-se que os resíduos são não correlacionados e, portanto, são ortogonais. E também a matriz $\hat{P}$ de fatorização, satisfaz:

$$\hat{P}\hat{P}' = \hat{\Sigma}_u \quad (256)$$

Sendo:

$$P \lim(\hat{P} - P) = 0 \quad (257)$$

Ademais:

$$\hat{P}^{-1} \hat{u}_t = \hat{w}_t \sim N(0, I_K) \text{ para } t=1, \dots, T. \quad (258)$$

$$\hat{w}_t = (\hat{w}_{1t}, \dots, \hat{w}_{Kt})' \quad (259)$$

Onde w_t são variáveis randômicas independentes e normalmente distribuídas, iid. As esperanças de assimetria e curtose, respectivamente, são:

$$E \begin{bmatrix} w_{1t}^3 \\ \vdots \\ w_{Kt}^3 \end{bmatrix} = 0 \text{ e } E \begin{bmatrix} w_{1t}^4 \\ \vdots \\ w_{Kt}^4 \end{bmatrix} = \mathbf{3}_K \quad (260)$$

Para construir o teste utiliza-se os resíduos estimados pelo VAR, u_t 's. Os resultados são usados para testar a hipótese nula de normalidade do processo ruído branco u_t do VAR, contra a hipótese alternativa de não normalidade, ou seja:

$$H_0 = E \begin{bmatrix} \hat{w}_{1t}^3 \\ \vdots \\ \hat{w}_{Kt}^3 \end{bmatrix} = 0 \text{ contra } H_1 = E \begin{bmatrix} \hat{w}_{1t}^3 \\ \vdots \\ \hat{w}_{Kt}^3 \end{bmatrix} \neq 0 \quad (261)$$

$$H_0 = E \begin{bmatrix} \hat{w}_{1t}^4 \\ \vdots \\ \hat{w}_{Kt}^4 \end{bmatrix} = \mathbf{3k} \text{ contra } H_1 = E \begin{bmatrix} \hat{w}_{1t}^4 \\ \vdots \\ \hat{w}_{Kt}^4 \end{bmatrix} \neq \mathbf{3k} \quad (262)$$

Os valores da assimetria e curtose estimados, dados respectivamente por $\hat{b}_1$ e $\hat{b}_2$ são:

$$\hat{b}_1 = (\hat{b}_{11}, \dots, \hat{b}_{K1}) \text{ com } \hat{b}_{K1} = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{w}_{kt}^3}{T} \text{ para } k=1, \dots, K. \quad (263)$$

$$\hat{b}_2 = (\hat{b}_{12}, \dots, \hat{b}_{K2}) \text{ com } \hat{b}_{K2} = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{w}_{kt}^4}{T} \text{ para } k=1, \dots, K. \quad (264)$$

Com a distribuição assintótica de assimetria e curtose, $u_t \sim N(\mu_u, \Sigma_u)$. Então b_1 e b_2 são assintoticamente iid:

$$\sqrt{T} \begin{bmatrix} \hat{b}_1 \\ \hat{b}_2 - \mathbf{3}_K \end{bmatrix} \xrightarrow{d} N \left[0, \begin{bmatrix} 6I_K & 0 \\ 0 & 24I_K \end{bmatrix} \right] \quad (265)$$

A proposição da distribuição assintótica de assimetria e curtose implica que:

$$\hat{\lambda}_s = T \frac{\hat{b}_1' \hat{b}_1}{6} \xrightarrow{d} \chi^2(K) \quad (266)$$

$$\hat{\lambda}_K = T \frac{(\hat{b}_2 - \mathbf{3}_K)(\hat{b}_2 - \mathbf{3}_K)'}{24} \xrightarrow{d} \chi^2(K) \quad (267)$$

3.5.4.2. Teste de Não Normalidade de Lutkepohl

O teste de não normalidade dos resíduos, proposto por Lutkepohl (1991) é uma extensão do teste Jarque-Bera. O teste foca no método de cálculo da matriz de fatorização P. Aqui, a matriz P é a inversa da matriz triangular inferior de Choleski, com elementos na diagonal positiva, obtida pela fatorização ortogonal da matriz de covariância residual, $\hat{\Sigma}_u$. Como a ordem de entrada das variáveis é definida pela decomposição de Choleski, então, os resultados do teste de não normalidade dos resíduos também dependem da ordem de entrada das variáveis no VAR.

3.5.4.3. Teste de Não Normalidade de Doornik-Hansen

O teste de não normalidade dos resíduos, proposto por Doornik-Hansen (1994) é uma extensão do teste Jarque-Bera e critica a matriz P, obtida por Lutkepohl (1991). O teste Doornik-Hansen não varia pela ordenação e pela escala das variáveis no modelo VAR, como acontece no teste de Lutkepohl. O teste parte da inversa da raiz quadrada da matriz de correlação dos resíduos. A matriz P de fatorização é obtida por:

$$\hat{P} = H\Lambda^{-1/2}H'V \quad (268)$$

Onde Λ é a matriz diagonal que contém nos elementos diagonais os *eigenvalues* da matriz de correlação residual; H é a matriz onde as colunas são os correspondentes *eigenvalues* e V é a matriz diagonal que contém, nos elementos diagonais, a raiz quadrada da inversa das variâncias dos resíduos. Portanto, $\hat{P}$ é a inversa da raiz quadrada da matriz de correlação dos resíduos. No mais, Doornik-Hansen (1994), propõem um teste conjunto para assimetria e curtose. Neste caso a soma das estatísticas $\hat{\lambda}_s$ e $\hat{\lambda}_k$ são usadas para testar conjuntamente a assimetria e curtose, implicando que:

$$\hat{\lambda}_{sk} = \hat{\lambda}_s + \hat{\lambda}_k = \chi^2(2K) \quad (269)$$

3.6. TESTES PARA QUEBRA OU VARIAÇÃO ESTRUTURAL

Estacionariedade no processo de geração de dados é uma importante condição para derivar as propriedades dos estimadores e elaborar previsões pontuais e intervalares. Também é uma propriedade que garante que as médias, variâncias e covariâncias são constantes ao longo do tempo. Muitas séries econômicas não são estacionárias. Podem conter sazonalidades e tendências que fazem com que a variância seja heterocedástica ao longo do tempo.

Estes componentes podem ser eliminados através de algumas transformações simples, por exemplo, diferenciando as séries e incluindo *dummies* sazonais. No entanto outra grande origem da não estacionariedade das séries econômicas são eventos que causam turbulência no

sistema econômico em um país ou no conjunto de países. São eventos que não exibem tendências de longo prazo, não são sazonais, porém podem causar quebra econômica estrutural. Estes eventos ocorrem em alguns períodos específicos como guerras, implementação de pacotes econômicos fiscais e de política monetária, mudanças de governo, choques de preços do petróleo, mudanças de cambiais, crises financeiras de liquidez e confiança do setor bancário.

Clements-Hendry (1995) e Hendry-Doornik (1997) mostram que quebras estruturais determinísticas (constante e tendência) são as principais fontes das falhas de previsão sistemática em modelos econométricos. Stock-Watson(1996) e Hendry-Mizon (2001) analisam problemas que podem surgir quando ocorre a previsão imediatamente após uma quebra estrutural e mostram quando os resultados de previsão fracassam. Clements-Hendry (1996) e Clements-Hendry (2001) mostram métodos que podem melhorar e atenuar as deficiências da previsão dos modelos quando existem quebras, desde que essas ocorreram antes da previsão. Esses métodos incluem imposição de unidade adicional de raiz unitária; adição de forma específica de correção de interceptos (regime *switching models*); utilização de modelos de fatores dinâmicos similar a Stock-Watson (1999, 2002, 2004), Marcellino (2004) e Boivin-Ng (2006) ; uso da Markov Chain Monte Carlo (MCMC), similar a Chib (1998), Kim-Nelson-Piger (2004) e Pesaran-Pettenuzzo-Timmermann (2006); uso de modelos não paramétricos, modelos de equilíbrio e correção do erro (VEqCM), inclusão de estatística bayesiana com distribuição *prior*⁶⁷, similar a Maheu-Gordon (2004) e Pesaran-Pettenuzzo-Timmermann (2006); inclusão de *dummies* para correção ocasional de quebra estrutural; formação da média combinada de previsões por diversos modelos e métodos (média simples e/ou ponderada)⁶⁸; uso de combinações de especificações.

Hendry-Mizon (2001) argumentam que nenhum modelo é imune aos impactos de quebras estruturais. Maheu-Gordon (2004) e Aiolfi-Timmermann (2004) sugerem que as previsões de modelos que incorporam a quebra estrutural devem ser superiores a modelos que ignoram quebras. Kapetanios-Tzavalis (2004) observam que existe quebra estrutural em alguns

⁶⁷ Ver o método BVAR na seção 3.6.5.

⁶⁸ Ver Seção 3.6.5.4 – Previsão Combinada.

períodos e tomam essa ocorrência como dada e, portanto, a quebra não é parte integrante da especificação dos modelos lineares. Kapetanios-Tzavalis (2004) sugerem que quebras estruturais podem sugerir formas de modelos não lineares.

Serrano-Fernandez (2001) comparam a capacidade de previsão entre alternativas de modelagem, sem e com quebra estrutural, a partir da análise univariada (ARIMA) e multivariada, (VAR), inclusive em ambiente de cointegração (VECM). Serrano-Fernandez (2001) procuraram respostas a 3 questões relevantes sobre quebra estrutural: (i) qual é o melhor modelo para caracterizar o comportamento futuro da taxa de juros e/ou câmbio quando quebras estruturais são consideradas? (ii) resultados similares podem ser alcançados quando a quebra estrutural não é considerada?; (iii) É importante considerar quebras estruturais para melhorar a precisão (acurácia) das previsões dos modelos quando são usados para estudar as amostras *out-of-sample*? Serrano-Fernandez (2001) concluem que, certamente, quando quebras estruturais são introduzidas, em geral, os modelos mostram-se melhores na previsão *in-sample*, no entanto, isso não acontece quando se compara o desempenho da previsão *out-of-sample*. Ou seja, modelos com incorporação de quebras estruturais não necessariamente melhoram a previsão *out-of-sample* do modelo especificado.

Como a estabilidade e, portanto, estacionariedade são hipóteses importantes na análise de previsão, ferramentas estatísticas devem ser utilizadas para examinar a não estacionariedade das séries, que podem ser geradas por eventos repentinos. Nesta seção apresentam-se testes que podem ser usados para esta proposta: (i) testes de Chow; (ii) resíduos recursivos; (iii) parâmetros recursivos e (iv) CUSUM.

3.6.1. Testes de Chow

Pela comparação de parâmetros estimados antes e depois da possível data da quebra estrutural, os testes de Chow examinam se uma variação nos parâmetros ocorreu em algum ponto do tempo. Supõe-se que existe uma suspeita de uma variação nos parâmetros do processo VAR(p), após o período $T_1 > T$.

No teste de Chow são requeridas dois conjuntos de amostras $Y_{(1)}$ e $Y_{(2)}$. O primeiro conjunto são amostras $y_1, \dots, y_T$, usualmente inseridas no VAR e o conjunto $Y_{(2)}$ são as amostras da previsão pelo VAR. Conseqüentemente, temos as matrizes dos coeficientes estimados, B_1 e B_2 . O teste de Chow é montado com a seguinte estimação:

$$[Y_1 : Y_2] = [B_1 : B_2]Z + [U_{(1)} : U_{(2)}] = \mathbf{B}Z + U \quad (270)$$

Onde:

$$Y_{(1)} = [y_1, \dots, y_{1T}] \quad (271)$$

$$Y_{(2)} = [y_{1+1}, \dots, y_T] \quad (272)$$

$$B_1 = [c_1, A_{11}, \dots, A_{p1}]_{(K \times pK+1)} \quad (273)$$

$$B_2 = [c_2, A_{12}, \dots, A_{p2}]_{(K \times pK+1)} \quad (274)$$

$$\mathbf{B} = [B_1 : B_2]_{(K \times 2(pK+1))} \quad (275)$$

$$Z = \begin{bmatrix} Z_{(1)} & 0 \\ 0 & Z_{(2)} \end{bmatrix} \quad (276)$$

$$Z_{(1)} = [Z_0, \dots, Z_{T1-1}] \quad (277)$$

$$Z_{(2)} = [Z_{T1}, \dots, Z_{T-1}] \quad (278)$$

$$Z'_t = [1, y'_t, \dots, y'_{t-p+1}] \quad (279)$$

A hipótese nula e alternativa baseia-se na verificação das matrizes dos parâmetros dos dois conjuntos de amostras, B_1 e B_2 . As hipóteses para teste são:

$$H_0 = B_1 = B_2 \therefore [I : -I] \text{vec}(\mathbf{B}) \quad \text{contra} \quad H_0 = B_1 \neq B_2$$

Pelo método de estimação MQ ou MV, B_1 e B_2 podem ser facilmente obtidos. Por exemplo, o estimador MQ para $\mathbf{B}$ é:

$$\hat{\mathbf{B}} = [\mathbf{Y}_1 : \mathbf{Y}_2] \mathbf{Z}(\mathbf{Z}\mathbf{Z}')^{-1} \quad (280)$$

No mais $T^{-1}\mathbf{Z}\mathbf{Z}'$ converge em probabilidade para uma matriz não singular. Isto significa que a $\text{plim } T_i(T_i T)^{-1} \mathbf{Z}_{(i)} \mathbf{Z}_{(i)}'$ tem que existir e ser não singular. Por esta razão T_i / T não deve zerar quando $T \rightarrow \infty$, de forma que ambos sub-períodos, antes e depois da quebra estrutural, deve ser assumido para aumentar com T . Caso a hipótese de normalidade seja justificável, o teste de Wald, LR ou quase LR pode ser usado para testar a estabilidade da hipótese nula.

Na prática, se o possível ponto de quebra está bem dentro do período de amostra, a princípio, a aplicação do teste padrão de Chow não é problemático. Mas se a possível data da quebra estrutural é perto do fim da amostra e se prever é o objetivo, o teste padrão de Chow não é recomendado porque os estimadores de MQ e MV de $\mathbf{B}_i$ não podem ser utilizados devido à falta de graus de liberdade. Para resolver o problema desenvolveram-se outros testes, chamados de testes de previsão de Chow para quebra estrutural próximo ao término da amostra⁶⁹. Na prática, a quebra estrutural pode durar mais de um período representando, portanto, várias amostras. Neste caso pode ser útil eliminar algumas observações ao redor da data de quebra e usar o restante das amostras para calcular os parâmetros.

Outros problemas práticos são possíveis quebras estruturais múltiplas dentro o período de amostra. Em princípio, não é nenhum problema para testar pontos de quebra múltiplos simultaneamente. Aqui, mais uma vez, para melhorar a performance do teste, podem-se testar somente alguns dos parâmetros ou pode testar o ruído branco para uma matriz de covariância residual, assumidos classicamente para serem invariantes no tempo.

3.6.1.1. Extensões do Teste de Chow

Conforme Candelon-Lutkepohl (2001), nesta seção, são apresentados três testes de Chow: (i) quebra no ponto ou *break-point*; (ii) amostras divididas ou *sample split* e; (iii) previsão de Chow ou *forecast* Chow. Todos os testes são aplicados ao sistema VAR em vez de

⁶⁹ Estes teste são apresentados na próxima seção.

testar equações individuais.

3.6.1.1.1. Teste de Chow de quebra no ponto ou *break point*

O Teste de Chow de quebra no ponto ou *break point* testa se existe uma quebra estrutural em um período T_B qualquer. O modelo em consideração é calculado usando todas as amostras, do primeiro a última observação, T_1 e T_2 , onde $T_1 < T_B$ e $T_2 \leq T - T_B$. Denotando os resíduos resultantes do VAR, $\hat{u}_t$, $\hat{u}_t^{(1)}$ e $\hat{u}_t^{(2)}$ e usando as seguintes notações:

$$\tilde{\Sigma}_u = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{u}_t \hat{u}_t'}{T} \quad (281)$$

$$\tilde{\Sigma}_{1,2} = \frac{\sum_{t=1}^{T_1} \hat{u}_t \hat{u}_t' + \sum_{t=T-T_2+1}^T \hat{u}_t \hat{u}_t'}{T_1 + T_2} \quad (282)$$

$$\tilde{\Sigma}_{(1)} = \frac{\sum_{t=1}^{T_1} \hat{u}_t^{(1)} \hat{u}_t^{(1)'}}{T_1} \quad (283)$$

$$\tilde{\Sigma}_{(2)} = \frac{\sum_{t=T-T_2+1}^T \hat{u}_t^{(2)} \hat{u}_t^{(2)'}}{T_2} \quad (284)$$

A estatística BP de Chow segue a distribuição χ^2 , sendo é dada por:

$$\lambda_{BP} = (T_1 + T_2) \log \det \tilde{\Sigma}_{1,2} - T_1 \log \det \tilde{\Sigma}_{(1)} - T_2 \log \det \tilde{\Sigma}_{(2)} \approx \chi^2(k) \quad (285)$$

Onde k é a diferença entre a soma do número de parâmetros estimados no primeiro e último sub-período e o número de parâmetros no modelo completo, incluindo potencialmente os diferentes parâmetros da matriz de covariância dos resíduos ruído branco.

No teste λ_{BP} , a hipótese nula de parâmetros constantes ou de que não há quebra estrutural é rejeitada se $\lambda_{BP} > \chi^2(k)$.

3.6.1.1.2. Teste de Chow para amostras divididas ou *sample split*

O Teste de Chow para amostras divididas ou *sample split* testa a hipótese nula de que a matriz de covariância dos resíduos, $\hat{\Sigma}_u$, é constante, contra a hipótese alternativa de $\hat{\Sigma}_u$ não ser constante, e que os coeficientes do VAR podem variar.

A estatística λ_{ss} tem a forma:

$$\lambda_{ss} = (T_1 + T_2) \left[\log \det \tilde{\Sigma}_{1,2} - \log \det \left((T_1 + T_2)^{-1} (T_1 \tilde{\Sigma}_{(1)} + T_2 \tilde{\Sigma}_{(2)}) \right) \right] \approx \chi^2(k^-) \quad (286)$$

Onde k^- é a diferença entre a soma do número de coeficientes estimados no primeiro e no último sub-períodos e o número de coeficientes no modelo amostral completo, não contando os parâmetros na matriz de covariância residual, $\hat{\Sigma}_u$.

3.6.1.1.3. Teste de previsão Chow ou *forecast Chow*

O Teste de previsão Chow, λ_{CF} , testa a hipótese nula contra a alternativa de que todos os coeficientes, inclusive a matriz de covariância residual podem variar.

A estatística do teste de previsão de Chow⁷⁰ é:

$$\lambda_{CF} = \frac{1 - (1 - R_r^2)^{1/s}}{(1 - R_r^2)^{1/s}} \frac{Ns - q}{Kk^*} \approx F(Kk^*; (Ns - q)) \quad (287)$$

Onde:

$$R_r^2 = 1 - \left(\frac{T_1}{T} \right)^K \det \tilde{\Sigma}_{(1)} \det \hat{\Sigma}_u^{-1} \quad (288)$$

$$s = \left(\frac{K^4 k^{*2} - 4}{K^2 + k^{*2} - 5} \right)^{1/2}; N = T - k_1 - k^* - \frac{(K - k^* + 1)}{2}; q = \frac{Kk^*}{2} + 1 \quad (289)$$

k^* é o número de regressores em cada equação do modelo invariante no tempo, k_1 é o

⁷⁰ Para pequenas amostras, o J-Multi oferece p-valores via método *bootstrap* para as estatísticas λ_{BP} , λ_{ss} e λ_{CF} .

número de períodos de previsão considerados pelo teste, $k^*=T-T_1$. Para o segundo grau de liberdade, $Ns - q$, da distribuição aproximada F , a parte inteira de $Ns - q$, é usada sempre que não é um inteiro. Caso $\lambda_{CF} > F$, rejeita-se a hipótese nula de parâmetros constantes.

3.6.2. Teste de Estabilidade dos Parâmetros Recursivos

Estimativa por parâmetros recursivos é uma ferramenta descritiva para analisar estabilidade dos parâmetros do modelo. Eles são obtidos pela estimação do modelo usando amostras τ , do total de T amostras.

Assim são obtidas sucessões de estimativas de coeficientes e estimativas da matriz de covariância das distribuições assintóticas. Aqui o mesmo método de estimação é usado para a estimação com amostra completa. Por exemplo, para um subconjunto VAR estimado, é possível usar o método GLS. A série de estimativas normalmente, nos softwares, são *plotados* com dois desvios-padrão e pode carregar informação útil sobre a importância relativa de observações novas que são somadas à amostra. Se a série estimada estiver dentro do intervalo de confiança não rejeita-se a hipótese de estabilidade dos parâmetros.

3.6.3. Teste de Estabilidade dos Resíduos Recursivos

O teste de estabilidade dos resíduos recursivos calcula os erros de previsão padronizados, 1 passo a frente, a partir de um modelo estimado, usando a base de dados até o último período, $\tau - 1$. Os erros de previsão são calculados separadamente para as equações individuais do VAR. Para o modelo simples:

$$y_t = x_t' \beta + u_t \quad \text{com } t=1, \dots, T \quad (290)$$

Os resíduos recursivos são obtidos como segue:

$$u_{\tau}^{(\tau)} = \frac{y_{\tau} - x_{\tau}' \hat{\beta}_{(\tau-1)}}{\left(1 + x_{\tau}' \left(\sum_{t=1}^{\tau-1} x_t x_t' \right)^{-1} x_{\tau} \right)^{1/2}} \text{ para } \tau = M+1, \dots, T. \quad (291)$$

Onde $\hat{\beta}_{(\tau)}$ é o estimador por MQO baseado nas primeiras $\tau-1$ observações, dado por:

$$\hat{\beta}_{(\tau)} = \left(\sum_{t=1}^{\tau} x_t x_t' \right)^{-1} \sum_{t=1}^{\tau} x_t y_t \text{ para } \tau \geq M. \quad (292)$$

Se x_t são regressores não estocásticos, o erro de previsão $y_{\tau} - x_{\tau}' \beta_{(\tau-1)}$ tem média zero e variância dado por:

$$\sigma_u^2 \left(1 + x_{\tau}' \left(\sum_{t=1}^{\tau-1} x_t x_t' \right)^{-1} x_{\tau} \right)^{1/2} \quad (293)$$

Então os resíduos recursivos devem ter variância constante. Os resíduos recursivos só existem se $\sum_{t=1}^{\tau-1} x_t x_t'$ tem inversa. A série dos resíduos recursivos (em softwares) são plotados com intervalo de confiança de dois-desvios padrão. Se a série estimada dos resíduos estiver dentro do intervalo de confiança, próximo de zero, não rejeita-se a hipótese de estabilidade dos resíduos.

3.6.4. Teste de estabilidade de CUSUM

A soma dos resíduos recursivos, com o intervalo de confiança é:

$$\text{CUSUM} = \frac{\sum_{t=M+1}^{\tau} \hat{u}_t^{(\tau)}}{\hat{\sigma}_u^2} \pm \left\{ c_{\gamma} \left[\sqrt{T-M} + 2 \frac{(\tau-M)}{\sqrt{T-M}} \right] \right\} \text{ para } \tau = M+1, \dots, T \quad (294)$$

Brown *et al* (1975), propôs também o teste da soma dos quadrados dos resíduos recursivos, $\text{CUSUM} - \text{SQ}_{\tau}$, mais poderoso que o teste CUSUM:

$$\text{CUSUMSQ}_\tau = \frac{\sum_{t=M+1}^{\tau} (\hat{u}_\tau^{(\tau)})^2}{\sum_{t=M+1}^T (\hat{u}_\tau^{(\tau)})^2} \pm \left[c + \frac{(\tau - M)}{T - M} \right] \quad (295)$$

O intervalo de confiança de CUSUM e CUSUM-SQ_τ dependem do nível de significância do teste, c, do tamanho da amostra, T, e do número de regressores do modelo, M. Caso o valor CUSUM e/ou CUSUM-SQ_τ está dentro da linha do intervalo de confiança, não rejeitam-se a hipótese de estabilidade dos resíduos ao longo do tempo.

3.7. MODELO DE VETORES AUTO-REGRESSIVOS BAYESIANOS (BVAR)

Modelos VAR clássicos, mostrados nas seções anteriores, podem produzir relações estimadas imprecisas ou estas relações ajustam-se bem somente por causa do número grande de variáveis incluídas, um problema conhecido como *overfitting* ou sobreparametrização. De fato, o número de parâmetros a ser estimado, K(K.p+K), cresce geometricamente com o número de variáveis, K, e proporcionalmente com o número de defasagens, p. Quando o número de variáveis do VAR é relativamente alto e o período da amostra é relativamente baixo, é provável que as estimativas sejam influenciadas pelo ruído ao invés do sinal das variáveis. Quando isto acontece, é recomendável calcular os parâmetros do VAR impondo restrições para reduzir a dimensão do espaço dos parâmetros. Então, o problema é encontrar as restrições que são coerentes com o modelo⁷¹.

A abordagem Bayesiana para estimação do VAR foi defendida originalmente por Litterman (1986) como uma solução para o problema de *overfitting*. A solução que ele propôs é evitar *overfitting* sem necessariamente impor restrições exatas nos parâmetros.

Segundo Litterman (1986), o investigador não pode estar seguro que alguns coeficientes são zero e, portanto, não devem ignorar uma possível variação. A perspectiva bayesiana pode ajudar a resolver tal situação. Em outras palavras, existe incerteza sobre o valor exato dos parâmetros do modelo como uma distribuição de probabilidade para o vetor de

⁷¹ Para detalhes dos métodos ver Lutkepohl (2005, Capítulo 5).

parâmetros sem inserir “pesos” em certos valores.

A incerteza representada na distribuição pode ser alterada então pela informação contida nas amostras. Especificamente, Litterman (1986) classifica este “*prior*” observando três regularidades estatísticas em séries de variáveis macroeconômicas: (i) o comportamento da tendência típica de séries temporais macroeconômicas; (ii) o fato que valores mais recentes de uma série normalmente contêm mais informação sobre o valor atual da série que valores passados e; (iii) o fato que valores passados de uma determinada variável contêm mais informação sobre seu estado atual que valores passados de outras variáveis.

3.7.1.1. A ECONOMETRIA BAYESIANA

Na abordagem econométrica bayesiana assume-se uma informação *prior* obtida por uma função densidade de probabilidade. Denotando os parâmetros de interesse por α , a informação *prior* é resumida pela função densidade de probabilidade *prior*, $g(\alpha)$. A informação da amostra é resumida na função densidade de probabilidade (p.d.f), condicional ao parâmetro α , dito $f(y|\alpha)$. A função $f(y|\alpha)$ é algebricamente idêntico a função de verossimilhança $l(\alpha|y)$. Os dois tipos de informação, $g(\alpha)$ e $f(y|\alpha)$ são combinadas pelo teorema de Bayes:

$$g(\alpha | y) = \frac{f(\alpha | y)g(\alpha)}{f(y)} \quad (296)$$

Onde $f(y)$ é função densidade da amostra incondicional que, para uma determinada amostra, é uma constante normalizada. Em outras palavras, a distribuição de α , dada a informação amostral contida em y , é resumida através da função densidade de probabilidade posterior, $g(\alpha|y)$. Essa função é proporcional a função de verossimilhança, $l(y|\alpha)$, e a função de densidade de probabilidade *prior*, $g(\alpha)$. Portanto:

$$g(\alpha | y) = f(y | \alpha)g(\alpha) \propto l(\alpha | y)g(\alpha) \quad (297)$$

A densidade condicional, $g(\alpha|y)$, contém toda a informação disponível no vetor de parâmetros, α . Estimadores pontuais de α podem ser derivados da distribuição *posterior*. Por

exemplo, a média da distribuição *posterior*, chamada de média *posterior*, é freqüentemente usada como um estimador de ponto para α . Para incorporar a estimação bayesiana no processo VAR, necessita-se, portanto, saber a distribuição *prior* a ser utilizada no modelo.

Kadylala-Karlsson (1997) e Ciccarelli-Rebucci (2003) revisam algumas distribuições *prior* como: (i) Normal (ii) de Minnesota ou Litterman (iii) *Diffuse*; (iv) Distribuições Conjungadas *Normal-Wishart*, *Normal-Diffuse* e Natural Estendida.

O BCB (RI, março/2008, p.126) utiliza nos modelos BVAR a *prior* Normal e a *prior* de Minnesota, mostradas nas próximas subseções. Nessa pesquisa a distribuição *prior* de Minnesota é a distribuição escolhida para especificação dos modelos e cálculo dos parâmetros.

3.7.1.2. Normal Priors

Assumindo o modelo VAR(p) com estimação bayesiana, a distribuição *prior* multinormal, $g(\alpha)$, para os parâmetros $\alpha = \text{vec}(A) = \text{vec}(A_1, \dots, A_p)$, com média e matriz de covariância conhecida, α^* e V_α e a função de verossimilhança, $l(y|\alpha)$ encontramos a distribuição *posterior* $g(\alpha|y)$. Formalmente, a distribuição *prior* multinormal, $g(\alpha)$, a função de verossimilhança, $l(y|\alpha)$, e a distribuição *posterior*, $g(\alpha|y)$ são:

$$g(\alpha) = (2\pi)^{-(0,5K^2p)} |V_\alpha|^{-0,5} \exp[-0,5(\alpha - \alpha^*)' V_\alpha^{-1} (\alpha - \alpha^*)] \quad (298)$$

$$l(\alpha | y) = (2\pi)^{-(KT/2)} |I_T \otimes \Sigma_u|^{-1/2} \exp\left[-\frac{1}{2}(y - (X' \otimes I_K)\alpha)' (I_T \otimes \Sigma_u^{-1})(y - (X' \otimes I_K)\alpha)\right] \quad (299)$$

$$g(\alpha | y) = \exp\left\{-0,5\left[\left(V_\alpha^{-1/2}(\alpha - \alpha^*)\right)' \left(V_\alpha^{-1/2}(\alpha - \alpha^*)\right) + \left\{\left(I_T \otimes \Sigma_u^{-1/2}\right)y - \left(X' \otimes \Sigma_u^{-1/2}\right)\alpha\right\}' \left\{\left(I_T \otimes \Sigma_u^{-1/2}\right)y - \left(X' \otimes \Sigma_u^{-1/2}\right)\alpha\right\}\right]\right\} \quad (300)$$

Definindo:

$$w = \begin{bmatrix} V_\alpha^{-1/2} \alpha \\ \left(I_T \otimes \Sigma_u^{-1/2}\right)y \end{bmatrix} \quad (301)$$

$$W = \begin{bmatrix} \mathbf{V}_\alpha^{-1/2} \\ \mathbf{X}' \otimes \Sigma_u^{-1/2} \end{bmatrix} \quad (302)$$

O expoente em $g(\boldsymbol{\alpha} | \mathbf{y})$ pode ser escrito como:

$$-0,5(\mathbf{w} - W\boldsymbol{\alpha})'(\mathbf{w} - W\boldsymbol{\alpha}) \therefore -0,5[(\boldsymbol{\alpha} - \bar{\boldsymbol{\alpha}})' W' W (\boldsymbol{\alpha} - \bar{\boldsymbol{\alpha}}) + (\mathbf{w} - W\bar{\boldsymbol{\alpha}})'(\mathbf{w} - W\bar{\boldsymbol{\alpha}})] \quad (303)$$

Onde:

$$\bar{\boldsymbol{\alpha}} = (W' W)^{-1} W' \mathbf{w} = [\mathbf{V}_\alpha^{-1} + (\mathbf{X}' \mathbf{X} \otimes \Sigma_u^{-1})]^{-1} [\mathbf{V}_\alpha^{-1} \boldsymbol{\alpha}^* + (\mathbf{X}' \otimes \Sigma_u^{-1}) \mathbf{y}] \quad (304)$$

Como o segundo termo do lado direito do expoente em $g(\boldsymbol{\alpha} | \mathbf{y})$ não contém $\boldsymbol{\alpha}$, pode ser absorvido por uma constante de proporcionalidade. Deste modo, a distribuição *posterior*, $g(\boldsymbol{\alpha} | \mathbf{y})$, pode ser escrita como:

$$g(\boldsymbol{\alpha} | \mathbf{y}) = \exp\{-0,5[(\boldsymbol{\alpha} - \bar{\boldsymbol{\alpha}})' \bar{\Sigma}_\alpha^{-1} (\boldsymbol{\alpha} - \bar{\boldsymbol{\alpha}})]\} \quad (305)$$

Onde:

$$\bar{\Sigma}_\alpha = (W' W)^{-1} = [\mathbf{V}_\alpha^{-1} + (\mathbf{X}' \mathbf{X} \otimes \Sigma_u^{-1})]^{-1} \quad (306)$$

Assim, a densidade *posterior* é a distribuição *posterior* de $\boldsymbol{\alpha}$, sendo reconhecida como a densidade originada de uma distribuição normal multivariada com média e matriz de covariância, $\bar{\boldsymbol{\alpha}}$ e $\bar{\Sigma}_\alpha$, nomeadamente $\mathcal{N}(\bar{\boldsymbol{\alpha}}, \bar{\Sigma}_\alpha)$. Essa distribuição pode ser usada para inferir a respeito de $\boldsymbol{\alpha}$.

Às vezes o econometrista pode deixar os coeficientes sem qualquer restrição porque nenhuma informação *prior* está disponível. Na situação colocada acima, pode ter uma variância *prior* infinita. Infelizmente, tal escolha é inconveniente porque operações algébricas são executadas com os elementos de $\mathbf{V}_\alpha$ para calcular $\bar{\boldsymbol{\alpha}}$ e $\bar{\Sigma}_\alpha$. Nesse caso, é preferível escrever a informação *prior* como:

$$C\boldsymbol{\alpha} = \mathbf{c} + \mathbf{e} \quad \text{com } \mathbf{e} \sim \mathcal{N}(0, \mathbf{I}) \quad (307)$$

Onde $C_{(K \times K_p)^2}$ é uma matriz não singular fixa e c é um vetor fixo. Então:

$$\alpha \sim \mathcal{N}(C^{-1}c, C^{-1}C^{-1'}) \quad (308)$$

E, portanto, sob hipóteses gaussianas, a média *posterior* é:

$$\bar{\alpha} = [C'C + (X'X \otimes \Sigma_u^{-1})]^{-1} [C'c + (X' \otimes \Sigma_u^{-1})y] \quad (309)$$

3.7.1.3. Litterman ou Minnesota Priors

Doan-Litterman-Sims (1984) e Litterman (1980, 1986) sugeriram uma distribuição *prior* específica para os parâmetros do VAR, hoje conhecida na literatura bayesiana como distribuição *prior* de Minnesota ou Litterman⁷².

A Minnesota *prior* consiste em usar um pequeno conjunto de hiperparâmetros para caracterizar a distribuição adequadamente. No caso de processos estacionários, se a dependência intertemporal das variáveis é fraca, um modo para descrever isso é fixar a média *prior* dos coeficientes do VAR em zero, com variâncias *prior* diferentes de zero, ou seja, $\alpha^* = 0$ e $V_{\alpha}^* \neq 0$. Com essa escolha de α^* a média posterior⁷³ em é:

$$\bar{\alpha} = [V_{\alpha}^{-1} + (X'X \otimes \Sigma_u^{-1})]^{-1} [(X' \otimes \Sigma_u^{-1})y] \quad (310)$$

Litterman (1986, p.20) especifica a matriz de covariância *prior*, V_{α} , como uma matriz diagonal. Os elementos de V_{α} são dados por:

$$v_{ij,l} = \begin{cases} (\lambda/l)^2 & \text{se } i = j \\ (\lambda\theta\sigma_i/l\sigma_j)^2 & \text{se } i \neq j \end{cases} \quad (311)$$

Onde $v_{ij,l}$ é a variância prior de $\alpha_{ij,l}$; λ é o desvio-padrão *prior* dos coeficientes $\alpha_{kk,l}$, com $k = 1, \dots, K$; σ_i^2 é o i -th elemento da diagonal de Σ_u e θ especifica a fração do desvio-

⁷² Inicialmente foi recomendada pelos autores para ser utilizada em certos processos não estacionários. No entanto, hoje, existem adaptações da Minnesota prior para processos estacionários.

⁷³ Este estimador para α parece com o estimador multivariado LS com exceção da matriz de covariância inversa V_{α}^{-1} . Na prática Σ_u é substituído por $\tilde{\Sigma}_u$.

padrão *prior*, λ , ligado aos coeficientes defasados das variáveis explicativas, em cada equação. Como restrição, $0 < \theta < 1$.

Para cada equação, λ controla como o coeficiente do primeiro *lag* da variável dependente diminui de maneira harmônica e concentrada ao redor de zero. Na prática, diferentes valores de λ podem ser experimentados⁷⁴. Inclusive diferentes valores em diferentes equações, podem ser considerados.

A variância *prior* diminui com o aumento da defasagem, l , pela crença provável que os coeficientes com ordem alta de defasagem são próximos de zero. Além disso, existe a crença que a maioria da variação em cada uma das variáveis é devida à própria defasagem. Então, coeficientes de variáveis diferentes da variável dependente têm uma variância relativa menor, escolhendo θ entre 0 e 1.

A relação $(\sigma_i / \sigma_j)^2$ é incluída pela preocupação das diferenças na variabilidade das diferentes variáveis. Assume-se que a resposta de uma variável em relação à outra é determinada por movimentos inesperados refletidas, portanto, na variância residual. Portanto, as variâncias residuais são preferidas em relação às variâncias de y_k .

3.7.1.4. Previsão Combinada

A previsão combinada de uma variável é uma média dos resultados das previsões dos diversos modelos de previsão para essa variável, advindas, por exemplo, de teorias diferentes. Introduzida por Bates-Granger (1969), a previsão combinada foi utilizada também em Newbold-Granger (1974), Figlewski-Urich (1983), Kang (1986), Diebold-Pauly (1987), Makridakis (1989), Sessions-Chatterjee (1989), Clemen (1989), Stock-Watson (2001, 2004), Hendry-Clements (2004), Aiolfi-Timmermann (2004), Marcellino (2004) e Lam-Fung-Yu (2008).

A previsão combinada pode ser uma média simples ou ponderada. O esquema de ponderação dos modelos, conforme Stock-Watson (2001), normalmente são baseados no erro

⁷⁴ Ver Llosa, Tuesta e Vega (2005), Lutkepohl (2005, p.228)

quadrático médio (EQM). O maior EQM entre todos os modelos de previsão terá o menor peso para aquela previsão em particular. Bates-Granger (1969) e Newbold-Granger (1974) documentam que um jogo composto de previsões combinadas em dois subconjuntos de previsão é mais acurado (mais preciso) em termos de menor EQM. Essa justificativa de previsões combinadas presume que a previsão com EQM grandes devem ser descartadas.

Especificamente, no momento T, o EQM para o modelo $i=1, \dots, n$ é:

$$EQM_{T,i} = \frac{\sum_{t=1}^T (x_t - \hat{x}_{t,i})^2}{T} \quad (312)$$

Onde x_t é a taxa de câmbio ($t=1, \dots, T$) e $\hat{x}_{t,i}$ é a previsão de câmbio do modelo i , no momento t . O peso para o modelo $i=1, \dots, n$ é:

$$w_{T+1,i} = \frac{(EQM_{T,i})^{-1}}{\sum_{j=1}^n (EQM_{T,j})^{-1}} \quad (313)$$

A previsão combinada, portanto, é construída como:

$$\ln \hat{x}_{T+1,c} = \sum_{i=1}^n w_{T+1,i} \cdot \hat{x}_{T+1,i} \quad (314)$$

No caso da determinação das taxas de câmbio e juros, cada modelo exposto no Capítulo 2 vem de teorias diferentes. Como temos muitas especificações, assumindo que a média linear simples é o melhor estimador linear não viesado e consistente assintoticamente quando o número de amostras de previsão é grande, optamos por elaborar a média combinada, partindo da premissa de inserir pesos iguais às previsões obtidas dos modelos monetários expostos no Capítulo 2. Dessa forma, descartamos o EQM, e assumimos uma média combinada simples para gerar previsões de: (i) cada modelo monetário específico; (ii) de todos os modelos monetários; (iii) somente pelo método VAR, (iv) somente pelo método VAR com restrição, VAR*, (vi) somente pelo BVAR, (vii) média combinada simples independente do modelo

monetário escolhido, (viii) média combinada simples independente do método de previsão escolhido (VAR, VAR* ou BVAR), (ix) médias das médias de todas as especificações combinadas com modelos monetários e métodos VAR, VAR* e BVAR escolhidos.

Figlewski-Urich (1983), Kang (1986), Diebold-Pauly (1987), Makridakis (1989), Sessions-Chatterjee (1989), Clemen (1989), Stock-Watson (2001, 2004), Hendry-Clements (2004), Aiolfi-Timmermann (2004) e Marcellino (2004), utilizando modelos de previsão lineares e não lineares, mostram que previsões combinadas em relação a especificações individuais, no geral, são formas eficazes para obter melhorias na acurácia da previsão quando existe quebra estrutural. Os resultados parecem unânimes: a combinação de previsões aumenta a acurácia (precisão). Inclusive, em muitos casos, a média simples pode levar a melhorias dramáticas no desempenho. Como dito, uma das principais razões para utilizar previsões combinadas é que previsões individuais podem ser muito diferentes no contexto de quebras estruturais. Algumas especificações e/ou modelos podem se adaptar rapidamente e só serão temporariamente afetados por quebras estruturais, enquanto outros ocorrem o oposto. Uma vez que geralmente é difícil de detectar quebras estruturais em tempo real, é plausível que, na média, ou seja, ao longo de períodos com diferentes graus de estabilidade, combinações de previsões dos modelos com diferentes graus de adaptabilidade podem superar as previsões dos modelos individuais.

Na prática, segundo Castle-Hendry-Fawcett (2008), no *Colloquium on Modern Tools for Business Cycle Analysis*, realizado em Luxemburgo em setembro de 2008, pouco se sabe sobre como as quebras estruturais afetam as previsões combinadas.

4. ANÁLISE DOS RESULTADOS

Nessa seção são apresentados os resultados da previsão da taxa de juros e câmbio pelo VAR, VAR* e BVAR⁷⁵. Os procedimentos econométricos do VAR/BVAR, descritos na metodologia, encontrados em Lutkepohl (2005), Doan, Litterman e Sims (1984) e Litterman (1980, 1986), são resumidos nas seguintes etapas:

a) Etapa VAR clássico (VAR): (i) especificar os modelos VAR seguindo Sims-Stock-Watson (1990)⁷⁶, ou seja, com diversas variáveis em nível, primeiras diferenças ou combinações de ambas, (ii) escolher a defasagem ótima do VAR(p) pelos critérios de Akaike (AIC), Erro de Predição Final (FPE), Hannan-Quinn (H-Q) e Schwarz (SC); (iii) estimar por MQO modelos VAR sem restrição nos coeficientes, com intercepto, tendência e *dummies* sazonais; (iv) estimar modelos VAR por Mínimos Quadrados Generalizados Estimados (EGLS) com intercepto, tendência, *dummies* sazonais, restrição nos coeficientes via método Top/Down⁷⁷ escolhidos pelo critério de Akaike; (v) analisar a estabilidade das especificações VAR pelos *eigenvalues* da polinomial característica reversa, (vi) fazer os testes de quebra estrutural de Chow *break-point (bp)*, *sample split (ss)* e *forecast (fc)*, conforme Candelon-Lutkepohl (2001); (vii) fazer os testes de Cusum e Cusum ao Quadrado sobre os resíduos de cada equação do VAR, conforme Brown *et al* (1975); (vi) analisar a auto-correlação dos resíduos através das funções de auto-correlação e auto-correlação parcial, testes de Portmanteau, Portmanteau Ajustado, Breusch-Godfrey LM e Edgerton-Shukur (1999); (vii) analisar a normalidade dos resíduos através da função ponderadora de Kernel tipo Gaussiana e dos testes de Jarque-Bera multivariado, Lütkepohl (1993) e Doornik-Hansen (1994), (viii) Efetuar as previsões da taxa de juros e câmbio, 24 passos a frente, conforme os modelos

⁷⁵ As previsões e testes estatísticos dos modelos VAR e VAR* foram gerados pelo software J Multi, desenvolvido por Lutkepohl. As previsões do modelo BVAR foram geradas utilizando o MAT LAB 7.1.

⁷⁶ Segundo Sims-Stock-Watson (1990) as séries temporais contidas no VAR podem ou não ser estacionárias. Inclusive pode haver combinação de séries estacionárias e não estacionárias. No entanto, as condições de estabilidade do VAR devem ser satisfeitas.

⁷⁷ O procedimento Top-Down começa analisando o último regressor do VAR e elimina o coeficiente que é estatisticamente insignificante conforme o valor do critério, no caso AIC. Caso contrário o coeficiente é mantido no VAR. Então o segundo último regressor é conferido e assim por diante. O procedimento depende da ordem de entrada das variáveis no VAR. Os detalhes do procedimento encontram-se em Lutkepohl (2005, cap.5, pp. 208-210)

escolhidos e suas especificações, assim como a previsão combinada média.

b) Etapa VAR bayesiano (BVAR): (i) utilizar a mesma defasagem e especificações de variáveis endógenas do modelo VAR clássico; (iii) estimar os modelos BVAR sem restrição nos coeficientes, com matriz de variáveis determinísticas de intercepto e tendência, com a distribuição de probabilidade *prior* de Minnesota, com matriz de hiper-parâmetros de Litterman com rigidez, *tightness*, dos hiper-parâmetros de 0.1, com peso escalar simétrico de 0.5 e aceleração de decaimento da defasagem de 0.1; (iv) efetuar as previsões de taxa de juros e câmbio, 24 passos a frente, conforme os modelos escolhidos e suas especificações, assim como a previsão combinada média.

Também, ao longo da seção, apresentamos a previsão combinada média dos modelos sem restrição nos parâmetros, VAR, com restrição nos parâmetros, VAR* e BVAR, e a média das médias combinadas VAR/VAR* e BVAR, 24 períodos à frente.

Por fim comparamos os valores da previsão combinada média VAR, VAR*, BVAR e VAR/VAR*/BVAR com valores observados até janeiro de 2010, com as expectativas das Instituições *Top Five* do Boletim Focus do BCB e com modelos univariados AR e ARIMA⁷⁸.

4.1. RESULTADOS DOS MODELOS PARA JUROS

Nessa seção são apresentadas as previsões da taxa de juros SELIC pela regra de Taylor tradicional e pela Regra de Taylor que chamamos de Regra de Taylor Estendida, que inclui a taxa de câmbio e a dívida líquida do setor público.

Todas as variáveis utilizadas para prognosticar a taxa de juros têm periodicidade mensal. Nos modelos de determinação da taxa de juros que não incluem expectativas de inflação, utilizamos 121 observações que compreende o período de junho de 1999 a junho de 2009. Nos modelos que incluem as expectativas de inflação, utilizamos 92 observações que compreende o período de novembro de 2001 a junho de 2009. Portanto, todos os modelos estão dentro do período do regime de metas para a inflação.

⁷⁸ Comparamos ao modelo ARIMA somente na previsão da taxa de juros.

As variáveis utilizadas na estimativa da taxa de juros estão relatadas a seguir e seus gráficos em nível e em taxa de crescimento mensal estão no Anexo 1: a) Taxa de juros SELIC acumulada no mês anualizada, em % ao ano, série 4189 do BCB-DEMAB; b) Expectativas do IPCA acumulado para os próximos 12 meses⁷⁹, em % ao ano; c) Meta para a inflação IPCA, série 13521 do BCB-DEPEC, em % ao ano; d) IPCA, série 433 do IBGE, variação mensal em %; e) PIB mensal em valores correntes, série 4380 do BCB - DEPEC, em milhões de R\$; f) Câmbio nominal, série 3697 do BCB-DEPEC, R\$/US\$ compra média de período; g) Dívida Líquida do Setor Público Total consolidado, em % do PIB, série 4513 do BCB-DEPEC.

Conforme Sims-Stock-Watson (1990), optou-se em utilizar 18 especificações da Regra de Taylor, chamados aqui de modelos T, conforme Quadro 2.

QUADRO 2 - ESPECIFICAÇÕES DAS VARIÁVEIS, MODELOS VAR TAYLOR PARA PREVER JUROS.

ESPECIFICAÇÃO	VARIÁVEIS ENDÓGENAS
T1	Selic, diferença do IPCA e a meta IPCA, hiato do produto
T2	Selic, diferença entre as expectativas do IPCA e a meta IPCA, hiato do produto
T3	Selic, diferença do IPCA e a meta IPCA, hiato do produto, câmbio
T4	Selic, diferença do IPCA e a meta IPCA, hiato do produto, taxa de retorno do câmbio
T5	Selic, diferença do IPCA e a meta IPCA, hiato do produto, câmbio, dívida líquida do setor público/PIB
T6	Selic, diferença do IPCA e a meta IPCA, hiato do produto, câmbio, variação da dívida líquida do setor público/pib
T7	Selic, diferença do IPCA e a meta IPCA, hiato do produto, câmbio, taxa de crescimento acumulado em 12 meses da dívida líquida do setor público/pib
T8	Selic, diferença do IPCA e a meta IPCA, hiato do produto, taxa de retorno do câmbio , dívida líquida do setor público/pib
T9	Selic, diferença do IPCA e a meta IPCA, hiato do produto, taxa de retorno do câmbio , variação da dívida líquida do setor público/pib
T10	Selic, diferença do IPCA e a meta IPCA, hiato do produto, taxa de retorno do câmbio , taxa de crescimento acumulado em 12 meses da dívida líquida do setor público/pib
T11	Selic, diferença entre as expectativas do IPCA e a meta IPCA, hiato do produto, câmbio
T12	Selic, diferença entre as expectativas do IPCA e a meta IPCA, hiato do produto, câmbio, dívida líquida do setor público/pib
T13	Selic, diferença entre as expectativas do IPCA e a meta IPCA, hiato do produto, câmbio, variação da dívida líquida do setor público/pib
T14	Selic, diferença entre as expectativas do IPCA e a meta IPCA, hiato do produto, câmbio, taxa de crescimento acumulado em 12 meses da dívida líquida do setor público/pib
T15	Selic, diferença entre as expectativas do IPCA e a meta IPCA, hiato do produto, taxa de retorno do câmbio
T16	Selic, diferença entre as expectativas do IPCA e a meta IPCA, hiato do produto, taxa de retorno do câmbio , dívida líquida do setor público/pib
T17	Selic, diferença entre as expectativas do IPCA e a meta IPCA, hiato do produto, taxa de retorno do câmbio , variação da dívida líquida do setor público/pib
T18	Selic, diferença entre as expectativas do IPCA e a meta IPCA, hiato do produto, taxa de retorno do câmbio , taxa de crescimento acumulado em 12 meses da dívida líquida do setor público/PIB

FONTE: O autor.

O hiato do produto foi obtido sobre a série do PIB, pelo filtro Hodrick-Prescott

⁷⁹ Obtida no Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil, *menu* Expectativas de Mercado e depois *menu* Séries Históricas.

(HP)⁸⁰. Como as previsões da taxa de juros são geradas pela metodologia VAR, VAR com restrição (VAR*) e BVAR temos, então, 54 especificações que, ao longo do texto, são abreviados de VAR T1 a VAR T18, VAR T1* a VAR T18* e BVAR T1 a BVAR T18.

Com o objetivo de obter a defasagem ótima do VAR e VAR* montamos as especificações T1 a T18, conforme o Quadro 2, e incluímos também todas as variáveis exógenas, nomeadamente, intercepto, tendência e onze *dummies* sazonais. Para as especificações T1 a T18 do BVAR incluímos intercepto e tendência, mas sem *dummies* sazonais. Nesse caso extraímos a sazonalidade de algumas séries antes de montar as especificações para inserir no BVAR. Para os modelos BVAR adotamos a mesma defasagem do VAR e do VAR*.

A defasagem ótima desses modelos foi observada utilizando os Critérios de Informação AIC, FPE, H-Q e SC juntamente com a estratégia descrita na metodologia, seção Critérios de Seleção de Ordem do VAR. Os resultados encontram-se no Quadro 3.

QUADRO 3 – RESULTADOS DOS CRITÉRIOS DE SELEÇÃO DA ORDEM DE DEFASAGEM DOS MODELOS T

ESPECIFICAÇÃO	DEFASAGEM UTILIZADA	DEFASAGEM ÓTIMA				DETALHES EXÓGENOS
		AIC	FPE	HQ	SC	
T1	2	2	2	2	2	constante, tendência, 11 dummies sazonais
T2	2	10	10	2	2	constante, tendência, 11 dummies sazonais
T3	2	5	2	2	2	constante, tendência, 11 dummies sazonais
T4	2	2	2	2	2	constante, tendência, 11 dummies sazonais
T5	2	5	3	2	2	constante, tendência, 11 dummies sazonais
T6	2	6	2	2	2	constante, tendência, 11 dummies sazonais
T7	2	10	10	2	2	constante, tendência, 11 dummies sazonais
T8	2	3	3	2	2	constante, tendência, 11 dummies sazonais
T9	2	3	2	2	2	constante, tendência, 11 dummies sazonais
T10	2	10	10	2	2	constante, tendência, 11 dummies sazonais
T11	2	10	10	10	2	constante, tendência, 11 dummies sazonais
T12	2	10	9	10	2	constante, tendência, 11 dummies sazonais
T13	2	10	10	10	2	constante, tendência, 11 dummies sazonais
T14	2	10	9	9	2	constante, tendência, 11 dummies sazonais
T15	2	10	10	2	2	constante, tendência, 11 dummies sazonais
T16	2	10	8	10	2	constante, tendência, 11 dummies sazonais
T17	2	10	8	10	2	constante, tendência, 11 dummies sazonais
T18	2	10	9	9	2	constante, tendência, 11 dummies sazonais

FONTE: O autor.

Nota: por parcimônia dos graus de liberdade utilizamos 2 defasagens nas especificações T11, T12, T13, T14, T16 e T17.

O próximo passo consistiu em estimar os coeficientes das especificações propostas

⁸⁰ Para Detalhes ver Araújo-Guillen (2008) e Dezordi-D’Agostini-Bittencourt-Curado (2009).

T1 a T18, conforme Quadro 2, e com as defasagens obtidas, conforme Quadro 3, pelo VAR através do método MQO sem restrições nos coeficientes. Concomitantemente, estimou-se as especificações pelo modelo VAR com restrições nos coeficientes, VAR T*, pelo método EGLS com procedimento Top-Down (TD), esse escolhido pelo critério de Akaike. Por último, estimou-se o BVAR com a mesma defasagem e especificações de variáveis endógenas do VAR, com intercepto, tendência, distribuição de probabilidade *prior* de Minnesota, matriz de hiper-parâmetros de Litterman, rigidez *tightness* dos hiper-parâmetros de 0.1, peso escalar simétrico de 0.5 e aceleração de decaimento da defasagem de 0.1. Portanto, 54 especificações através dos modelos VAR, VAR* e BVAR, candidatas para previsão da taxa de juros, foram estimadas.

A condição de estabilidade dos modelos VAR e VAR* iniciam-se pela observação do módulo dos *eigenvalues* da polinomial característica reversa. Esses valores não devem ter raízes dentro e nem sobre o círculo unitário complexo⁸¹. Para os modelos BVAR não foram elaborados testes de estabilidade dos coeficientes e dos resíduos. Por esse motivo especificações que geram resultados instáveis nos resíduos e nos parâmetros do modelo VAR não foram calculados pelo modelo BVAR⁸². Os resultados do teste de estabilidade pela raiz característica reversa das especificações VAR T1 a T18 e VAR T1* a VAR T18* encontram-se no Anexo 2. As 36 especificações geradas pelo VAR e VAR* são estáveis. Nenhum valor em módulo dos *eigenvalues* da polinomial característica reversa é menor que a unidade.

A estabilidade dos parâmetros em cada ponto do tempo das especificações VAR T1 a T18 e VAR T1* a VAR T18* foi observada pelos testes de quebra estrutural de Chow *bp*, *ss* e *fc*. Os resultados dos três testes de Chow⁸³ em todos os modelos VAR T e VAR T*, a 5% e 10% de significância, apontam instabilidade dos parâmetros em diversos períodos. Em especial observa-se instabilidade nos parâmetros em torno dos anos de 2001/2002/2003 e 2007/2008.

⁸¹ Portanto, estrategicamente, podemos filtrar modelos VAR e VAR* eliminando aqueles que tenham pelo menos um valor em módulo dos *eigenvalues* da polinomial característica reversa menor que a unidade.

⁸² Por exemplo, se o modelo VAR com a especificação T1, VAR T1, gera resultados de coeficientes e resíduos instáveis, além de descartarmos o VAR T1 para previsão, o modelo BVAR com a especificação T1, BVAR T1, não é calculado e, portanto, também é descartado.

⁸³ Como os testes de Chow nas diversas especificações do VAR apontam uma padronização da quebra estrutural, no Anexo 8, mostram-se apenas os resultados dos testes de Chow para o VAR T1 e VAR T1*.

Estas quebras estruturais referem-se provavelmente a:

(i) em 2002, pelo aumento rápido da taxa de juros SELIC. Esse aumento foi causado pelo crescimento da inflação que se distanciava consideravelmente da meta para a inflação e também das expectativas do mercado. O aumento rápido da taxa de câmbio verificada após 2001 e principalmente em meados de 2002 e 2003, também pode ter contribuído para a observação da quebra estrutural estatística no período. Outro ponto importante, que ajuda a explicar o comportamento de quebra estrutural em 2002, foi o aumento da dívida líquida do setor público brasileiro em relação ao PIB. O aumento da taxa de juros, inflação e câmbio contribuíram para aumentar a dívida pública. O perfil da dívida estava indexada em grande parte, as taxas de juros, câmbio e inflação. Por fim, o aspecto político também foi relevante. As eleições presidenciais no Brasil em outubro de 2002 e o período de transição entre a posse dos governos Fernando Henrique Cardoso e Luis Inácio da Silva contribuíram para gerar certa instabilidade quanto ao futuro da economia brasileira. No *front* internacional a bolha especulativa no mercado de ações, iniciadas na bolsa eletrônica Nasdaq em 2000/2001, os ataques terroristas aos Estados Unidos em 11 de setembro de 2001 e a política monetária expansionista americana no período também são fatos que, de alguma forma, contribuíram para a quebra estrutural verificada no período;

(ii) em 2007/2008 temos a quebra estrutural explicada, sem dúvidas, a partir da bolha imobiliária no mercado americano. O aumento da inadimplência do mercado imobiliário americano contaminou, de maneira expressiva, as carteiras de crédito e de investimentos de bancos, seguradoras e grandes instituições financeiras em todas as partes do mundo. Instalou-se o cenário de crise de confiança interbancária e de liquidez. Bancos e seguradoras quebraram e ou tiveram o governo como principais acionistas e/ou emprestadores de última instância. As bolsas de valores tiveram perdas expressivas. Governos auxiliaram, tardiamente, grandes instituições financeiras e empresas industriais como montadoras centenárias. As economias mundiais dos países desenvolvidos e em desenvolvimento sofreram com o rápido aumento de desemprego e contração do PIB. Pacotes de estímulos fiscais e monetários expansionistas foram implementados pelos governos centrais. Basicamente, observaram ações coordenadas de

política monetária com a queda expressiva das taxas de juros e recompra de títulos dos governos centrais para injetar mais dinheiro nas economias. O Brasil nesses aspectos, não foi diferente. O banco central seguiu uma política monetária expansionista com queda da taxa de juros, depósitos compulsórios e redesconto bancário. Fez intervenções no mercado cambial para conter a depreciação do real. No campo da política fiscal brasileira observou-se a queda de imposto sobre a renda e de produtos industrializados em diversos setores da economia.

O resultado do teste de Chow *bp*, no entanto, aponta estabilidade dos parâmetros perto do fim da amostra, em 2009, nos modelos VAR T e VAR T*. Isso aumenta as chances de uma previsão correta dos modelos nos períodos à frente mais próximos do fim da amostra. O resultado do teste de Chow *ss* mostra que a matriz de covariâncias dos resíduos, $\hat{\Sigma}_u$, não é constante. Isso afeta significativamente o intervalo de confiança dos modelos⁸⁴. O resultado do teste de Chow *fc* nos modelos VAR e VAR* rejeitam a hipótese nula de que todos os coeficientes, inclusive a matriz de covariância residual, $\hat{\Sigma}_u$, podem variar no mesmo período⁸⁵.

Com o objetivo de verificar a estabilidade dos resíduos aplicamos o teste de CUSUM e CUSUM-SQ⁸⁶ nas equações de cada uma das especificações VAR T1 a VAR T18 e VAR T1* a VAR T18*. Em especial, estamos interessados na estabilidade dos resíduos na equação da taxa de juros contida no VAR e VAR*. Os resultados a 1% de significância, tanto no teste de CUSUM quanto no teste CUSUM-SQ, não rejeitam a hipótese nula de estabilidade dos resíduos na equação da taxa de juros em cada especificação T1 a T18.

Após o procedimento da análise da estabilidade dos parâmetros, observamos os resultados da análise residual⁸⁷. O Anexo 3 mostra as defasagens em que as auto-correlações e

⁸⁴ Como temos muitas especificações optamos por apresentar e comparar apenas a previsão pontual dos modelos. Sabemos que a previsão intervalar é muito ampla nos modelos VAR e VAR*.

⁸⁵ Nessa pesquisa não incorporamos quebra estrutural no modelo VAR e VAR* para elaborar previsões das taxas de juros e câmbio, apesar de detectá-los ao longo do período da amostra pelos testes de Chow. Mas, para diminuir os riscos de uma previsão pobre da taxa de juros e taxa de câmbio usamos o método bayesiano, BVAR, inclusão de variáveis dummies, inclusão de intercepto e a previsão combinada média de diversas especificações. Para detalhes ver seção 3 – metodologia.

⁸⁶ Como os testes de CUSUM e do CUSUM-SQ nas diversas especificações do VAR apontam estabilidade dos resíduos, no Anexo 9, mostram-se apenas os resultados dos testes para o VAR T1 e VAR T1*.

⁸⁷ Lütkepohl (2005, p. 157) diz que: “Of course, if, for example, forecasting is the objective, it may not be of prime importance whether the residuals are really white noise as long as the model forecasts well. There are, however, situations where checking the white noise (whiteness) assumption for the residuals of a particular model is of interest. For instance, if the model order is chosen by nonstatistical methods (for example, on the basis of some economic theory) it may be useful to have statistical tools available for investigating the properties of the residuals”.

auto-correlações parciais estão fora da área limitada por $\pm 2/T^{1/2}$, significando, portanto, a rejeição da hipótese nula de não haver auto-correlação. Nesse sentido, todos os modelos VAR T e VAR T* estimados têm auto-correlação nos resíduos. Os testes de Portmanteau, Q_h , Breusch-Godfrey, LM_h , e Edgerton-Shukur⁸⁸, LMF_h , a 1 % de significância, rejeitam a hipótese nula de não haver auto-correlação residual em todos os modelos VAR T. Quanto aos modelos VAR T* aplicou-se somente os testes de Portmanteau e Breusch-Godfrey. Enquanto os testes de Portmanteau apontam a rejeição da hipótese nula para todos os modelos VAR T*, o teste de Breusch-Godfrey nos modelos VAR T1*, T2*, T3*, T4*, T8*, T9*, T10* e T15* indicam, a 1% de significância, que a hipótese nula de não haver auto-correlação residual não é rejeitada. O Quadro 4 resume os resultados de todos os testes de auto-correlação nos resíduos.

QUADRO 4 – RESUMO DOS RESULTADOS DOS TESTES DE AUTO-CORRELAÇÃO RESIDUAL PORTMANTEAU, PORTMANTEAU AJUSTADO, BREUSCH-GODFREY E EDGERTON-SHUKUR, ESPECIFICAÇÕES VAR T E VAR T*

MODELOS	Portmanteau	Portmanteau ajustado	Breusch-Godfrey	Edgerton-Shukur
VAR T1 a VAR T18	Rejeita-se H_0	Rejeita-se H_0	Rejeita-se H_0	Rejeita-se H_0
VAR T1* a T4*	Rejeita-se H_0	Rejeita-se H_0	Não rejeita-se H_0	NA
VAR T5* a VAR T7*	Rejeita-se H_0	Rejeita-se H_0	Rejeita-se H_0	NA
VAR T8* a VAR T10*	Rejeita-se H_0	Rejeita-se H_0	Não rejeita-se H_0	NA
VAR T11* a VAR T14*	Rejeita-se H_0	Rejeita-se H_0	Rejeita-se H_0	NA
VAR T15*	Rejeita-se H_0	Rejeita-se H_0	Não Rejeita-se H_0	NA
VAR T16* a VAR T18*	Rejeita-se H_0	Rejeita-se H_0	Rejeita-se H_0	NA

FONTE: O autor.

NOTA: NA= Não aplicado

O próximo passo consistiu em comparar a distribuição dos resíduos padronizados dos modelos VAR T e VAR T* com a distribuição normal, gerados pela função ponderadora Kernel Gaussiana⁸⁹, e realizar o teste de normalidade multivariada de Jarque-Bera, Lütkepohl (1993) e Doornik-Hansen (1994)⁹⁰.

A visualização da Kernel Gaussiana permite inferir que existe, no geral, evidências de desvios sistemáticos, no geral pequenos, de assimetria e curtose dos resíduos em relação a curva normal padronizada em diversos modelos VAR T e VAR T*. No entanto, a Kernel

⁸⁸ Ver resultados dos testes de Portmanteau, Q_h , no Anexo 5, e dos testes de Breusch-Godfrey, LM_h , e Edgerton-Shukur, LMF_h , no Anexo 6.

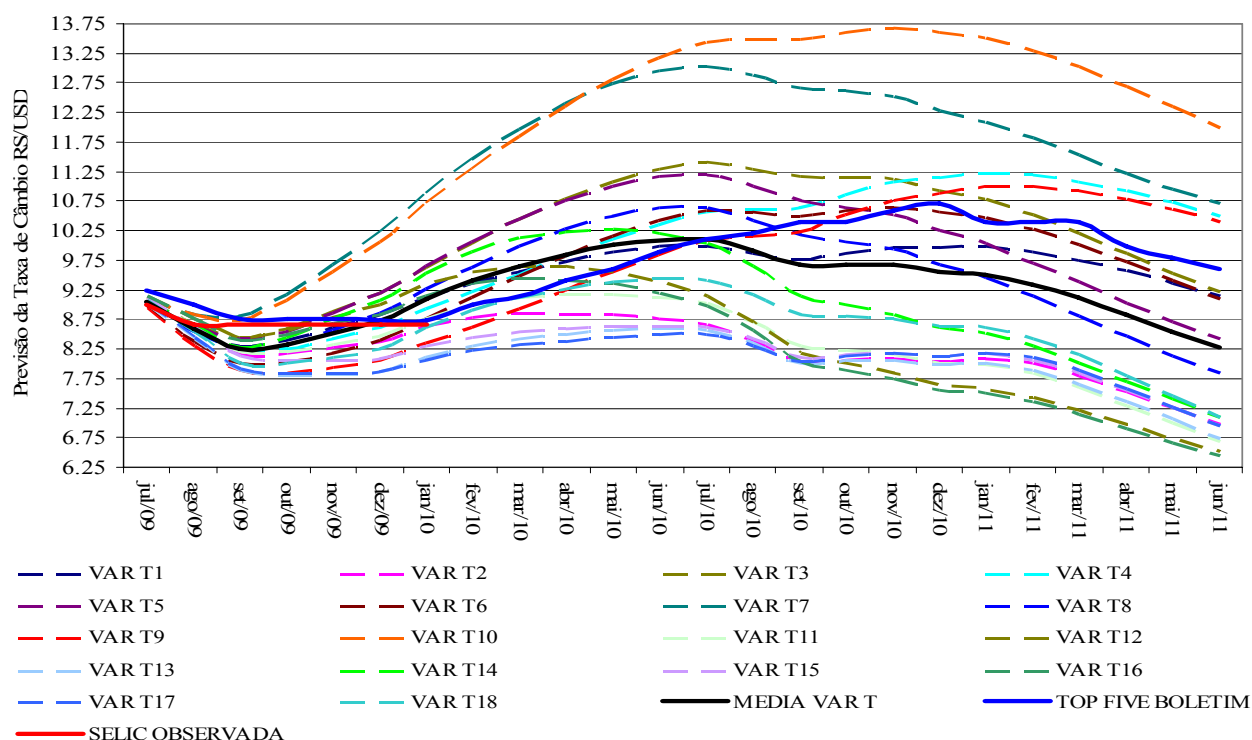
⁸⁹ A distribuição normal e a distribuição dos resíduos foram estimadas assintoticamente pela função densidade tipo Kernel Gaussiana com “*withband*”, ou parâmetro de suavização, $h=0,5$ e $[-x;+x]=3$. A ponderação de suavização, h , coloca menos peso nos erros mais distantes do ponto sob avaliação. Quanto maior h , mais suave será a função. O eixo horizontal apresenta o intervalo de valores e o vertical a frequência. Ver os resultados no Anexo 6.

⁹⁰ Os resultados dos testes de normalidade multivariada de Jarque-Bera, Lütkepohl (1993) e Doornik-Hansen (1994) nas especificações dos modelos VAR T e VAR T* estão no Anexo 7.

Gaussiana permite assumir a hipótese da normalidade dos resíduos em todos os modelos VAR T e VAR T* pela teoria assintótica sobre a média das distribuições de probabilidade.

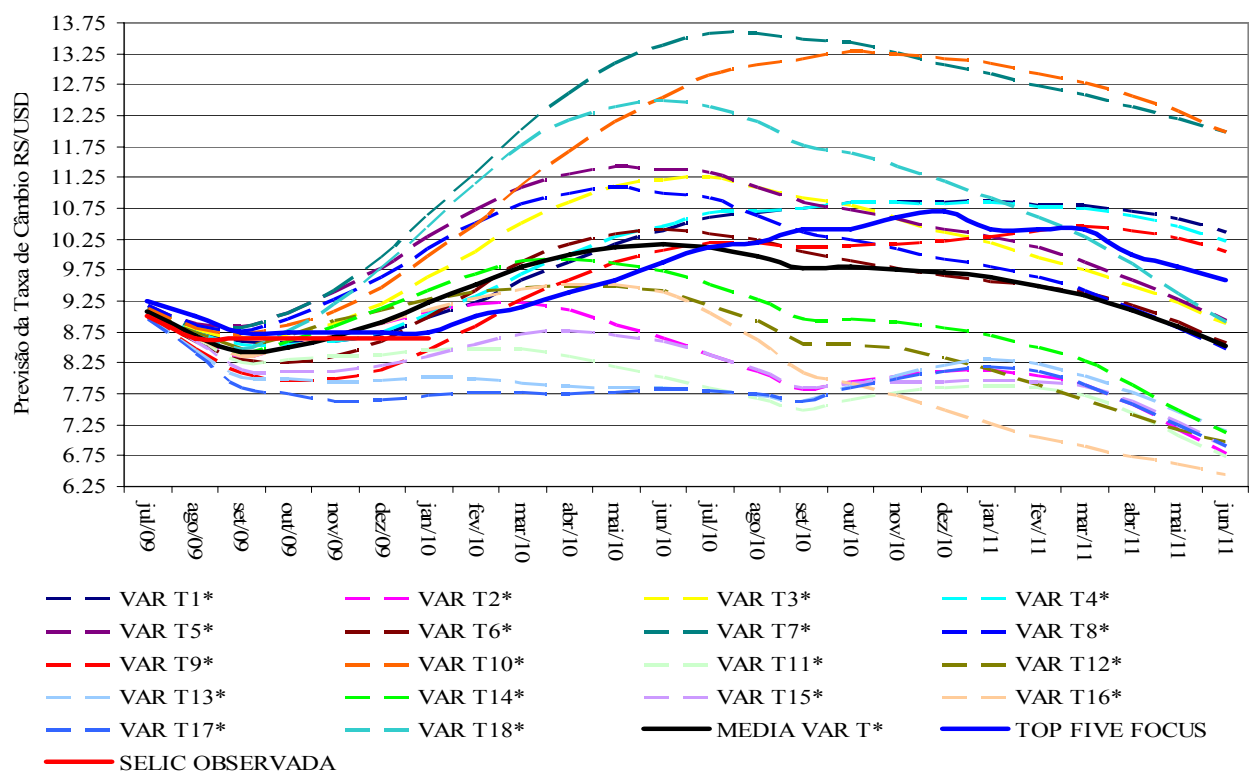
Os testes de Jarque-Bera, Lütkepohl e Doornik-Hansen comprovam os desvios sistemáticos pequenos de assimetria e curtose observadas pela visualização da Kernel Gaussiana, ou seja, rejeitam a hipótese nula de normalidade multivariada dos resíduos dos modelos VAR T e VAR T*. Mas como dito, assume-se, pela teoria assintótica sobre a média das distribuições de probabilidade a hipótese de que os resíduos são normais. Após os testes efetuados, apresentam-se respectivamente, nas Figuras 2 e 3, a previsão pontual da taxa de juros SELIC, 24 meses a frente, dos modelos VAR T e VAR T*. Na Figura 4 apresentam-se os resultados da previsão pontual dos modelos BVAR e na Figura 5 os resultados da média dos modelos e da média das médias. Em todas as figuras também inserimos os resultados da SELIC observada até janeiro de 2009 e da previsão das Instituições *Top Five* do Boletim Focus do BCB. Adicionalmente, para efeitos de comparação, na Figura 5, inserimos também os resultados da previsão do modelo AR(2) e de um modelo ARIMA(2,0,1), ambos com constante. A observação das Figuras 2 a 5 permite fazer algumas considerações.

FIGURA 2 – PREVISÃO DA TAXA DE JUROS PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES, EM %, MODELOS VAR T



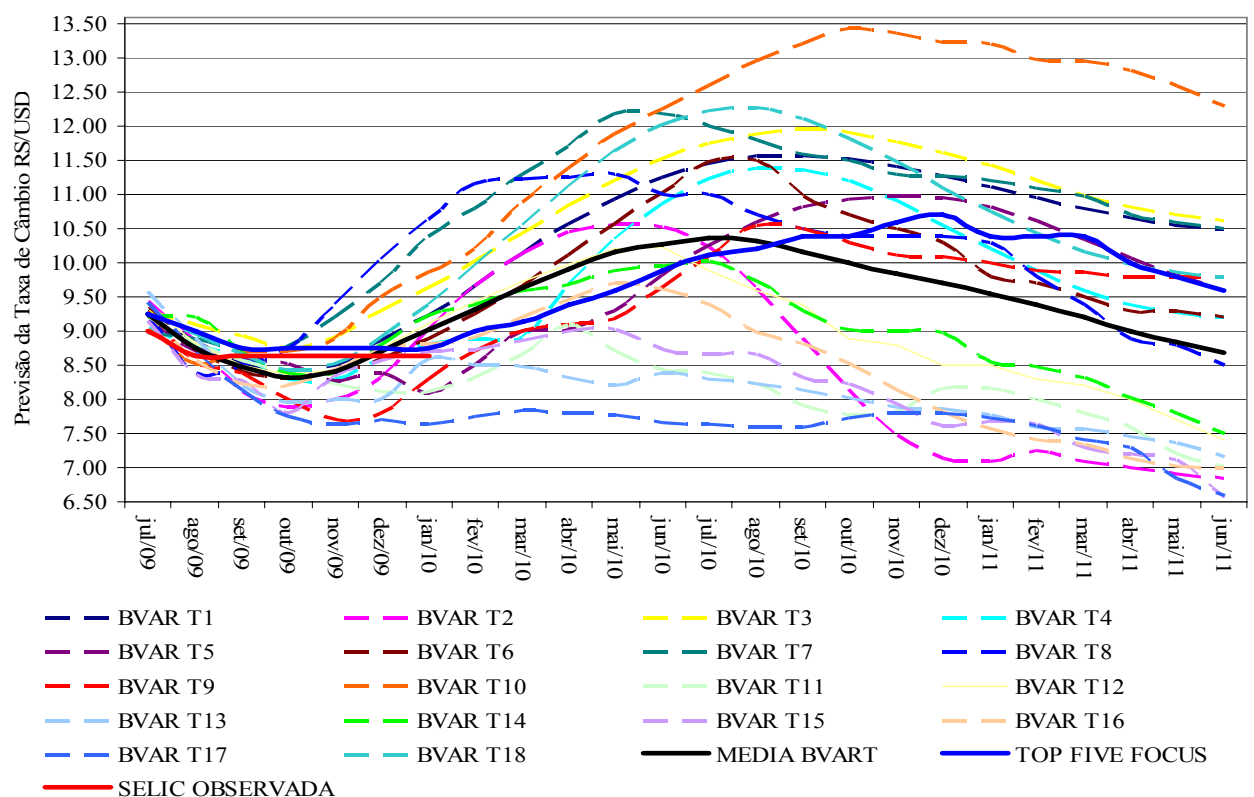
FONTE: O autor.

FIGURA 3 – PREVISÃO DA TAXA DE JUROS PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES, EM %, MODELOS VAR T*



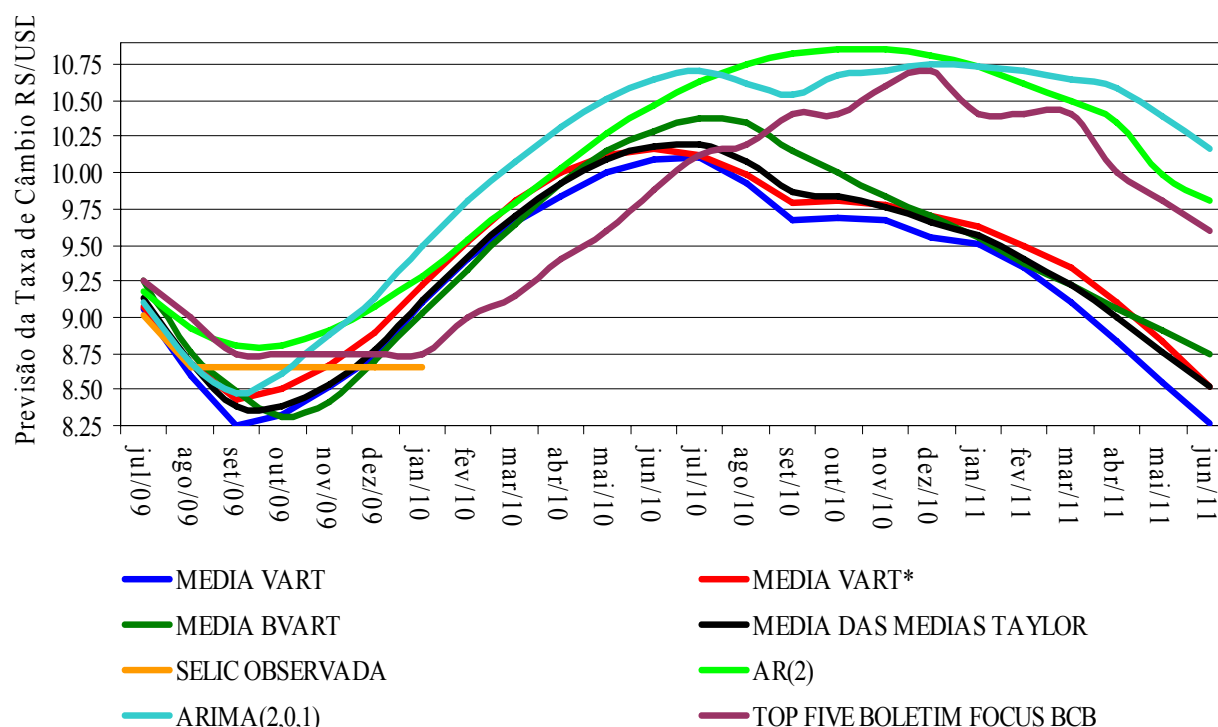
FONTE: O autor.

FIGURA 4 –PREVISÃO DA TAXA DE JUROS PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES, EM %, MODELOS BVAR T



FONTE: O autor.

FIGURA 5—PREVISÃO DA TAXA DE JUROS DOS MODELOS VAR T, VAR T* E BVAR T COMPARADOS A MODELOS AR, ARIMA, DADOS OBSERVADOS DA SELIC E TOP FIVE DO BOLETIM FOCUS, 24 MESES A FRENTE.



FONTE: O autor.

Em primeiro lugar caber notar, nas Figuras 2 a 4, que cada especificação VAR, VAR*, BVAR exibem previsões numéricas diferentes ao longo do tempo, apesar da estabilidade dos modelos e uma pequena variação das variáveis inseridas nas especificações. Por exemplo, basta observar os resultados das especificações VAR T10 com T16, VAR T10* com VAR T16* e BVAR 10* com BVAR 16*. A previsão numérica da taxa de juros nessas especificações são diferentes ao longo do tempo. Isso permite levantar a hipótese que somente uma especificação escolhida pelo macroeconometrista pode mostrar, no médio e longo prazo, um resultado muito pobre para prever a taxa de juros.

Em segundo lugar cabe notar que os resultados das previsões das diversas especificações, ao serem avaliadas em conjunto, permite ao macroeconometrista observar uma tendência em relação à taxa de juros. Ao avaliarmos a previsão de curto prazo, por exemplo, 3 a 5 meses a frente, praticamente todas as especificações, tanto pelo método VAR, VAR*, BVAR, AR e ARIMA exibem uma tendência similar sobre a taxa de juros. Essa tendência, conforme a Figura 2 a 5, referem-se ao movimento de queda. Essa movimentação de queda de

fato ocorreu na reunião de COPOM em setembro de 2009, quando a SELIC diminuiu de 9,25% a.a. para 8,75% a.a. Dessa observação levanta-se mais uma hipótese: qualquer que seja a especificação escolhida pelo macroeconometrista advinda da Regra de Taylor, o resultado numérico, no geral, irá mostrar uma tendência correta no curto prazo sobre a variável, no caso a taxa de juros. A amplitude da variação da taxa de juros é que vai variar de uma especificação em relação a outra ou de um método em relação a outro (VAR, VAR*, BVAR, AR e ARIMA).

Como a média é o melhor estimador linear não viesado e consistente parte-se da hipótese que a previsão média das especificações deve ser levado em consideração. Nesse sentido, a Figura 5 mostra o movimento da SELIC observada comparada a média combinada das especificações dos modelos VAR T, VAR T*, BVAR T, a média das médias VAR T, VAR T* e BVAR T (que chamamos de Média das Médias Taylor), Instituições *Top Five* do Boletim Focus do BCB e de dois modelos adicionais, um AR(2) e um ARIMA(2,0,1).

No curto prazo, 3 meses à frente, observa-se que a média das previsões das especificações VAR T, VAR T*, BVAR T, a média das médias Taylor e o modelo ARIMA foram hábeis em acertar a taxa de juros Selic (movimento de 9,25% a.a para 8,75% a.a), enquanto que o modelo AR e as expectativas de mercado acertaram a tendência (no caso o movimento de queda) e quase acertaram o valor numérico pontual da taxa de juros.

Em terceiro lugar, a medida que o tempo passa, as previsões pontuais de cada especificação tornam-se mais dispersos em relação a média pontual das previsões. Essa afirmação pode ser observada pelos Gráficos 2 a 4 quando comparamos as previsões de cada especificação com a média combinada de cada modelo VAR, VAR* e BVAR. Inferir exatamente o valor numérico da taxa de juros torna-se uma tarefa mais complicada, até porque choques exógenos durante o período podem ocorrer. Partimos então para a observação da média combinada das previsões das diversas especificações, conforme a Figura 5.

Num horizonte de 12 meses à frente, por exemplo, a maioria das especificações VAR, VAR* e BVAR exibem uma tendência similar, no caso de um movimento de elevação da taxa de juros após o terceiro período à frente. A amplitude da variação da taxa de juros, mais uma vez, varia de uma especificação para outra. Mas, ao tomarmos a média combinada, conforme a

Figura 5, observam-se claramente que a tendência média de cada método com especificações diferentes são similares. Também observamos que a amplitude média da variação da taxa de juros diminui consideravelmente entre os modelos.

Doze períodos à frente, por exemplo, a tendência da previsão combinada média pelos diversos métodos mostra-se similares as Instituições *Top Five* do Boletim Focus. A partir de 12 períodos à frente, claramente observa-se 2 tendências diferentes para a taxa de juros: o primeiro caminho de tendência é revelada pela média dos modelos VAR, VAR*, BVAR e média das médias Taylor. Estes exibem uma tendência de queda da taxa de juros a partir de 12 períodos à frente; o segundo caminho de tendência é revelada pelos modelos AR, ARIMA e as Instituições *Top Five* do Boletim Focus. Aqui existe uma tendência de movimento de elevação da taxa de juros até 16 a 18 meses à frente (dezembro de 2010). Após esse período exibem movimento de queda da taxa de juros, mas com menos amplitude (força) que modelos VAR, VAR* e BVAR.

Todas as médias combinadas dos modelos VAR, VAR*, BVAR, média das médias Taylor, bem como os modelos AR, ARIMA e Instituições *Top Five* do Boletim Focus exibem, no horizonte de 12 meses, uma previsão pontual da taxa de juros entre 10,25% a.a a 10,75% a.a. A partir de 12 meses a frente, como dito, 2 caminhos de tendência são revelados. O modelo AR(2), o ARIMA(2,0,1) e Instituições *Top Five* do Boletim Focus exibem previsões da taxa de juros em manutenção em torno 10,50% a.a até quase 11% a.a, para só então, 18 meses a frente exibir uma tendência de queda, entre 10,25% a.a a 9,75% a.a (maio e junho de 2011). Por outro lado, a média combinada dos modelos VAR, VAR*, BVAR e suas médias exibem movimento de queda da taxa de juros a partir de 12 meses a frente. Os resultados desses modelos são muito similares e revelam que a taxa de juros SELIC tem previsão de sair de um patamar em torno de 10,25% a.a em julho de 2010 e chegar entre 8,75% a.a a 8,25% a.a no fim do segundo semestre de 2011 (junho).

Ainda na Figura 5, a média combinada de todos os modelos VAR T*, que tem a restrição nos parâmetros, apontam em cada determinado ponto do tempo, previsões da taxa de juros SELIC, na média, 0.14 p.p maior que na média dos modelos sem restrições nos parâmetros, VAR T.

Alguns pontos relevantes sobre as especificações VAR T, VART* e BVAR T:

(1) especificações⁹¹ que contém o IPCA observado (*backward looking*) em relação a meta do IPCA projetam previsões de taxas de juros SELIC maiores que especificações que contém as expectativas de inflação do IPCA (*forward looking*) a cada ponto do tempo. As especificações dos modelos que contém expectativas do IPCA em relação a meta para o IPCA projetam taxas de juros que, na previsão pontual (ver Figuras 2, 3 e 4), convergem para níveis em torno de 7% a.a, 24 meses à frente, ou seja, caso a previsão se concretizar observaríamos taxas de juros SELIC historicamente mais baixos. Especificações dos modelos VAR, VAR* e BVAR que incorporam o IPCA observado projetam a taxa SELIC em torno de 10% a.a para junho de 2011. Esse resultado de convergência da taxa de juros para 7% a.a., ao incorporar a expectativa de inflação, ou 10% a.a., para especificações que contenham o IPCA observado, também é válido para modelos puros da Regra de Taylor, ou seja, aquelas especificações que incorporam somente na função de juros a diferença da inflação com a meta e o hiato do produto. Nomeadamente, as referidas especificações são o VAR T1, VAR T1*, BVAR T1, VAR T2, VAR T2* e BVAR T2.

(2) especificações que contém a dívida líquida do setor público/PIB, mostram, no geral, uma taxa de juros SELIC maior que as mesmas especificações que não contém a dívida líquida do setor público/PIB. As especificações com a inclusão da dívida líquida do setor público/PIB indicam taxas de juros SELIC, 24 meses a frente, entre 9% a 12% a.a. Para o segundo trimestre de 2010, modelos com IPCA observado e/ou dívida líquida do setor público/PIB apontam juros SELIC entre 11% a 13%. As especificações, VART 10, VAR T10* e BVAR T10*, no extremo, apontam a taxa de juros acima dos 13% a.a. em 2010.

(3) especificações do modelo VAR T, VAR T* e BVAR que apontam para a retomada do ciclo de elevação da taxa de juros no início de 2010 e que não caem muito em 2011, são aquelas nas quais o câmbio nominal e a dívida líquida do setor público em relação ao PIB são incluídas no rol das variáveis endógenas do modelo, ao lado dos juros, inflação

⁹¹ Ver Quadro 2.

observada em relação à meta e o hiato do produto. Nesse contexto, incluem-se as especificações T3, T4, T8, T9 e T10, inseridos nos modelos VAR, VAR* e BVAR.

4.2. RESULTADOS DOS MODELOS PARA CÂMBIO

Nessa seção são apresentadas as previsões da taxa de câmbio dos seguintes modelos:

(i) Paridade do Poder de Compra - *Purchasing Power Parity* (PPP); (ii) Paridade da Taxa de Juros a Descoberto - *Uncovered Interest Rate Parity* (UIP); (iii) Paridade da Taxa de Juros Coberta - *Covered Interest Rate Parity* (CIP); (iv) os modelos monetários pela abordagem do Balanço de Pagamentos, *Monetary Approach to the Balance of Payments* (MABP), especificamente, a Abordagem Monetária pela Conta Corrente, *Current Account Monetarist Approach* (CAMA); a Abordagem Monetária pela Conta Capital, *Capital Account Monetarist Approach* (KAMA) sob Preços Flexíveis, *Flex-Price Monetary Approach* (FLMA), sob Preços Rígidos, *Sticky Price Monetary Approach* (SPMA) e; (v) O Modelo pela Abordagem da Carteira, *Balance Portfolio Approach* (BPA).

Separamos uma subseção para cada modelo descrito. Por fim, a última seção mostra um apanhado geral dos modelos de previsão da taxa de câmbio, comparando a média combinada com as expectativas Top Five do Boletim Focus, os valores observados da taxa de câmbio até janeiro de 2010 e com o resultado do modelo AR(2) com constante.

Todas as variáveis utilizadas para prognosticar a taxa de câmbio, nos diversos modelos, têm periodicidade mensal. Nos modelos de determinação da taxa de câmbio que não inclui expectativas de inflação, utilizamos 121 observações que compreende o período de junho de 1999 a junho de 2009. Nos modelos que incluem expectativas de inflação, utilizamos 92 observações que compreende o período de novembro de 2001 a junho de 2009. Mais uma vez, similar as modelos de previsão da taxa de juros, todo o período está dentro do regime de metas para a inflação com câmbio flexível.

4.2.1. Paridade do Poder de Compra - Purchasing Power Parity (PPP)

No modelo PPP, as variáveis utilizadas na estimativa da taxa de câmbio estão relatadas a seguir e seus gráficos em nível e em taxa de crescimento mensal estão no Anexo 1:

a) Taxa nominal de câmbio em R\$/US\$, compra média de período, série 3697 do BCB-DEPEC; b) IPCA, variação mensal em %, série 433 do IBGE; c) CPI, *Consumer Price Index - All Urban Consumers*⁹², variação mensal em %.

Conforme Sims-Stock-Watson (1990), optou-se em utilizar 4 especificações da Paridade do Poder de Compra, chamados aqui de modelos PPP, conforme Quadro 5.

QUADRO 5 - ESPECIFICAÇÕES DAS VARIÁVEIS PARA OS MODELOS VAR PPP PARA PREVER O CÂMBIO.

ESPECIFICAÇÃO	VARIÁVEIS ENDÓGENAS
PPP1	taxa de retorno do câmbio, IPCA, CPI
PPP2	taxa de câmbio nominal, IPCA, CPI
PPP3	taxa de retorno do câmbio nominal acumulado, IPCA acumulado e CPI acumulado
PPP4	câmbio nominal, IPCA acumulado e CPI acumulado

FONTE: O autor.

Como as previsões da taxa de câmbio são geradas pelas metodologias VAR, VAR* e BVAR, temos 12 especificações que, ao longo do texto, são abreviadas de VAR PPP1 a VAR PPP4, VAR PPP1* a VAR PPP4* e BVAR PPP1 a BVAR PPP4.

Com o objetivo de obter a defasagem ótima do VAR e VAR* montamos as especificações PPP1 a PPP4, conforme o Quadro 5, e incluímos também todas as variáveis exógenas, nomeadamente, intercepto, tendência e onze *dummies* sazonais. Para as especificações PPP1 a PPP4 do BVAR incluímos somente intercepto e tendência, sem *dummies* sazonais. Nesse caso extraímos a sazonalidade de algumas séries que necessitem do artifício antes de montar as especificações para inserir no BVAR. Para os modelos BVAR adotamos a mesma defasagem do VAR e do VAR*.

A defasagem ótima desses modelos foi observada pelos critérios AIC, FPE, H-Q e SC juntamente com a estratégia descrita na metodologia, seção Critérios de Seleção de Ordem do VAR. Os resultados encontram-se no Quadro 6.

⁹² Série obtida no site da *United States Department of Labor/ Bureau of Labor Statistics*. <http://www.bls.gov/CPI/>

QUADRO 6 – RESULTADOS DOS CRITÉRIOS DE SELEÇÃO DA ORDEM DE DEFASAGEM DOS MODELOS PPP

ESPECIFICAÇÃO	DEFASAGEM ÓTIMA	DEFASAGEM ÓTIMA				DETALHES EXÓGENOS
		AIC	FPE	HQ	SC	
PPP1	1	1	1	1	1	constante, tendência, 11 dummies sazonais
PPP2	2	2	2	2	2	constante, tendência, 11 dummies sazonais
PPP3	2	12	12	2	2	constante, tendência, 11 dummies sazonais
PPP4	2	12	12	2	2	constante, tendência, 11 dummies sazonais

FONTE: O autor.

Assim, para a especificação PPP1, aponta-se uma defasagem e para as especificações PPP2, PPP3 e PPP4, duas defasagens. O próximo passo consistiu em estimar os coeficientes das especificações propostas PPP1 a PPP4, conforme Quadro 5, e com as defasagens obtidas, conforme Quadro 6, pelo VAR através do método MQO sem restrições nos coeficientes. Concomitantemente, estimaram-se as especificações pelo modelo VAR com restrições nos coeficientes, VAR PPP*, pelo método EGLS com procedimento Top-Down (TD), esse escolhido pelo critério de Akaike. Por último, estimou-se o BVAR com a mesma defasagem e especificações das variáveis endógenas do modelo VAR, sem restrição nos coeficientes, com intercepto, tendência, distribuição de probabilidade *prior* de Minnesota, matriz de hiper-parâmetros de Litterman com rigidez *tightness* dos hiper-parâmetros de 0.1, peso escalar simétrico de 0.5 e aceleração de decaimento da defasagem de 0.1. Portanto, 12 especificações através dos modelos VAR, VAR* e BVAR, candidatas para previsão da taxa de câmbio, foram estimadas.

A condição de estabilidade dos modelos VAR e VAR* foram observados pelos módulos dos *eigenvalues* da polinomial característica reversa. Esses valores não devem ter raízes dentro do círculo unitário e sobre o círculo unitário complexo. Para os modelos BVAR não foram elaborados testes de estabilidade dos coeficientes e dos resíduos. Por esse motivo especificações que geram resultados instáveis nos resíduos e nos parâmetros do modelo VAR não foram calculados pelo modelo BVAR.

Os resultados do teste de estabilidade pela raiz característica reversa das especificações VAR PPP1 a PPP4 e VAR PPP1* a VAR PPP4* encontram-se no Anexo 2. Das 8 especificações geradas pelo VAR e VAR*, 5 são estáveis porque nenhum valor em módulo dos *eigenvalues* da polinomial característica reversa é menor que a unidade e três especificações são instáveis (PPP3, PPP3* e PPP4*) e, portanto, explosivas.

A estabilidade dos parâmetros em cada ponto do tempo das especificações VAR PPP1 a PPP4 e VAR PPP1* a VAR PPP4* foi observada pelos testes de quebra estrutural de Chow *bp*, *ss* e *fc*. Os resultados dos três testes de Chow⁹³, em todos os modelos VAR PPP e VAR PPP*, a 5% e 10% de significância, apontam instabilidade dos parâmetros em diversos períodos. Em especial observa-se instabilidade em torno dos anos de 2001/02 e 2008/09 pois:

(i) em 2001/2002, a bolha especulativa no mercado de ações, iniciadas na bolsa eletrônica Nasdaq em 2000/2001 e os ataques terroristas aos Estados Unidos em 11 de setembro de 2002 fez a CPI dos Estados cair. No mesmo período, em 2001/2002, observava-se o aumento rápido da inflação brasileira medida pelo IPCA. O IPCA se distanciava consideravelmente da meta para a inflação e também das expectativas do mercado. O IPCA acumulado no período chegou próximo a 17% a.a, contra o IPCA expectativa de 12% e meta para o IPCA de 3,5% a.a em 2002 e 4% a.a em 2003;

(ii) em 2008/2009, parece que a quebra estrutural estatística verificada nos modelos PPP deve-se ao comportamento da CPI americana. O IPCA no Brasil, em 2008/2009, apresentou-se bem comportada e em torno da meta para a inflação. Em agosto de 2008 a CPI americana, acumulada em 12 meses, estava em 5,5% a.a. O estouro da bolha no mercado imobiliário americano causado pelo aumento da inadimplência de prestamistas da casa própria contaminou, de maneira expressiva, as carteiras de crédito e de investimentos de bancos, seguradoras e grandes instituições financeiras. O conseqüente aumento do desemprego e a queda generalizada do consumo e demanda por parte da população americana derrubou a inflação. A inflação, mediada pelo CPI, apresentava em agosto de 2008, 5,5% a.a. de acúmulo em doze meses. Nos três meses subseqüentes, a CPI mostrava deflação acumulada de -0,5% a.a. Em junho de 2009, quase 10 meses após a falência do Lehman Brothers e o anúncio dos pacotes de estímulos monetários e fiscais do governo americano para tirar os Estados Unidos da maior recessão desde a Grande Depressão (1929), a economia não dava sinais de recuperação. O desemprego apresentava-se muito elevado e o PIB apresentava taxa de

⁹³ Como os testes de Chow nas diversas especificações do VAR apontam uma padronização da quebra estrutural, no Anexo 8, mostram-se apenas os resultados dos testes de Chow para o VAR PPP1 e VAR PPP1*.

crescimento acumulado fortemente negativo. A queda vertiginosa do PIB e o aumento do desemprego foram fatores que levaram a CPI, em junho de 2009, a apresentar deflação ainda maior, de -2,1% a.a, acumulada em 12 meses.

O resultado do teste de Chow *bp* aponta estabilidade dos parâmetros perto do fim da amostra, fim de 2008 e começo de 2009, nos modelos VAR PPP e VAR PPP*. O resultado do teste de Chow *ss* mostra que a matriz de covariâncias dos resíduos, $\hat{\Sigma}_u$, no geral, é constante, exceção aos anos de 2001 e 2007. Isso melhora significativamente o intervalo de confiança dos modelos⁹⁴ quando não há quebra estrutural perto do fim da amostra. O resultado do teste de Chow *fc* nos modelos VAR e VAR* rejeitam a hipótese nula de que todos os coeficientes, inclusive a matriz de covariância residual, $\hat{\Sigma}_u$, podem variar no mesmo período, exceção aos anos de 2008/2009. Aqui, apesar da estabilidade dos modelos PPP1 e PPP2, observada no Anexo 2, uma quebra estrutural perto do fim da amostra, como observada no teste de Chow *fc* aumenta as chances de uma previsão incorreta dos modelos nos períodos à frente, mais próximos do fim da amostra.

Com o objetivo de verificar a estabilidade dos resíduos aplicamos o teste de CUSUM e CUSUM-SQ⁹⁵ nas equações de cada uma das especificações VAR PPP1 a VAR PPP4 e VAR PPP1* a VAR PPP4*. Em especial, estamos interessados na estabilidade dos resíduos na equação da taxa de câmbio contida no VAR e VAR*. Os resultados a 1% de significância, tanto no teste de CUSUM, quanto no teste CUSUM-SQ, não rejeitam a hipótese nula de estabilidade dos resíduos na equação da taxa de câmbio nas especificações PPP1, PPP2, PPP4, PPP1* e PPP2*. Nas demais especificações, PPP3, PPP3* e PPP4*, os testes de CUSUM e CUSUM-SQ rejeitam a hipótese nula de estabilidade dos resíduos na equação do câmbio.

Após o procedimento da análise da estabilidade dos parâmetros, observamos os resultados da análise residual. O Anexo 3 mostra as defasagens em que as auto-correlações e auto-correlações parciais estão fora da área limitada por $\pm 2/T^{1/2}$, significando, portanto, a

⁹⁴ Como temos muitas especificações optamos por apresentar e comparar apenas a previsão pontual dos modelos. Sabemos que a previsão intervalar é muito ampla nos modelos VAR e VAR*.

⁹⁵ Como os testes de CUSUM e do CUSUM-SQ nas diversas especificações do VAR apontam estabilidade dos resíduos, no Anexo 9, mostram-se apenas os resultados dos testes para o VAR PPP1 e VAR PPP1*.

rejeição da hipótese nula de não haver auto-correlação. Nesse sentido, todos os modelos VAR PPP e VAR PPP* estimados têm auto-correlação nos resíduos. Os testes de Portmanteau, Q_h , Breusch-Godfrey, LM_h , e Edgerton-Shukur⁹⁶, LMF_h , a 1 % de significância, não rejeitam a hipótese nula de não haver auto-correlação residual nos modelos VAR PPP1 e VAR PPP2.

Quanto aos modelos VAR PPP* aplicaram-se somente os testes de Portmanteau e Breusch-Godfrey. Os dois testes não rejeitam a hipótese nula de não haver auto-correlação residual nos modelos VAR PPP1* e VAR PPP2*. O Quadro 7 resume os resultados de todos os testes de auto-correlação nos resíduos, das 8 especificações VAR PPP e VAR PPP*.

QUADRO 7 – RESUMO DOS RESULTADOS DOS TESTES DE AUTO-CORRELAÇÃO RESIDUAL PORTMANTEAU, PORTMANTEAU AJUSTADO, BREUSCH-GODFREY E EDGERTON-SHUKUR MODELOS VAR PPP

MODELOS	Portmanteau	Portmanteau ajustado	Breusch-Godfrey	Edgerton-Shukur
VAR PPP1 e VAR PPP2	Não Rejeita-se H_0	Não Rejeita-se H_0	Não Rejeita-se H_0	Não Rejeita-se H_0
VAR PPP3 e VAR PPP4	Rejeita-se H_0	Rejeita-se H_0	Rejeita-se H_0	Rejeita-se H_0
VAR PPP1* e VAR PPP2*	Não Rejeita-se H_0	Não Rejeita-se H_0	Não Rejeita-se H_0	NA
VAR PPP3* e VAR PPP4*	Rejeita-se H_0	Rejeita-se H_0	Rejeita-se H_0	NA

FONTE: O autor.

NOTA: NA= Não aplicado

O próximo passo consistiu em comparar a distribuição dos resíduos padronizados dos modelos VAR PPP e VAR PPP* com a distribuição normal, gerados pela função ponderadora Kernel Gaussiana⁹⁷ e realizar o teste de normalidade multivariada de Jarque-Bera, Lütkepohl (1993) e Doornik-Hansen (1994)⁹⁸.

A visualização da Kernel Gaussiana permite inferir que existe, no geral, evidências de desvios sistemáticos, no geral pequenos, de assimetria e curtose dos resíduos em relação a curva normal padronizada em diversos modelos VAR PPP e VAR PPP*. No entanto, a Kernel Gaussiana permite assumir a hipótese da normalidade dos resíduos em todos os modelos VAR PPP e VAR PPP*, pela teoria assintótica sobre a média das distribuições de probabilidade.

Os testes de Jarque-Bera, Lütkepohl e Doornik-Hansen comprovam esses desvios sistemáticos de assimetria e curtose observadas pela visualização da Kernel Gaussiana, ou seja, rejeitam a hipótese nula de normalidade multivariada dos resíduos dos modelos VAR PPP e

⁹⁶ Ver resultados dos testes de Portmanteau, Q_h , no Anexo 5 e dos testes de Breusch-Godfrey, LM_h , e Edgerton-Shukur, LMF_h , no Anexo 6.

⁹⁷ Ver os resultados no Anexo 6.

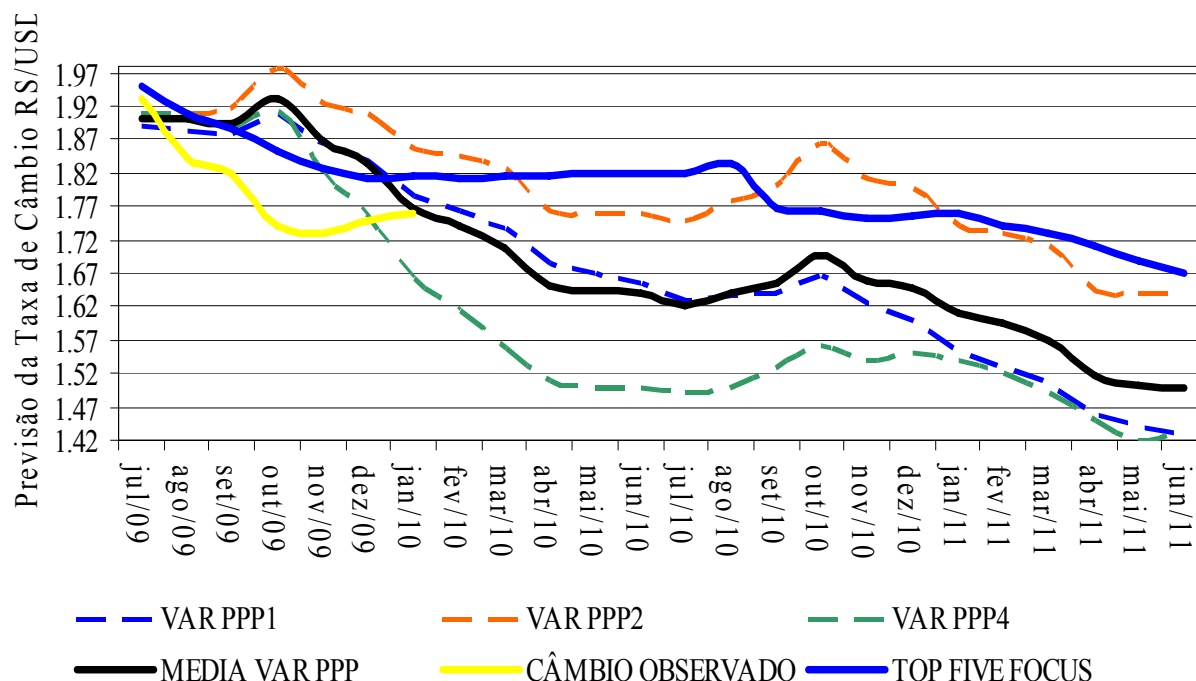
⁹⁸ Os resultados dos testes de normalidade multivariada de Jarque-Bera, Lütkepohl (1993) e Doornik-Hansen (1994) nas especificações dos modelos VAR PPP e VAR PPP* estão no Anexo 7.

VAR PPP*, exceção ao modelo PPP1 e PPP1*, onde o teste Jarque-Bera não rejeita a hipótese nula de normalidade dos resíduos na equação da taxa de câmbio. Mas como dito, assume-se, pela teoria assintótica sobre a média das distribuições de probabilidade a hipótese de que os resíduos são normais.

Após os testes efetuados, apresenta-se respectivamente, nas Figuras 6 e 7, a previsão pontual da taxa de câmbio, 24 meses a frente, dos modelos VAR PPP e VAR PPP*. Na Figura 8 apresentam-se os resultados da previsão pontual dos modelos BVAR e na Figura 9 os resultados da média dos modelos e da média das médias. Em todas as Figuras também inserimos os resultados do câmbio observado até janeiro de 2009 e a previsão das Instituições *Top Five* do Boletim Focus do BCB. Adicionalmente, para efeitos de comparação, na Figura 9, inserimos também os resultados da previsão do modelo AR(2) com constante.

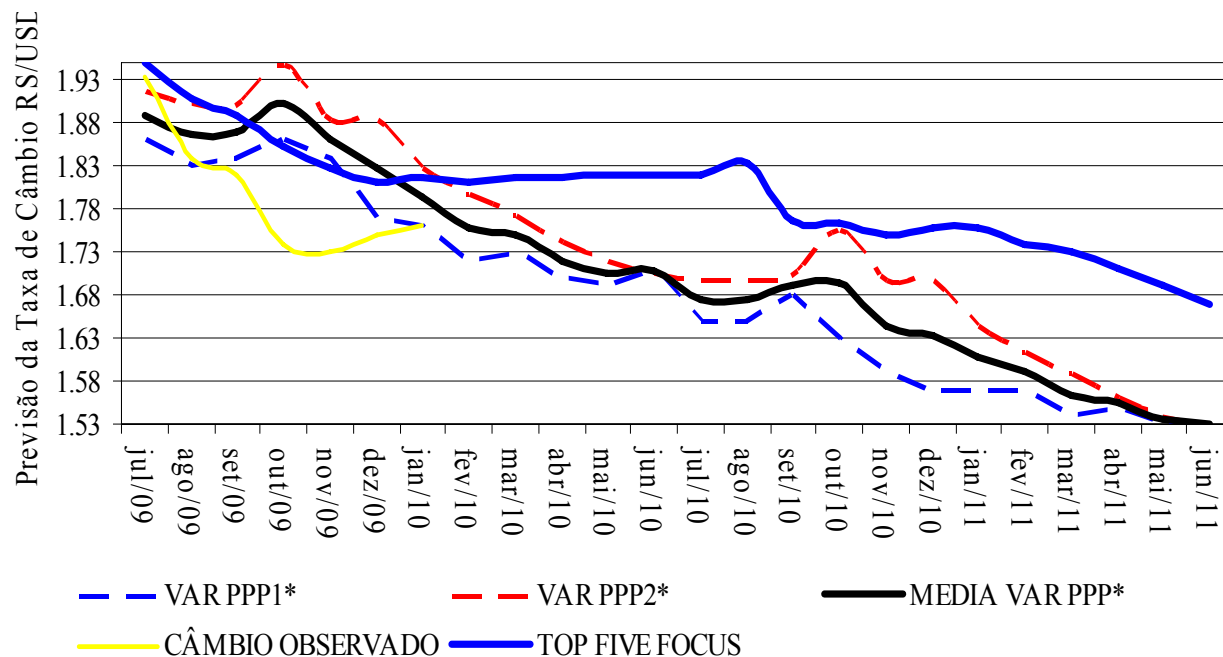
Em primeiro lugar caber notar, nas Figuras 6 a 8, que as previsões pontuais para a taxa de câmbio, nos próximos 24 meses, em todas as especificações PPP estáveis inseridas nos modelos VAR, VAR* e BVAR, assim como a previsão pontual das Instituições Top Five do Boletim Focus e um modelo AR(2) com constante exibem tendência de continuidade de apreciação do real perante o dólar.

FIGURA 6 – PREVISÃO DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES – MODELOS VAR PPP



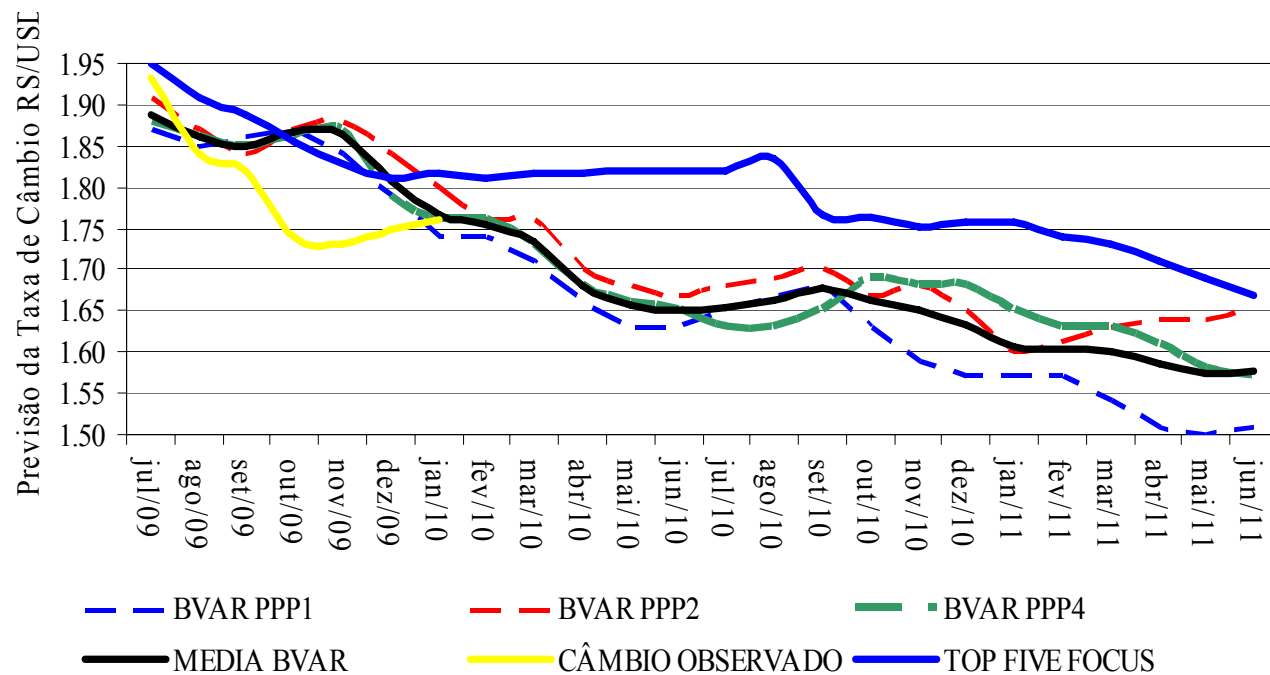
FONTE: O autor.

FIGURA 7 – PREVISÃO DA TAXA DE CâMBIO PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES – MODELOS VAR PPP*



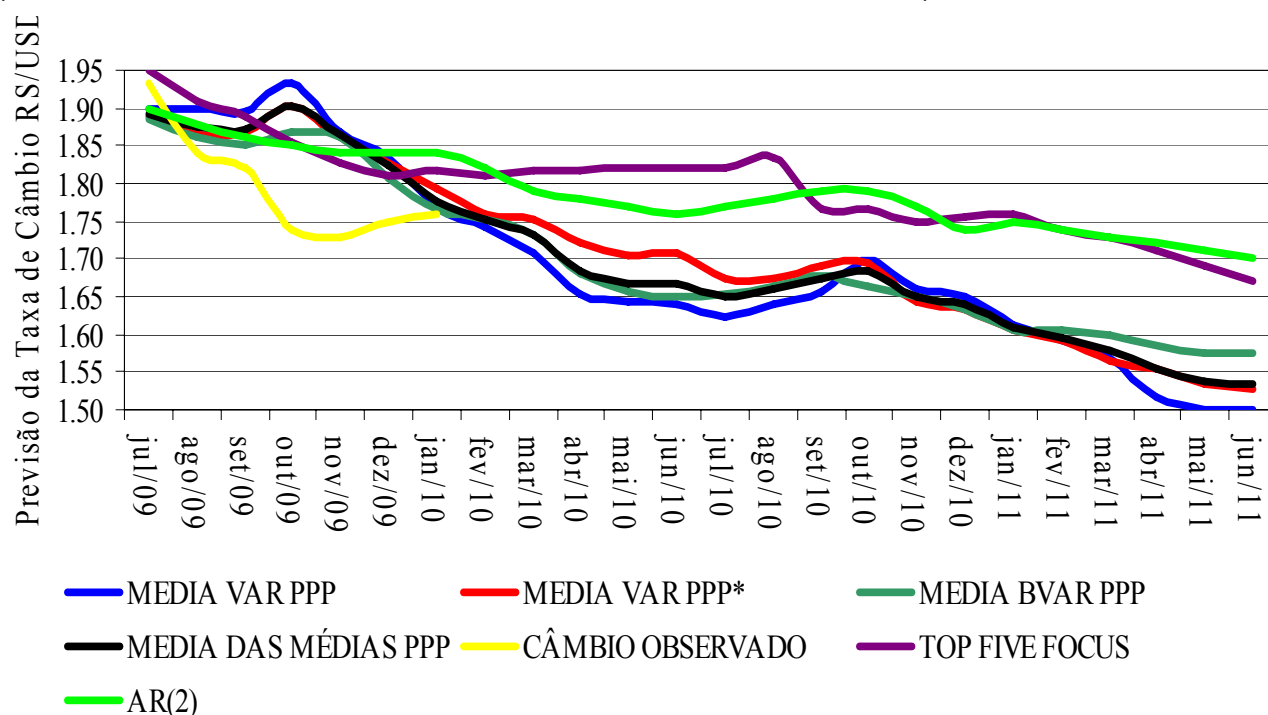
FONTE: O autor.

FIGURA 8 – PREVISÃO DA TAXA DE CâMBIO PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES – MODELOS BVAR PPP



FONTE: O autor.

FIGURA 9—PREVISÃO DA TAXA DE CÂMBIO DOS MODELOS VAR T, VAR T* E BVAR T COMPARADOS A MODELOS AR, DADOS OBSERVADOS DA TAXA DE CÂMBIO E TOP FIVE DO BOLETIM FOCUS, 24 MESES A FRENTE.



FONTE: O autor.

Pelos modelos VAR PPP, VAR PPP* e BVAR PPP dois picos de leves depreciações do real ao longo da tendência de previsão de apreciação são observados: o primeiro, de 3 a 5 meses à frente (outubro e novembro de 2009) e o segundo, de 12 a 17 meses à frente (de junho a outubro e 2010). O modelo AR(2) indica, da mesma forma que as especificações dos modelos VAR PPP, VAR PPP* e BVAR PPP, um pico leve de depreciação do real de 12 a 17 meses a frente; mas não indica, no curto prazo, o primeiro pico de depreciação, de 3 a 5 meses a frente.

O modelo AR(2) tem previsão da taxa de câmbio muito similar a previsão das Instituições *Top Five* do Boletim Focus. Ambas exibem uma tendência de apreciação do real ao longo do tempo bem mais suave que as especificações VAR PPP, VAR PPP* e BVAR PPP, principalmente após 6 períodos a frente de previsão.

No curto prazo, num horizonte de 2 meses à frente, as previsões pontuais da taxa de câmbio pelos diversos modelos, inclusive as Instituições *Top Five* do Boletim Focus, foram hábeis para acertar, pontualmente, a taxa de câmbio. Dessa observação levanta-se a hipótese que qualquer especificação escolhida pelo macroeconometrista advinda da PPP, o resultado numérico, no geral, irá mostrar uma tendência correta no curto prazo sobre a variável

prognosticada, no caso a taxa de câmbio. A amplitude da variação da previsão da taxa de câmbio é que vai variar de uma especificação em relação à outra ou de um método em relação a outro (VAR, VAR*, BVAR e AR).

Dentro dos primeiros 7 meses a frente, a média das médias VAR PPP, a média das especificações VAR PPP, VAR PPP*, BVAR PPP, AR(2) e as previsões das Instituições *Top Five* do Boletim Focus foram hábeis em acertar, com suas previsões, a tendência da taxa de câmbio mas, numericamente, quando comparamos com a taxa de câmbio observada, a previsão pontual foi bem diferente nos meses de outubro e novembro de 2009. Nesses meses, 4 e 5 meses a frente da previsão, a taxa de câmbio observada média do período caiu aproximadamente 5,4%, de R\$/US\$ 1,83 para R\$1,73. Nesse mesmo período as previsões numéricas das médias dos modelos VAR's, AR e *Top Five* do Boletim Focus apontavam a taxa de câmbio pontual entre R\$/US\$1,85 a R\$1,93⁹⁹.

Apesar da estabilidade dos modelos e uma pequena variação das variáveis inseridas nas especificações nota-se algumas diferenças importantes no valor da previsão numérica. No modelo VAR PPP e PPP*, Figura 6 e 7, a especificação VAR PPP1 segue de perto a tendência da previsão média dos modelos VAR PPP e VAR PPP*. Nota-se também, ao longo do tempo, uma boa diferença no valor pontual da previsão entre a especificação VAR PPP2 e VAR PPP4. Após 3 meses à frente, a especificação VAR PPP4, que utiliza o IPCA e CPI acumulados, apontam uma previsão de apreciação do real bem maior que a especificação VAR PPP2, que utiliza o IPCA e CPI. Sete meses à frente, a previsão da especificação VAR PPP4 chegou mais próximo do valor observado da taxa de câmbio, enquanto o modelo VAR PPP4, no geral, ao longo do tempo, está mais próximo da previsão das Instituições *Top Five* do Boletim Focus. A especificação VAR PPP2, VAR PPP2* e BVAR PPP2 segue uma tendência similar a média das especificações VAR PPP, VAR PPP* e BVAR PPP. A previsão da especificação VAR PPP1*, sete meses à frente, foi a que mais se aproximou numericamente da taxa de câmbio observada, entre todas as especificações VAR, VAR* e BVAR (Figuras 6 a 8).

⁹⁹ É claro que se utilizássemos o intervalo de confiança dos modelos, nos primeiros 7 períodos a frente, todos as especificações PPP acertariam a taxa de câmbio, assim como o modelo AR e as Instituições *Top Five* do Boletim Focus.

No modelo BVAR (Figura 8), ao longo do tempo, as previsões das especificações PPP são menos dispersos em relação à média BVAR PPP. Inclusive, as especificações BVAR PPP1, BVAR PPP2 e BVAR PPP4 apresentam resultados numéricos da previsão da taxa de câmbio muito similares, diferentes, por exemplo, das especificações VAR PPP1, VAR PPP2 e VAR PPP4, que apresentam previsões pontuais mais dispersas, após 3 meses a frente.

Como a média é o melhor estimador linear não viesado e consistente parte-se da hipótese que a previsão combinada média das especificações deve ser levada em consideração. Na Figura 9, seja o cálculo da previsão elaborada pelo método VAR, VAR* ou BVAR, a previsão combinada média das especificações dos modelos, chamados de média VAR PPP, média VAR PPP* e média BVAR PPP, apontam resultados pontuais de previsão e tendência de apreciação do real muito similares ao longo do tempo. A média das médias das especificações dos modelos VAR, VAR* e BVAR apontam valores da taxa de câmbio de R\$/US\$ 1,77 em dezembro de 2009, muito próximo ao valor observado da taxa de câmbio média do período (que foi de R\$1,75), R\$/US\$ 1,65 em dezembro de 2010 e de R\$/US\$ 1,54 em junho de 2011. Os valores de previsão pontuais da média das médias PPP, após 6 meses à frente, são menores, do que os valores calculados pelo modelo AR(2) e pela média das Instituições *Top Five* do Boletim Focus.

Da mesma maneira que no cálculo da previsão da taxa de juros, permite-se, pela observação numérica da previsão pontual levantar a hipótese que somente uma especificação escolhida pelo macroeconometrista pode mostrar, no médio e longo prazo, um resultado muito pobre para prever a taxa de câmbio. Várias especificações fortalecem o poder de obter uma tendência de previsão do valor da taxa de câmbio mais robusta.

Por fim a tendência de apreciação do real, indicadas pelas especificações PPP, Figura 9, parecem ser fruto da maior amplitude da taxa de variação da CPI em relação à variação do IPCA perto do fim da amostra (ver Anexo 1).

4.2.2. Paridade da Taxa de Juros a Descoberto - *Uncovered Interest Rate Parity* (UIP) e Coberto *Covered Interest Rate Parity* (CIP)

Nos modelos UIP e CIP, as variáveis utilizadas na estimativa da previsão da taxa de câmbio estão relatadas a seguir e seus gráficos em nível e em taxa de crescimento mensal estão no Anexo 1: a) Taxa nominal de câmbio nominal em R\$/US\$, compra média de período, série 3697 do BCB-DEPEC; b) Taxa de juros SELIC acumulada no mês anualizada, série 4189 do BCB-DEMAB, em % a.a; c) Taxa de Juros *Fed Funds Effective Rate*¹⁰⁰, d) Índice de Títulos da Dívida de Mercados Emergentes (EMBI), *Emerging Markets Bond Index*, do JP Morgan.

Conforme Sims-Stock-Watson (1990), optou-se em utilizar 8 especificações do modelo Paridade da Taxa de Juros a Descoberto, chamados aqui de UIP, e 8 especificações do Modelo da Paridade da Taxa de juros Coberto, chamados de CIP, conforme Quadro 8.

Como as previsões da taxa de câmbio são geradas pela metodologia VAR, VAR * e BVAR temos 24 especificações da UIP que, ao longo do texto, são abreviados de VAR UIP1 a VAR UIP8, VAR UIP1* a VAR UIP8* e BVAR UIP1 a BVAR UIP 8. Do mesmo modo temos 24 especificações CIP que são abreviados de VAR CIP1 a VAR CIP8, VAR CIP1* a VAR CIP8* e BVAR CIP1 a BVAR CIP8.

QUADRO 8 - ESPECIFICAÇÕES DAS VARIÁVEIS DOS MODELOS UIP E CIP PARA PREVER A TAXA DE CÂMBIO.

ESPECIFICAÇÃO	VARIÁVEIS ENDÓGENAS
UIP1	taxa de retorno do câmbio, SELIC, Fed Funds
UIP2	câmbio, SELIC e Fed Funds
UIP3	taxas de crescimento do câmbio, da SELIC e do Fed Funds
UIP4	câmbio, taxas de crescimento mensal da SELIC e Fed Funds
UIP5	câmbio, diferença entre a taxa SELIC e FED Funds
UIP6	Câmbio, diferença da taxa de crescimento da SELIC e Fed Funds
UIP7	retorno do câmbio, diferença entre a taxa SELIC e FED Funds
UIP8	retorno do câmbio, diferença da taxa de crescimento da SELIC e Fed Funds
CIP1	câmbio, níveis de juros SELIC, Fed Funds e Embi
CIP2	câmbio, níveis de juros SELIC e Fed Funds e taxa de crescimento do Embi
CIP3	câmbio, taxas de crescimento mensal da SELIC e Fed Funds, Embi
CIP4	câmbio, taxas de crescimento mensal da SELIC, Fed Funds e Embi
CIP5	câmbio, diferença entre a taxa SELIC e FED Funds, Embi
CIP6	câmbio, diferença entre a taxa SELIC e FED Funds, taxa de crescimento do Embi
CIP7	câmbio, diferença da taxa de crescimento da SELIC e Fed Funds, Embi
CIP8	câmbio, diferença da taxa de crescimento da SELIC e Fed Funds, taxa de crescimento do Embi

FONTE: O autor.

¹⁰⁰ Série obtida no site do *Board of Governors of the Federal Reserve System*. <http://www.federalreserve.gov/datadownload/>

Com o objetivo de obter a defasagem ótima do VAR e VAR* montamos as especificações VAR UIP1 a UIP8, VAR UIP1* a UIP8*, VAR CIP1 a CIP8 e VAR CIP1* a CIP8*, conforme o Quadro 8, e incluímos também todas as variáveis exógenas, nomeadamente, intercepto, tendência e onze *dummies* sazonais. Para as especificações CIP e UIP pelo BVAR incluímos intercepto e tendência, mas sem *dummies* sazonais. Nesse caso extraímos a sazonalidade de algumas séries antes de montar as especificações para inserir no BVAR. Para os modelos BVAR adotamos a mesma defasagem do VAR e do VAR*.

A defasagem ótima desses modelos foram construídos utilizando os Critérios de Informação de AIC, FPE, H-Q e SC juntamente com a estratégia descrita na metodologia, seção Critérios de Seleção de Ordem do VAR. Os resultados encontram-se no Quadro 9.

Nas diversas especificações, utilizamos uma ou duas defasagens.

O próximo passo consistiu em estimar os coeficientes das especificações propostas UIP1 a UIP8 e CIP1 a CIP8, conforme Quadro 8, e com as defasagens obtidas, conforme Quadro 9, pelo VAR através do método MQO sem restrições nos coeficientes. Concomitantemente, estimou-se as especificações pelo modelo VAR*, com restrições nos coeficientes, pelo método EGLS com procedimento Top-Down (TD), esse escolhido pelo critério de Akaike.

QUADRO 9 – RESULTADOS DOS CRITÉRIOS DE SELEÇÃO DA ORDEM DE DEFASAGEM DOS MODELOS UIP E CIP

MODELO	DEFASAGEM UTILIZADA	DEFASAGEM ÓTIMA				DETALHES EXÓGENOS
		AIC	FPE	HQ	SC	
UIP1	2	2	2	2	2	constante, tendência, 11 dummies sazonais
UIP2	2	2	2	2	2	constante, tendência, 11 dummies sazonais
UIP3	1	11	7	1	1	constante, tendência, 11 dummies sazonais
UIP4	1	12	8	2	1	constante, tendência, 11 dummies sazonais
UIP5	2	12	12	2	2	constante, tendência, 11 dummies sazonais
UIP6	1	2	2	1	1	constante, tendência, 11 dummies sazonais
UIP7	2	2	2	2	2	constante, tendência, 11 dummies sazonais
UIP8	1	2	2	1	1	constante, tendência, 11 dummies sazonais
CIP1	2	10	2	2	2	constante, tendência,, 11 dummies sazonais
CIP2	2	2	2	2	2	constante, tendência,, 11 dummies sazonais
CIP3	2	10	9	2	2	constante, tendência, 11 dummies sazonais
CIP4	1	10	10	1	1	constante, tendência, 11 dummies sazonais
CIP5	2	9	2	2	2	constante, tendência, 11 dummies sazonais
CIP6	2	2	2	2	2	constante, tendência, 11 dummies sazonais
CIP7	2	10	2	2	2	constante, tendência, 11 dummies sazonais
CIP8	2	2	2	2	1	constante, tendência, 11 dummies sazonais

FONTE: O autor.

Por último, estimou-se o BVAR com a mesma defasagem e especificações de variáveis endógenas do modelo VAR, com intercepto, tendência, distribuição de probabilidade *prior* de Minnesota, matriz de hiper-parâmetros de Litterman com rigidez, *tightness*, dos hiper-parâmetros de 0.1, peso escalar simétrico de 0.5 e aceleração de decaimento da defasagem de 0.1. Portanto, 48 especificações através dos modelos VAR, VAR* e BVAR, candidatas para previsão da taxa de câmbio, foram estimadas.

A condição de estabilidade dos modelos VAR e VAR* foram observados pelo módulo dos *eigenvalues* da polinomial característica reversa. Esses valores não devem ter raízes dentro e nem sobre o círculo unitário complexo. Para os modelos BVAR não foram elaborados testes de estabilidade dos coeficientes e dos resíduos. Por esse motivo especificações que geram resultados instáveis nos resíduos e nos parâmetros do modelo VAR não foram calculados pelo modelo BVAR.

Os resultados do teste de estabilidade pela raiz característica reversa das especificações VAR UIP1 a UIP8, VAR UIP1* a VAR UIP8*, VAR CIP1 a CIP8, VAR CIP1* a VAR CIP8*, encontram-se no Anexo 2. Das 32 especificações geradas pelo VAR e VAR*, 26 são estáveis porque nenhum valor em módulo dos *eigenvalues* da polinomial característica reversa é menor que a unidade e 6 especificações são instáveis (UIP1, UIP2, UIP5*, CIP1, CIP2 e CIP2*) e, portanto, explosivas.

A estabilidade dos parâmetros em cada ponto do tempo das especificações VAR UIP1 a UIP8, VAR UIP1* a VAR UIP8*, VAR CIP1 a CIP8, VAR CIP1* a VAR CIP8* foram observados pelos testes de quebra estrutural de Chow *bp*, *ss* e *fc*. Os resultados dos três testes de Chow¹⁰¹ em todos os modelos VAR UIP, VAR UIP*, VAR CIP e VAR CIP* a 5% e 10% de significância, apontam instabilidade dos parâmetros em praticamente todos os períodos. O resultado do teste de Chow *bp* aponta instabilidade dos parâmetros perto do fim da amostra 2008/2009 nos modelos VAR UIP, VAR UIP*, VAR CIP e VAR CIP*. Isso aumenta as chances de uma previsão incorreta dos modelos nos períodos à frente mais próximos do fim

¹⁰¹ Como os testes de Chow nas diversas especificações do VAR apontam uma padronização da quebra estrutural, no Anexo 8, mostram apenas os resultados dos testes de Chow para o VAR UIP1, UIP1*, CIP1 e CIP1*.

da amostra. O resultado do teste de Chow *ss* mostra que a matriz de covariâncias dos resíduos, $\hat{\Sigma}_u$, não é constante. Isso afeta significativamente o intervalo de confiança dos modelos. O resultado do teste de Chow *fc* nos modelos VAR e VAR* rejeitam a hipótese nula de que todos os coeficientes, inclusive a matriz de covariância residual, $\hat{\Sigma}_u$, podem variar no mesmo período.

Para mostrar as possíveis causas das quebras, dividimos o tempo em 3 períodos: entre 2000 a 2002; entre 2003 a 2006 e entre 2007 a 2009.

O primeiro período, entre 2000 a 2002, parece que a quebra pode ser explicada por fenômenos que ocorreram simultaneamente na economia americana e brasileira. Na economia americana, observam-se no período de quebra estatística, três ocorrências: a bolha especulativa no mercado de ações, iniciadas na bolsa eletrônica Nasdaq em 2000/2001; a queda forte e rápida da taxa de juros americana *Fed Funds Effective Rate* (de 5% a 6,25% a.a para 1% a.a) e os ataques terroristas em 11 de setembro de 2001. No Brasil, no mesmo período, observa-se em poucos meses o aumento rápido da taxa de juros SELIC, de 18% a.a para 26,5% a.a, com o objetivo de conter a inflação, medida pelo IPCA. O IPCA, na ocasião, estava bem acima da meta e das expectativas de mercado. Ao mesmo tempo ocorria o período de eleição e mais tarde de transição dos presidentes Fernando Henrique Cardoso e Lula. Paralelo ao fenômeno inflacionário e de eleições, observa-se no mesmo período, um aumento rápido da dívida líquida do setor público/PIB. O perfil da dívida brasileira estava, em grande parte, indexada as taxas de juros, câmbio e inflação. As três variáveis aumentaram em 2002. O real se depreciou perante o dólar, a inflação e os juros subiram. Esses fenômenos fizeram o EMBI aumentar rapidamente, no fim de 2002.

O segundo período de quebra estrutural parece ser ditado pela conduta, mais uma vez, da taxa de juros *Fed Funds Effective Rate* e a política monetária americana. Após 2003 até 2007, houve um rápido aumento da taxa de juros americana, o oposto do que ocorreu em 2000/2001. No Brasil de 2003 a 2006, observa-se queda da taxa de juros SELIC, exceção aos períodos de 2004 e 2005. O rápido aumento das taxas de juros americanos e a queda da taxa de juros SELIC no período, contribuíram para o forte impacto na taxa de câmbio e a apreciação do

real perante o dólar.

O terceiro período refere-se à instabilidade dos parâmetros perto do fim da amostra, após 2007 até 2009. Temos a quebra estrutural explicada, sem dúvidas, a partir da bolha imobiliária no mercado americano. O aumento da inadimplência do mercado imobiliário americano contaminou, de maneira expressiva, as carteiras de crédito e de investimentos de bancos, seguradoras e grandes instituições financeiras em todas as partes do mundo. Instalou-se o cenário de crise de confiança interbancária e de liquidez. Bancos e seguradoras quebraram e ou tiveram o governo como principais acionistas e/ou emprestadores de última instância. As bolsas de valores tiveram perdas expressivas. As economias mundiais dos países desenvolvidos e em desenvolvimento sofreram com o rápido aumento de desemprego e contração do PIB. Pacotes de estímulos fiscais e monetários expansionistas foram implementados pelos governos centrais com objetivo de restaurar a liquidez e a confiança nas economias. Nos Estados Unidos, como a inflação, o PIB e o nível de crédito caíram drasticamente e o desemprego subiu rapidamente, a taxa de juros caiu a níveis próximos a zero. No mundo desenvolvido e em desenvolvimento, basicamente, ações coordenadas de política monetária expansionista com a queda expressiva das taxas de juros e recompra de títulos dos governos centrais para injetar mais dinheiro nas economias, no curto prazo, foram observadas.

Com o objetivo de verificar a estabilidade dos resíduos aplicamos o teste de CUSUM e CUSUM-SQ¹⁰² nas equações de cada uma das especificações VAR UIP, VAR UIP*, VAR CIP e VAR CIP*. Em especial, estamos interessados na estabilidade dos resíduos na equação da taxa de câmbio contida no VAR e VAR*. Os resultados a 1% de significância, tanto no teste de CUSUM, quanto no teste CUSUM-SQ, rejeitam a hipótese nula de estabilidade dos resíduos na equação da taxa de câmbio das especificações VAR UIP1, VAR UIP2, VAR UIP5*, VAR CIP1, VAR CIP2 e VAR CIP2*. Nas demais especificações, os testes de CUSUM e CUSUM-SQ não rejeitam a hipótese nula de estabilidade dos resíduos na equação da taxa de câmbio.

Após o procedimento da análise da estabilidade dos parâmetros, observamos os

¹⁰² Como os testes de CUSUM e do CUSUM-SQ na maioria das diversas especificações do VAR apontam estabilidade dos resíduos, no Anexo 9, mostra-se apenas os resultados dos testes para o VAR UIP1, UIP1*, CIP1 e CIP1*.

resultados da análise residual. O Anexo 3 mostra as defasagens em que as auto-correlações e auto-correlações parciais estão fora da área limitada por $\pm 2/T^{1/2}$, significando, portanto, a rejeição da hipótese nula de não haver auto-correlação. Nesse sentido, todos os modelos VAR UIP, UIP*, CIP e CIP* estimados têm auto-correlação nos resíduos.

Os testes de Portmanteau, Q_h , Breusch-Godfrey, LM_h , e Edgerton-Shukur¹⁰³, LMF_h , a 1% de significância, rejeitam a hipótese nula de não haver auto-correlação residual na especificação VAR UIP4 e todas as especificações VAR CIP. Quanto aos modelos VAR UIP* e CIP*, com restrição nos parâmetros, aplicou-se somente os testes de Portmanteau e Breusch-Godfrey. A 1% de significância o teste de Portmanteau rejeita a hipótese nula de não haver auto-correlação residual nos modelos VAR UIP4*, CIP4* e CIP8*; e o teste de Breusch-Godfrey, rejeita a hipótese nula nos modelos VAR UIP3*, UIP4*, CIP3*, CIP4*, CIP5* e CIP8*.

Quanto ao teste Edgerton-Shukur, LMF_h , somente aplicado nos modelos sem restrição nos coeficientes, VAR UIP e CIP, a 1% de significância, rejeita a hipótese nula de não haver auto-correlação residual em todos os modelos VAR CIP e nos modelos VAR UIP3, 4, 5 e 6. O Quadro 10 resume os resultados de todos os testes de auto-correlação nos resíduos das 32 especificações VAR UIP e CIP.

QUADRO 10 – RESUMO DOS RESULTADOS DOS TESTES DE AUTO-CORRELAÇÃO RESIDUAL PORTMANTEAU, PORTMANTEAU AJUSTADO, BREUSCH-GODFREY E EDGERTON-SHUKUR MODELOS VAR CIP E UIP

MODELOS	Portmanteau	Portmanteau ajustado	Breusch-Godfrey	Edgerton-Shukur
VAR UIP1 a VAR UIP8	Rejeita-se H_0 no 4	Rejeita-se H_0 no 4	Rejeita-se H_0 no 3,4,5 e 6	Rejeita-se H_0 no 3,4,5 e 6
VAR CIP1 a VAR CIP8	Rejeita-se H_0	Rejeita-se H_0	Rejeita-se H_0	Rejeita-se H_0
VAR UIP1* e VAR UIP8*	Rejeita-se H_0 no 4	Rejeita-se H_0 no 4	Rejeita-se H_0 no 3 e 4	NA
VAR CIP1* e VAR CIP8*	Rejeita-se H_0 no 4 e 8	Rejeita-se H_0 no 4 e 8	Rejeita-se H_0 no 3,4,5 e 8	NA

FONTE: O autor.

NOTA: NA= Não aplicado

O próximo passo consistiu em comparar a distribuição dos resíduos padronizados de todas as 32 especificações VAR UIP, UIP*, CIP e CIP* com a distribuição normal, gerados pela função ponderadora Kernel Gaussiana¹⁰⁴ e realizar o teste de normalidade multivariada de

¹⁰³ Ver resultados dos testes de Portmanteau, Q_h , no Anexo 5 e dos testes de Breusch-Godfrey, LM_h , e Edgerton-Shukur, LMF_h , no Anexo 6.

¹⁰⁴ Ver os resultados no Anexo 6.

Jarque-Bera, Lütkepohl (1993) e Doornik-Hansen (1994)¹⁰⁵.

A visualização da Kernel Gaussiana permite inferir que existe evidências de desvios sistemáticos, no geral pequenos, de assimetria e curtose dos resíduos em relação a curva normal padronizada em diversas especificações VAR UIP, UIP*, CIP e CIP*. No entanto, a Kernel Gaussiana permite assumir a hipótese da normalidade dos resíduos em todas as especificações VAR UIP, UIP*, CIP e CIP* pela teoria assintótica sobre a média das distribuições de probabilidades.

Os testes de Jarque-Bera, Lütkepohl e Doornik-Hansen comprovam os desvios sistemáticos de assimetria e curtose observadas pela visualização da Kernel Gaussiana, ou seja, rejeitam a hipótese nula de normalidade multivariada dos resíduos na maioria das especificações VAR UIP, UIP*, CIP e CIP*. As exceções estão nas especificações VAR UIP3, UIP5, UIP3*, UIP5*, UIP7* e UIP8*. Nessas especificações o teste Doornik-Hansen não rejeita a hipótese nula de normalidade multivariada dos resíduos. E ainda, o Teste Jarque-Bera não rejeita a hipótese nula na equação da taxa de câmbio das especificações VAR UIP3, UIP7 e UIP8. Mas como dito, assume-se, pela teoria assintótica sobre a média das distribuições de probabilidades a hipótese de que os resíduos são normais em todas as especificações.

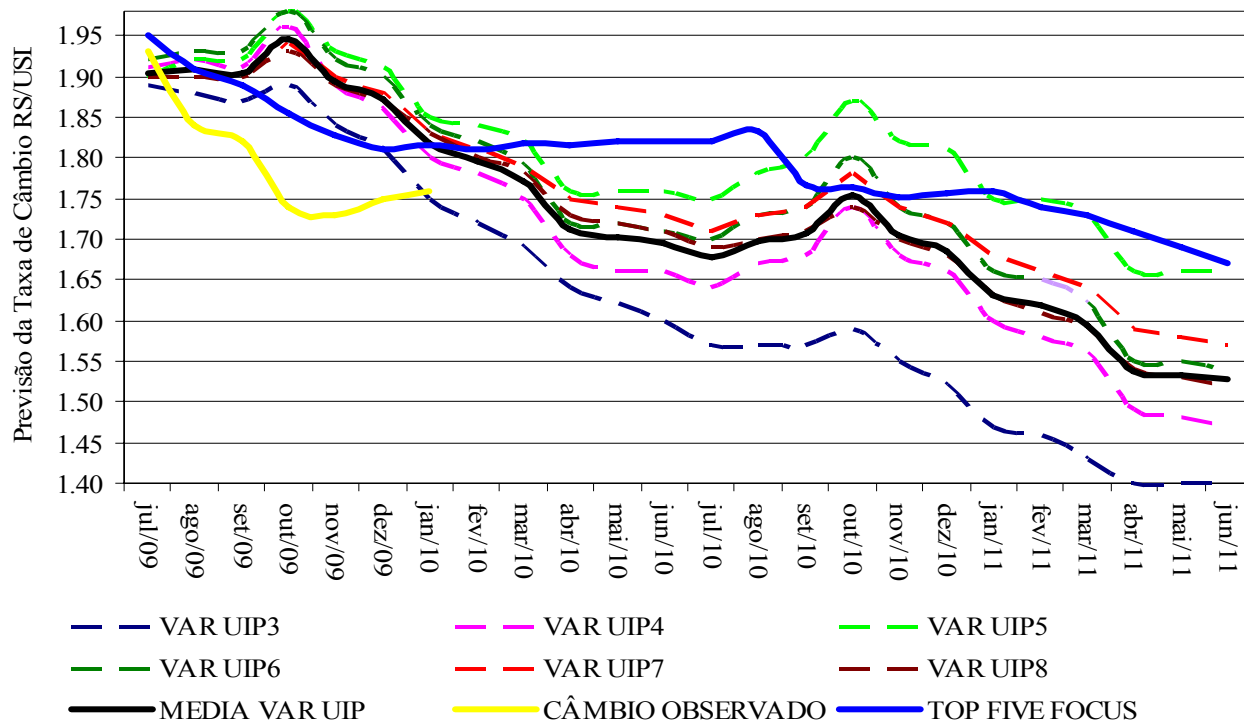
Após os testes efetuados apresenta-se, respectivamente, nas Figuras 10, 11 e 12, a previsão pontual da taxa de câmbio, 24 meses a frente, dos modelos VAR UIP, VAR UIP* e BVAR UIP. Nas Figuras 13 a 15, apresenta-se, respectivamente, a previsão pontual da taxa de câmbio, 24 meses à frente, dos modelos VAR CIP, VAR CIP* e BVAR CIP. Por fim, na Figura 16, apresentam-se os resultados da média dos modelos e da média das médias. Em todas as Figuras também inserimos os resultados do câmbio observado até janeiro de 2009 e a previsão das Instituições *Top Five* do Boletim Focus. Adicionalmente, para comparações, na Figura 16, inserimos os resultados da previsão do modelo AR(2) com constante.

Todas as especificações estáveis UIP e CIP, mostradas nos Gráficos 10 a 16, calculadas pelo VAR, VAR* e BVAR apontam tendência de apreciação do real, 24 meses à

¹⁰⁵ Os resultados dos testes de normalidade multivariada de Jarque-Bera, Lütkepohl (1993) e Doornik-Hansen (1994) nas especificações dos modelos VAR UIP, UIP*, CIP e CIP* estão no Anexo 7.

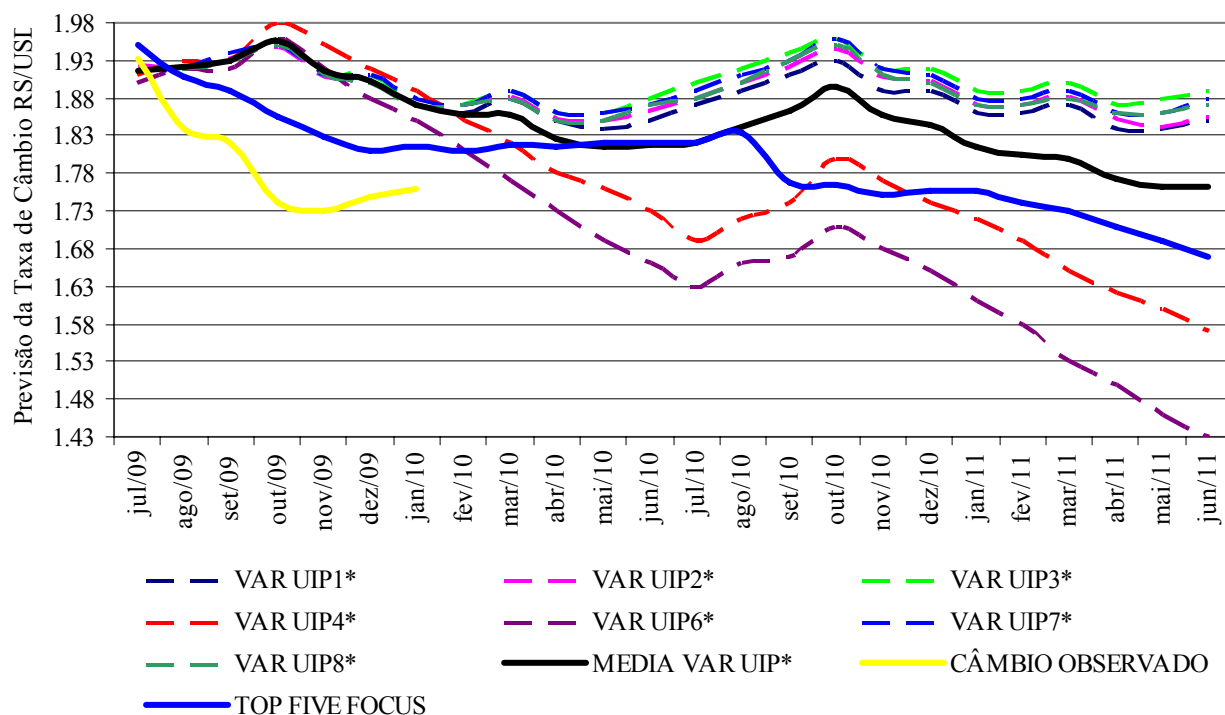
frente. Mas e qual é a diferença entre as previsões pontuais das especificações UIP e CIP pelos métodos VAR, VAR* e BVAR?

FIGURA 10 – PREVISÃO DA TAXA DE CâMBIO PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES – MODELOS VAR UIP



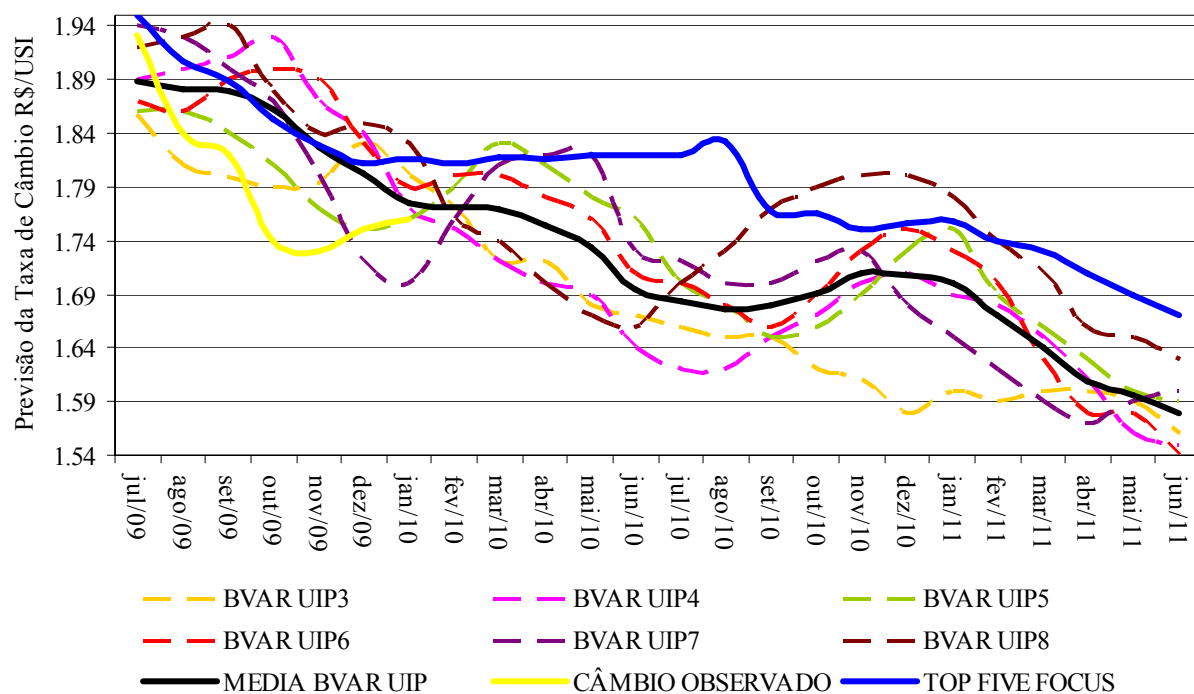
FONTE: O autor.

FIGURA 11 – PREVISÃO DA TAXA DE CâMBIO PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES – MODELOS VAR UIP*



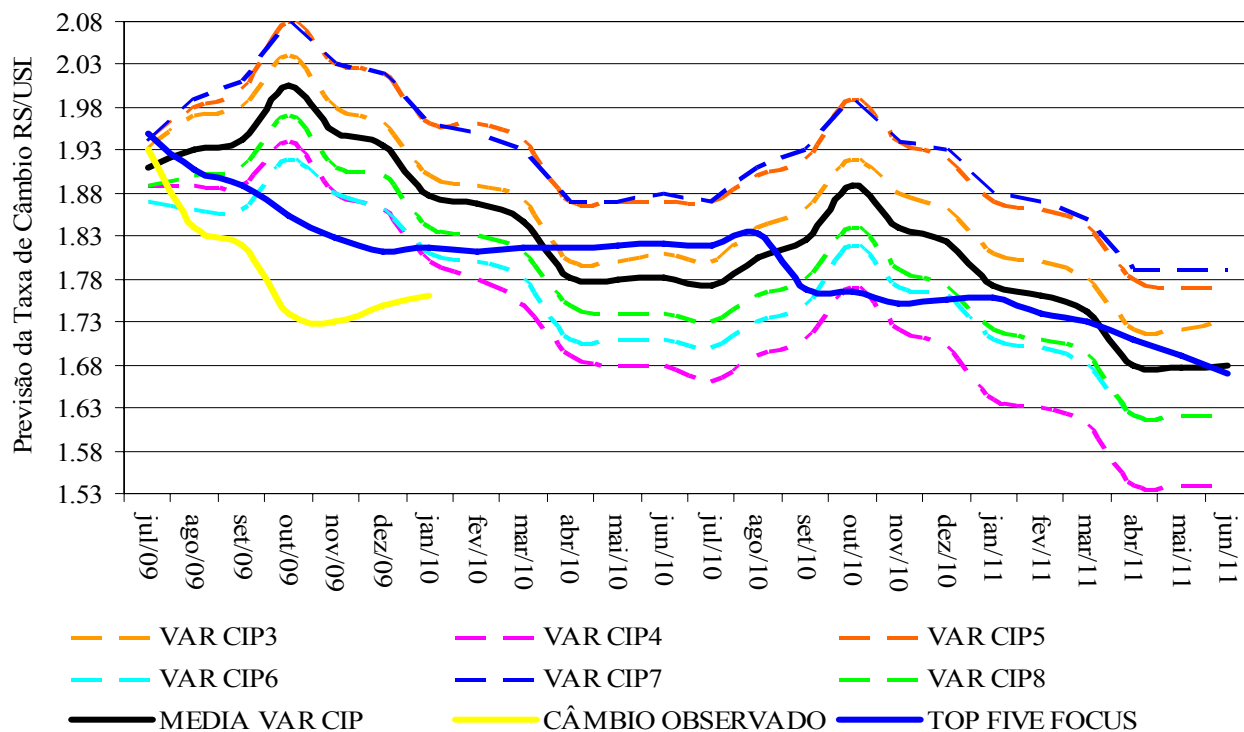
FONTE: O autor.

FIGURA 12 – PREVISÃO DA TAXA DE CâMBIO PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES – MODELOS BVAR UIP



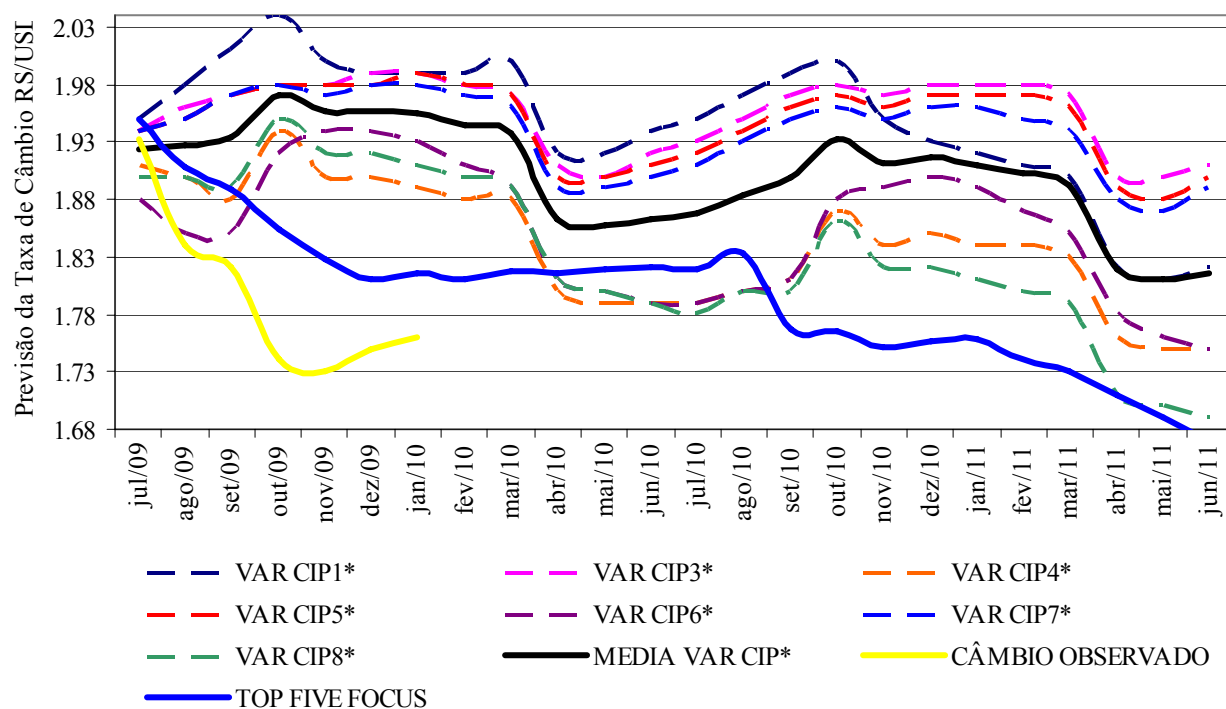
FONTE: O autor.

FIGURA 13 – PREVISÃO DA TAXA DE CâMBIO PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES – MODELOS VAR CIP



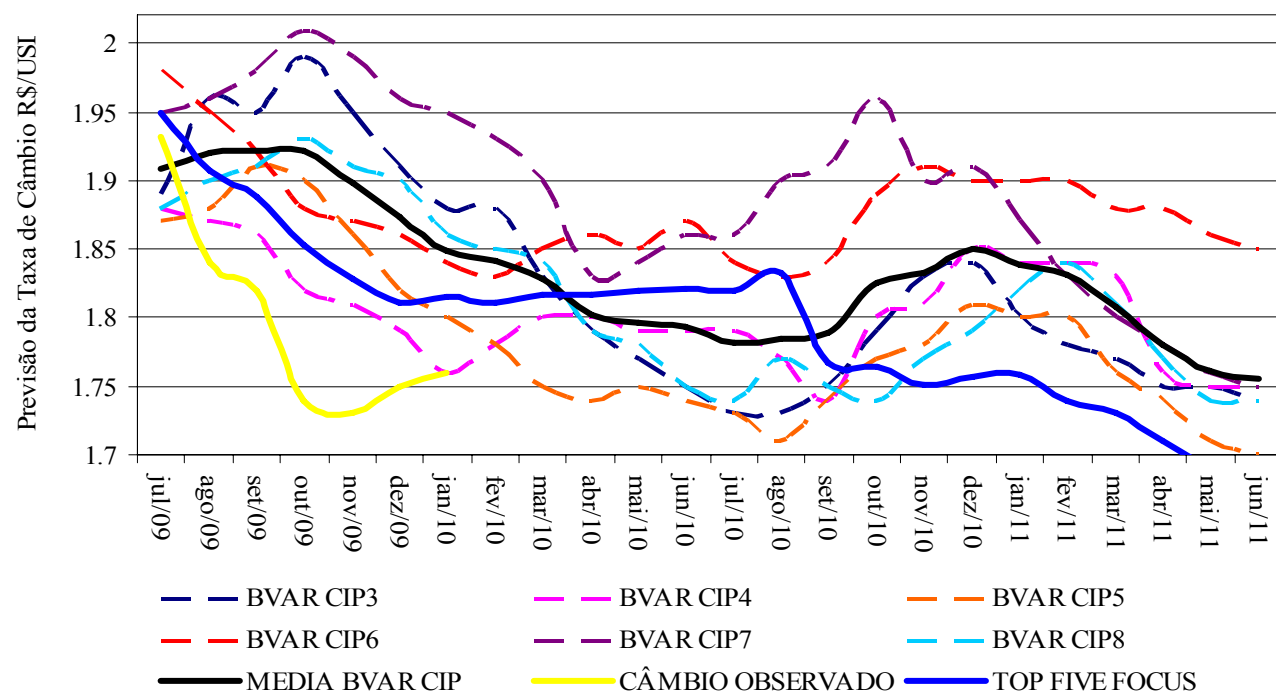
FONTE: O autor.

FIGURA 14 – PREVISÃO DA TAXA DE CâMBIO PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES – MODELOS VAR CIP*



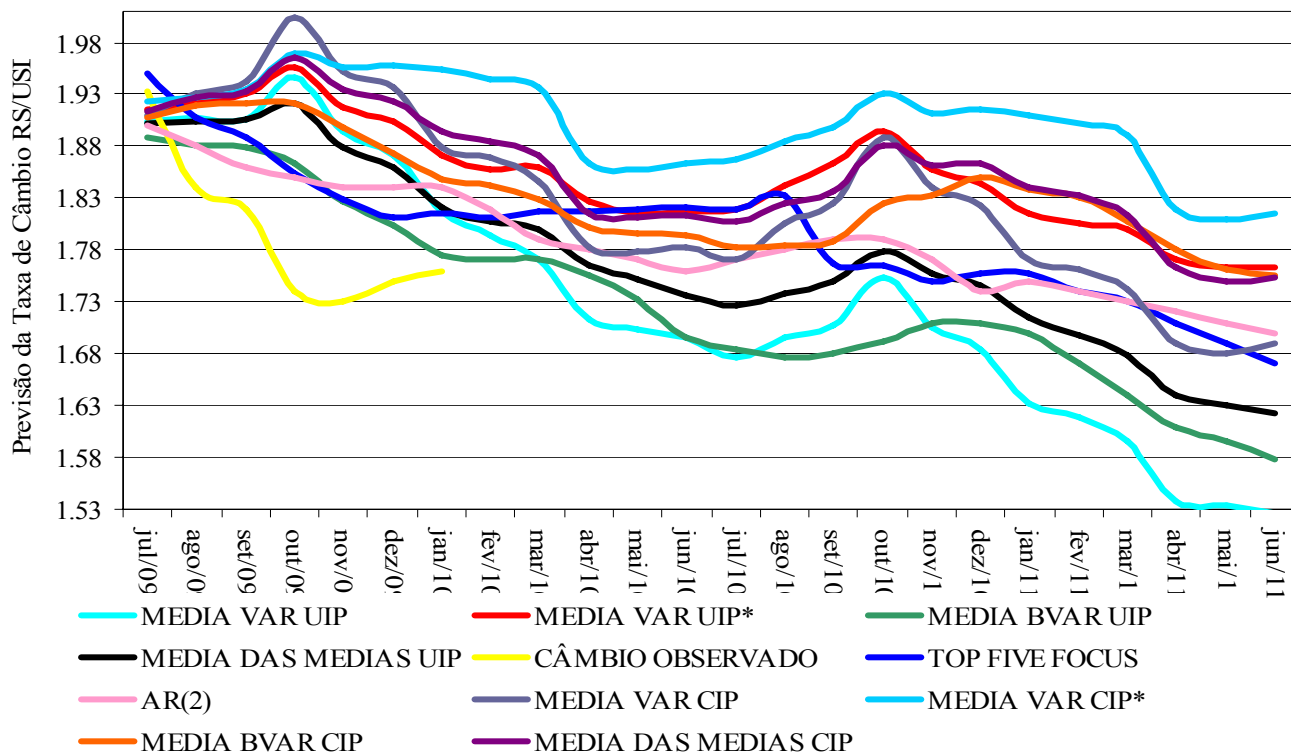
FONTE: O autor.

FIGURA 15 – PREVISÃO DA TAXA DE CâMBIO PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES – MODELOS BVAR CIP



FONTE: O autor.

FIGURA 16—PREVISÃO DA TAXA DE CÂMBIO DOS MODELOS VAR UIP, UIP*, BVAR UIP, VAR CIP, CIP*, BVAR CIP COMPARADOS A MODELOS AR, DADOS OBSERVADOS DA TAXA DE CÂMBIO E TOP FIVE DO BOLETIM FOCUS, 24 MESES A FRENTE.



FONTE: O autor.

Em primeiro lugar, conforme Gráfico 16, a média da previsão da taxa de câmbio das especificações UIP, nomeadamente Média VAR UIP, Média VAR UIP*, Média BVAR UIP e a Média das Médias UIP, exibem tendência de apreciação do real mais forte do que as especificações CIP, nomeadamente Média VAR CIP, Média VAR CIP*, Média BVAR CIP e a Média das Médias CIP. Isso significa que especificações CIP suavizam, 24 meses à frente, a trajetória de apreciação do real. A diferença reside na incorporação do prêmio de risco na equação que explica o comportamento da taxa de câmbio. E a incorporação do prêmio de risco tem consequências na magnitude dos resultados da previsão da taxa de câmbio em horizontes mais à frente.

No curto prazo, até 6 meses à frente, as previsões combinadas médias dos modelos UIP, que não incorporam o prêmio de risco para determinar a taxa de câmbio, se aproximaram mais do valor observado da taxa de câmbio do que modelos CIP, que incorporam o prêmio de risco. Ainda no curto prazo, até 4 meses à frente, as previsões combinadas médias dos modelos

CIP, sinalizaram um movimento de leve depreciação do real (até 5%), enquanto modelos UIP, sinalizaram o movimento de continuidade de apreciação do real. Mais uma vez, a média combinada das previsões das especificações UIP foram superiores aos modelos CIP, pois não houve, ao longo do período, movimento de depreciação do real.

Nas especificações CIP e UIP, o método VAR* aponta previsões de apreciação do real mais suave que modelos VAR e BVAR. No curto prazo, até 6 meses à frente, pela ordem, a média das especificações BVAR aponta trajetória mais forte e intensa de apreciação do real do que modelos VAR e VAR*.

No mais, as previsões pontuais das especificações BVAR UIP3, UIP5, UIP7, CIP4 e CIP6 entre todas as especificações calculadas pelo VAR, VAR* e BVAR, foram aquelas que mais acertaram a tendência e mais se aproximaram do valor observado da taxa de câmbio, 6 meses à frente.

4.2.3. Abordagem Monetária Conta Corrente, *Current Account Monetarist Approach* (CAMA)

No modelo CAMA, as variáveis utilizadas na estimativa da previsão da taxa de câmbio estão relatadas a seguir e seus gráficos em nível e em taxa de crescimento mensal estão no Anexo 1: a) Taxa nominal de câmbio nominal em R\$/US\$, compra média de período, série 3697 do BCB-DEPEC; b) Taxa de juros SELIC acumulada no mês anualizada, série 4189 do BCB-DEMAB, em % a.a; c) Taxa de Juros *Fed Funds Effective Rate*¹⁰⁶, d) Meios de pagamento, M1, série 1827 do BCB-DEPEC; e) Meios de pagamento, M1, dos Estados Unidos; f) Meios de pagamento amplo, M2, série 1837 do BCB-DEPEC; g) Meios de pagamento, M2, dos Estados Unidos; g) Índice de Produção Industrial mensal, Base 100=2002, IBGE, h) Índice de Produção Industrial mensal, Base 100=2002 dos Estados Unidos.

Conforme Sims-Stock-Watson (1990), optou-se em utilizar 12 especificações do modelo Abordagem Monetária pela Conta Corrente, *Current Account Monetarist Approach* (CAMA), chamado aqui de modelos C, conforme Quadro 11.

¹⁰⁶ As séries da economia americana foram obtidas no site do *Board of Governors of the Federal Reserve System*. <http://www.federalreserve.gov/datadownload/>

QUADRO 11 - ESPECIFICAÇÕES DAS VARIÁVEIS DOS MODELOS CAMA PARA PREVER A TAXA DE CÂMBIO.

MODELO	VARIÁVEIS ENDÓGENAS
C1	câmbio nominal, M1 Brasil, M1 EUA, produção Brasil, produção EUA, SELIC, Fed Funds
C2	câmbio nominal, taxas de crescimento do M1 Brasil, M1 EUA, produção Brasil, produção EUA, SELIC e Fed Funds
C3	câmbio nominal, diferença das taxas de crescimento do M1 Brasil e EUA, produção do Brasil e EUA, SELIC e Fed Funds
C4	câmbio nominal, M2 Brasil, M2 EUA, produção Brasil, produção EUA, SELIC, Fed Funds
C5	câmbio nominal, taxas de crescimento do M2 Brasil, M2 EUA, produção Brasil, produção EUA, SELIC e Fed Funds
C6	câmbio nominal, diferença das taxas de crescimento do M2 Brasil e EUA, produção do Brasil e EUA, SELIC e Fed Funds
C7	retorno do câmbio, M1 Brasil, M1 EUA, produção Brasil, produção EUA, SELIC, Fed Funds
C8	retorno do câmbio, taxas de crescimento do M1 Brasil, M1 EUA, produção Brasil, produção EUA, SELIC, Fed Funds
C9	retorno do câmbio, diferença das taxas de crescimento do M1 Brasil e EUA, produção do Brasil e EUA, SELIC e Fed Funds
C10	retorno do câmbio, M2 Brasil, M2 EUA, produção Brasil, produção EUA, SELIC, Fed Funds
C11	retorno do câmbio, taxas de crescimento do M2 Brasil, M2 EUA, produção Brasil, produção EUA, SELIC e Fed Funds
C12	retorno do câmbio, diferença das taxas de crescimento do M2 Brasil e EUA, produção do Brasil e EUA, SELIC e Fed Funds

FONTE: O autor.

Como as previsões da taxa de câmbio são geradas pelas metodologias VAR, VAR* e BVAR, temos 36 especificações que, ao longo do texto, são abreviadas de VAR C1 a VAR C12, VAR C1* a VAR C12* e BVAR C1 a BVAR C12.

Com o objetivo de obter a defasagem ótima do VAR e VAR* montamos as especificações C1 a C12, conforme o Quadro 11, e incluímos também todas as variáveis exógenas, nomeadamente, intercepto, tendência e onze *dummies* sazonais. Para as especificações C1 a C12 do BVAR incluímos somente intercepto e tendência, sem *dummies* sazonais. Nesse caso extraímos a sazonalidade de algumas séries que necessitem do artifício antes de montar as especificações para inserir no BVAR. Para os modelos BVAR adotamos a mesma defasagem do VAR e do VAR*. A defasagem ótima foi observada utilizando os critérios AIC, FPE, H-Q e SC juntamente com a estratégia descrita na metodologia, seção Critérios de Seleção de Ordem do VAR. Os resultados encontram-se no Quadro 12.

QUADRO 12 – RESULTADOS DOS CRITÉRIOS DE SELEÇÃO DA ORDEM DE DEFASAGEM DOS MODELOS VAR C

MODELO	DEFASAGEM UTILIZADA	DEFASAGEM ÓTIMA				DETALHES EXÓGENOS
		AIC	FPE	HQ	SC	
C1	2	10	2	2	2	Constante, tendência, 11 dummies sazonais
C2	1	10	3	1	1	Constante, tendência, 11 dummies sazonais
C3	1	9	7	3	1	Constante, tendência, 11 dummies sazonais
C4	2	10	10	2	2	Constante, tendência, 11 dummies sazonais
C5	1	10	10	1	1	Constante, tendência, 11 dummies sazonais
C6	1	10	5	2	1	Constante, tendência, 11 dummies sazonais
C7	2	10	2	2	2	Constante, tendência, 11 dummies sazonais
C8	1	10	10	1	1	Constante, tendência, 11 dummies sazonais
C9	1	9	7	1	1	Constante, tendência, 11 dummies sazonais
C10	2	10	2	2	2	Constante, tendência, 11 dummies sazonais
C11	1	10	10	1	1	Constante, tendência, 11 dummies sazonais
C12	1	9	9	1	1	Constante, tendência, 11 dummies sazonais

FONTE: O autor.

No geral, nas especificações, foram utilizadas uma ou duas defasagens. O próximo passo consistiu em estimar os coeficientes das especificações propostas C1 a C12, conforme Quadro 11, e com as defasagens obtidas, conforme Quadro 12, pelo VAR através do método MQO sem restrições nos coeficientes. Concomitantemente, estimou-se as especificações pelo modelo VAR com restrições nos coeficientes, VAR C*, pelo método EGLS com procedimento Top-Down (TD), esse escolhido pelo critério de Akaike. Por último, estimou-se o BVAR com a mesma defasagem e especificações das variáveis endógenas do VAR, sem restrição nos coeficientes, com intercepto, tendência, distribuição de probabilidade *prior* de Minnesota, matriz de hiper-parâmetros de Litterman com rigidez, *tightness*, dos hiper-parâmetros de 0.1, peso escalar simétrico de 0.5 e aceleração de decaimento da defasagem de 0.1. Portanto, 12 especificações através dos modelos VAR, VAR* e BVAR, candidatas para previsão da taxa de câmbio, foram estimadas.

A condição de estabilidade dos modelos VAR e VAR* iniciam-se pela observação do módulo dos *eigenvalues* da polinomial característica reversa. Esses valores não devem ter raízes dentro ou sobre o círculo unitário complexo. Para os modelos BVAR não foram elaborados testes de estabilidade dos coeficientes e dos resíduos. Por esse motivo especificações que geram resultados instáveis nos resíduos e nos parâmetros do modelo VAR não foram calculados pelo modelo BVAR.

Os resultados do teste de estabilidade pela raiz característica reversa das especificações VAR C1 a C12 e VAR C1* a VAR C12* encontram-se no Anexo 2. Das 24 especificações geradas pelo VAR e VAR*, 16 são estáveis porque nenhum valor em módulo dos *eigenvalues* da polinomial característica reversa é menor que a unidade, 4 especificações VAR C são instáveis e explosivas (VAR C1, C4, C7 e C10) e 4 especificações VAR C* não tem matriz semi-definida positiva (VAR C1*, C4*, C7* e C10*)¹⁰⁷.

A estabilidade dos parâmetros em cada ponto do tempo das especificações VAR C e C*, foi observada pelos testes de quebra estrutural de Chow *bp*, *ss* e *fc*. Os resultados dos três

¹⁰⁷Como a matriz não é semi-definida positiva os coeficientes do modelo VAR não podem ser calculados e, conseqüentemente, não existe possibilidade de impor restrição nos parâmetros.

testes de Chow¹⁰⁸ em todas as especificações VAR C e C*, a 5% e 10% de significância, apontam instabilidade dos parâmetros em diversos períodos. O resultado do teste de Chow *bp* apontam quebras estruturais entre 2000 a 2002 e estabilidade dos parâmetros em alguns períodos, inclusive perto do fim da amostra (2008 e 2009), nos modelos VAR C e VAR C*. O resultado do teste de Chow *ss* mostra que a matriz de covariâncias dos resíduos, $\hat{\Sigma}_u$, em determinados períodos é estável, exceção ao anos de 2001, 2003 e 2007. $\hat{\Sigma}_u$ apresenta-se com estabilidade em 2008 e 2009. O teste de Chow *fc* nos modelos VAR e VAR* rejeitam a hipótese nula de que todos os coeficientes, inclusive a matriz de covariância residual, $\hat{\Sigma}_u$, podem variar no mesmo período, exceção ao ano de 2003.

O primeiro período, entre 2000 a 2002, parece que a quebra pode ser explicada por fenômenos que ocorreram simultaneamente na economia americana e brasileira. Na economia americana, observam-se no período, algumas ocorrências: a bolha especulativa no mercado de ações, iniciadas na bolsa eletrônica Nasdaq em 2000/2001; a queda forte e rápida da taxa de juros americana *Fed Funds Effective Rate* (de 5% a 6,25% a.a para 1% a.a), os ataques terroristas em 11 de setembro de 2001 e a consequente queda drástica da produção industrial nos EUA, em 2001. No Brasil, no mesmo período, observa-se em poucos meses o aumento rápido da taxa de juros SELIC, de 18% a.a para 26,5% a.a, com o objetivo de conter a inflação, medida pelo IPCA. O IPCA, na ocasião, estava bem acima da meta e das expectativas de mercado. Ao mesmo tempo ocorria o período de eleição e mais tarde de transição dos presidentes Fernando Henrique Cardoso e Lula.

O segundo período de quebra estrutural parece ser ditado pela conduta, mais uma vez, da taxa de juros *Fed Funds Effective Rate* e a política monetária americana, no período contracionista. Após 2003 até 2007, houve um rápido aumento da taxa de juros americana, de 0,75% a.a para 5,25% a.a, o oposto do que ocorreu em 2000/2001. No Brasil de 2003 a 2006, observa-se uma política monetária expansionista com queda da taxa de juros SELIC, exceção ao segundo semestre de 2004 e primeiro semestre de 2005. O rápido aumento das taxas de juros

¹⁰⁸ Como os testes de Chow nas diversas especificações do VAR apontam uma padronização da quebra estrutural, no Anexo 8, mostram-se apenas os resultados dos testes de Chow para o VAR C2 e VAR C2*.

americanos e a queda da taxa de juros SELIC no período, contribuíram para o forte impacto na taxa de câmbio e a apreciação do real perante o dólar (em torno de R\$/US\$ 3,80 para 1,80).

O terceiro período, perto do fim da amostra, refere-se a 2007 até 2009. Em 2007, temos a quebra estrutural explicada, sem dúvidas, a partir da bolha imobiliária no mercado americano. O aumento da inadimplência do mercado imobiliário americano contaminou, de maneira expressiva, as carteiras de crédito e de investimentos de bancos, seguradoras e grandes instituições financeiras. Instalou-se o cenário de crise de confiança interbancária e de liquidez. Bancos e seguradoras quebraram e ou tiveram o governo como principais acionistas e/ou emprestadores de última instância. As bolsas de valores tiveram perdas expressivas. As economias de diversos países sofreram com o rápido aumento de desemprego e contração do PIB. Pacotes de estímulos fiscais e monetários expansionistas foram implementados pelos governos centrais com objetivo de restaurar a liquidez e a confiança. Nos Estados Unidos, como a inflação, o PIB e o nível de crédito caíram drasticamente e o desemprego subiu rapidamente, a taxa de juros caiu a níveis próximos a zero. No mundo desenvolvido e em desenvolvimento, basicamente, ações coordenadas de política monetária expansionista com a queda expressiva das taxas de juros e recompra de títulos dos governos centrais para injetar mais dinheiro nas economias, no curto prazo, foram observadas.

Com o objetivo de verificar a estabilidade dos resíduos aplicamos o teste de CUSUM e CUSUM-SQ¹⁰⁹ nas equações de cada uma das especificações VAR C e VAR C*. Em especial, estamos interessados na estabilidade dos resíduos na equação da taxa de câmbio contida no VAR e VAR*. Os resultados a 1% de significância, tanto no teste de CUSUM, quanto no teste CUSUM-SQ, rejeitam a hipótese nula de estabilidade dos resíduos na equação da taxa de câmbio nas especificações C1, C4, C7 e C10. Nas demais especificações, os testes de CUSUM e CUSUM-SQ não rejeitam a hipótese nula de estabilidade dos resíduos na equação da taxa de câmbio.

Após o procedimento da análise da estabilidade dos parâmetros, observamos os

¹⁰⁹ Como os testes de CUSUM e do CUSUM-SQ nas diversas especificações do VAR apontam estabilidade dos resíduos, no Anexo 9, mostram-se apenas os resultados dos testes para o VAR C2 e VAR C2*.

resultados da análise residual. O Anexo 3 mostra as defasagens em que as auto-correlações e auto-correlações parciais estão fora da área limitada por $\pm 2/T^{1/2}$, significando, portanto, a rejeição da hipótese nula de não haver auto-correlação. Nesse sentido, todos os modelos VAR C e C* estimados têm auto-correlação nos resíduos.

Os testes de Portmanteau, Q_h , Breusch-Godfrey, LM_h , e Edgerton-Shukur¹¹⁰, LMF_h , a 1 % de significância, rejeitam a hipótese nula de não haver auto-correlação residual em todos os modelos VAR C. Quanto aos modelos VAR C* aplicou-se somente os testes de Portmanteau e Breusch-Godfrey. Ambos os testes, a 1% de significância, apontam também a rejeição da hipótese nula em todas as especificações VAR C*.

O Quadro 13 resume os resultados de todos os testes de auto-correlação nos resíduos das especificações VAR C e VAR C*.

QUADRO 13 – RESUMO DOS RESULTADOS DOS TESTES DE AUTO-CORRELAÇÃO RESIDUAL PORTMANTEAU, PORTMANTEAU AJUSTADO, BREUSCH-GODFREY E EDGERTON-SHUKUR MODELOS VAR C E C*

MODELOS	Portmanteau	Portmanteau ajustado	Breusch-Godfrey	Edgerton-Shukur
VAR C1 a VAR C12	Rejeita-se H_0	Rejeita-se H_0	Rejeita-se H_0	Rejeita-se H_0
VAR C1* a VAR C12*	Rejeita-se H_0	Rejeita-se H_0	Rejeita-se H_0	NA

FONTE: O autor.

NOTA₁: NA= Não aplicado

NOTA₂: Não elaboramos os testes nas especificações VAR C1, C4, C7, C10, C1*,C4*,C7* e C10*.

O próximo passo consistiu em comparar a distribuição dos resíduos padronizados dos modelos VAR C e C* com a distribuição normal, gerados pela função ponderadora Kernel Gaussiana¹¹¹, e realizar o teste de normalidade multivariada de Jarque-Bera, Lütkepohl (1993) e Doornik-Hansen (1994)¹¹².

A visualização da Kernel Gaussiana permite inferir que existem, no geral, evidências de desvios sistemáticos de assimetria e curtose dos resíduos em relação à curva normal padronizada em diversos modelos VAR C e C*. No entanto, a Kernel Gaussiana permite assumir a hipótese da normalidade dos resíduos em todos os modelos VAR C e C*, pela teoria assintótica sobre a média das distribuições de probabilidade. Os testes de Lütkepohl e Doornik-Hansen comprovam os desvios sistemáticos de assimetria e curtose observadas pela

¹¹⁰ Ver resultados dos testes de Portmanteau, Q_h , no Anexo 5 e dos testes de Breusch-Godfrey, LM_h , e Edgerton-Shukur, LMF_h no Anexo 6.

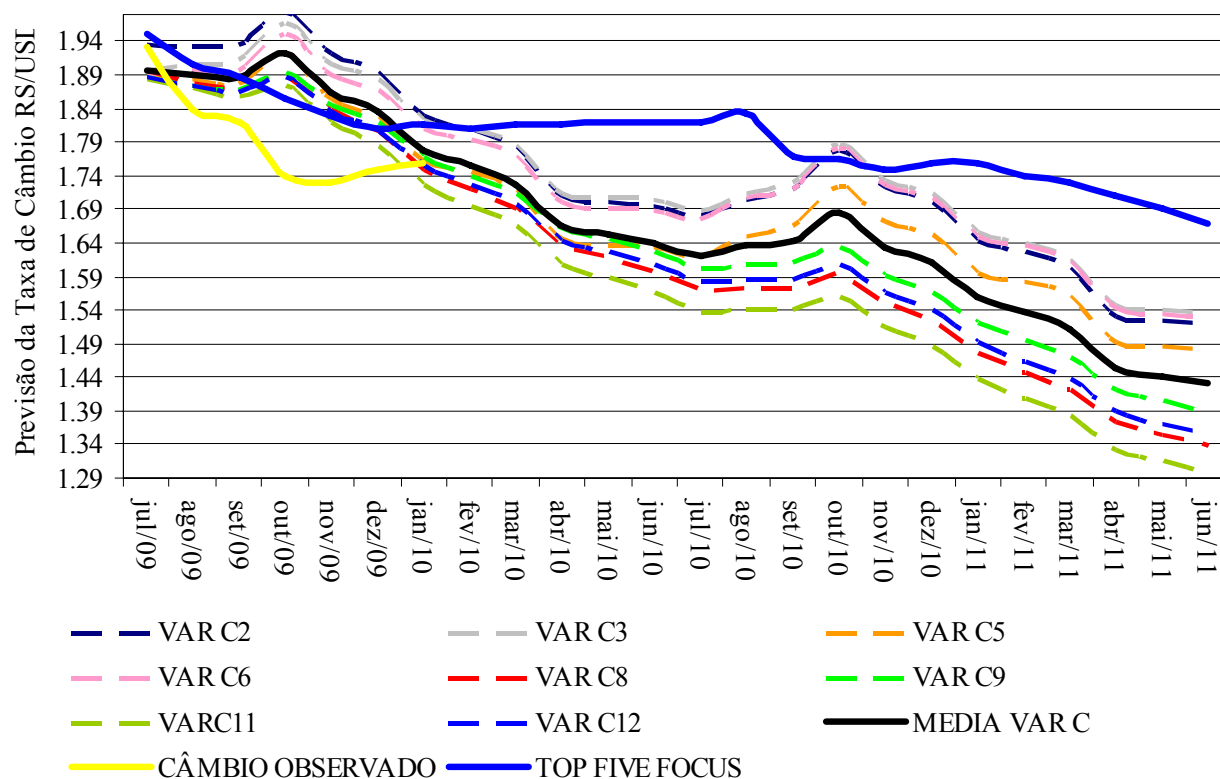
¹¹¹ Ver os resultados no Anexo 6.

¹¹² Os resultados dos testes de normalidade multivariada de Jarque-Bera, Lütkepohl (1993) e Doornik-Hansen (1994) nas especificações dos modelos VAR C e VAR C* estão no Anexo 7.

visualização da Kernel Gaussiana, ou seja, rejeitam a hipótese nula de normalidade multivariada dos resíduos dos modelos VAR C e C*. Quanto ao Teste Jarque-Bera, os resultados não rejeitam a hipótese nula de normalidade dos resíduos na equação da taxa de câmbio nas especificações VAR C8, C9, C11, C12, C8*, C11* e C12*. Mas como dito, assume-se, pela teoria assintótica sobre a média das distribuições de probabilidade a hipótese de que os resíduos são normais.

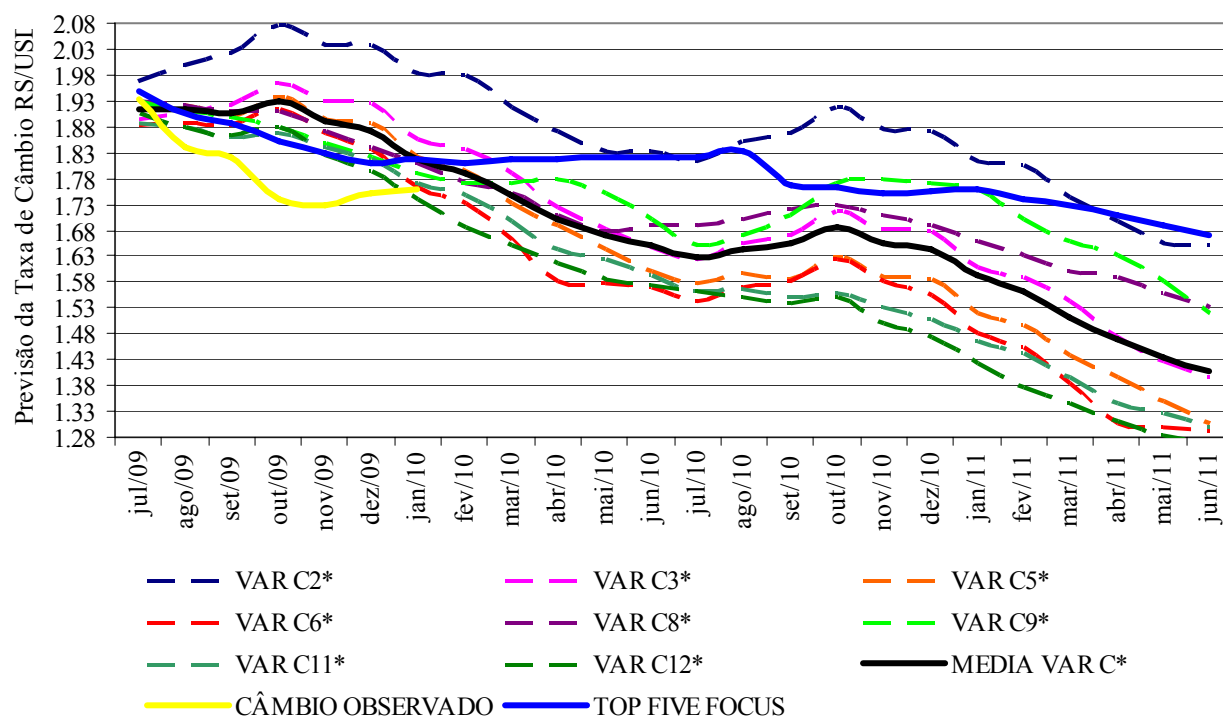
Após os testes efetuados apresenta-se, respectivamente, nas Figuras 17 a 19, a previsão pontual da taxa de câmbio, 24 meses à frente, dos modelos VAR C, VAR C* e BVAR C. Por fim, a Figura 20, apresenta os resultados da média dos modelos e da média das médias. Em todas as Figuras inserimos os resultados do câmbio observado até janeiro de 2009. Adicionalmente, para comparações, na Figura 20, inserimos os resultados da previsão das Instituições *Top Five* do Boletim Focus do BCB e do AR(2) com constante.

FIGURA 17 – PREVISÃO DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES – MODELOS VAR C



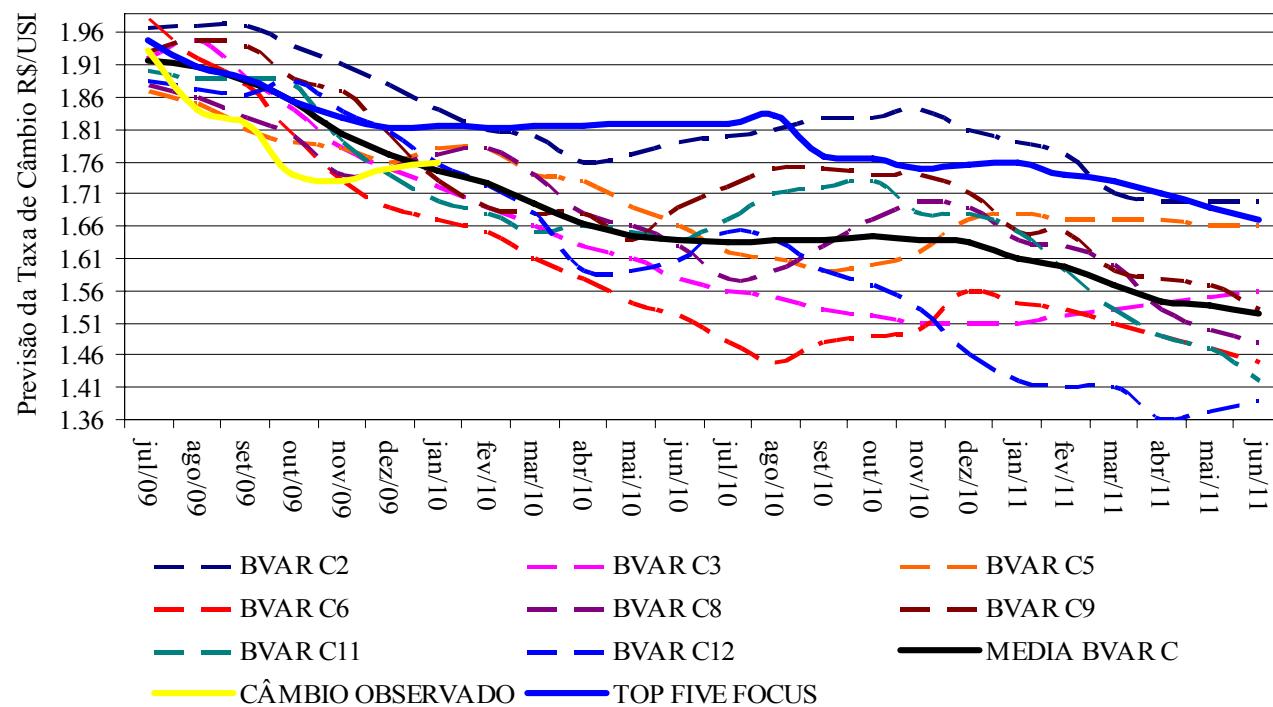
FONTE: O autor.

FIGURA 18 – PREVISÃO DA TAXA DE CâMBIO PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES – MODELOS VAR C*



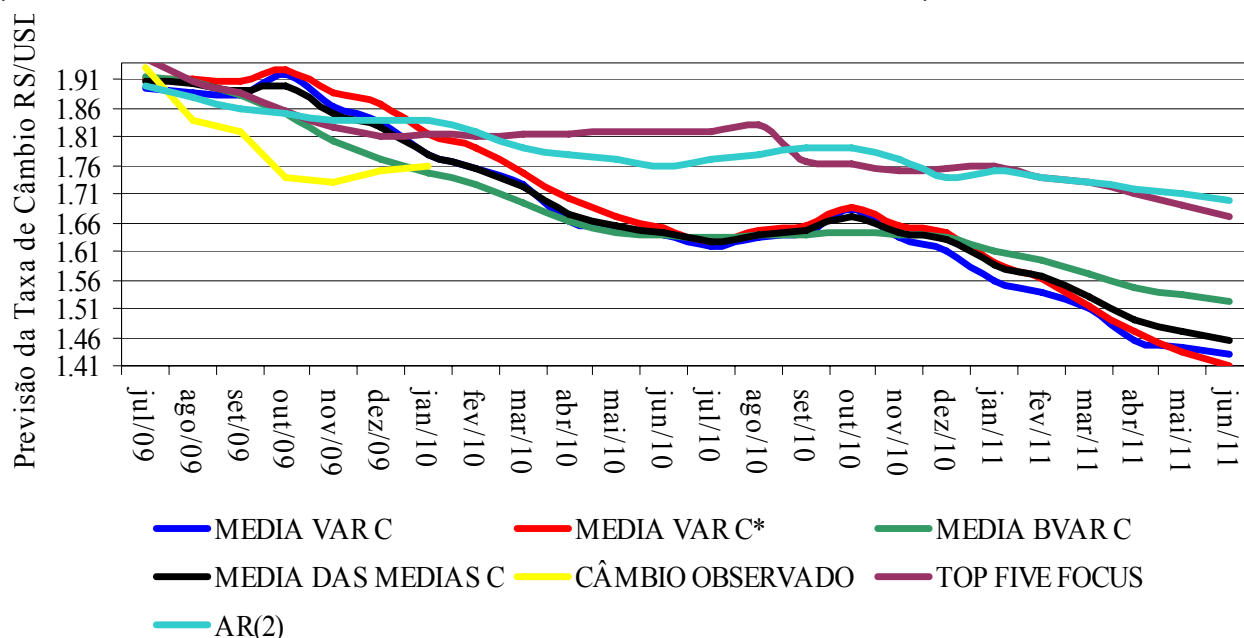
FONTE: O autor.

FIGURA 19 – PREVISÃO DA TAXA DE CâMBIO PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES – MODELOS BVAR C



FONTE: O autor.

FIGURA 20—PREVISÃO DA TAXA DE CÂMBIO DOS MODELOS VAR C, C* E BVAR C COMPARADOS A MODELOS AR, DADOS OBSERVADOS DA TAXA DE CÂMBIO E TOP FIVE DO BOLETIM FOCUS, 24 MESES A FRENTE



FONTE: O autor.

Pelas Figuras 17 a 20 as previsões pontuais para a taxa de câmbio, 24 meses à frente, em todas as especificações C estáveis inseridas nos modelos VAR, VAR* e BVAR, assim como a previsão pontual das Instituições *Top Five* do Boletim Focus e o modelo AR(2) com constante exibem tendência de continuidade de apreciação do real frente ao dólar.

Diversas especificações VAR C e VAR C*, Figuras 17 e 18, apontam dois picos de leves depreciações do real ao longo da tendência de previsão de apreciação: o primeiro, de 3 a 5 meses à frente (outubro e novembro de 2009) e o segundo, de 12 a 17 meses a frente (de junho a outubro de 2010). O modelo AR(2) e o modelo BVAR C (Figura 19) indicam, da mesma forma que as especificações dos modelos VAR C e VAR C*, um pico leve de depreciação do real de 12 a 17 meses a frente; mas não indicam e captam, no curto prazo, o primeiro pico de depreciação, de 3 a 5 meses a frente. Nesse aspecto, especificações BVAR C foram mais capazes de prever o comportamento da taxa de câmbio do que especificações VAR e VAR C*.

Na Figura 20, a previsão combinada média da taxa de câmbio das especificações VAR C, VAR C* e BVAR, ao longo do tempo, salvo um período ou outro, são muito similares e exibem tendência de queda do valor da taxa de câmbio mais forte que o modelo AR(2) e as Instituições *Top Five* do Boletim Focus. Seis meses à frente, a previsão combinada média das

especificações BVAR C se aproximaram mais do valor observado da taxa de câmbio do que a previsão combinada média das especificações VAR C e VAR C*.

No mais, as previsões pontuais das especificações BVAR C3, C5, C6 e C8, na Figura 19, entre todas as especificações calculadas pelo VAR, VAR* e BVAR (Figuras 17 a 19), foram aquelas que mais acertaram a tendência e mais se aproximaram do valor observado da taxa de câmbio, 7 meses à frente.

A Figura 20 mostra a média combinada das previsões dos modelos VAR C, VAR C* e BVAR, bem como a média combinada das médias C. Num horizonte de 11 meses à frente, pela ordem, a média das especificações BVAR C exibem uma previsão pontual da taxa de câmbio menor que a média dos modelos VAR C e modelos os modelos VAR C*. De 12 a 21 períodos à frente, a previsão média dos modelos VAR C e VAR C* são praticamente iguais. E de 22 a 24 períodos à frente, apesar de similares, modelos VAR C tem previsões levemente maiores que a média dos modelos VAR C*. Após 18 períodos à frente, a média das especificações BVAR C apontam previsões da taxa de câmbio maiores que especificações VAR C e VAR C*.

A média das médias dos modelos VAR C, VAR C* e BVAR C apontam taxa de câmbio pontual de R\$/US\$ 1,81 em dezembro de 2009, R\$/US\$ 1,64 em dezembro de 2010 e de R\$/US\$ 1,46 em junho de 2011.

No curto prazo, 2 meses à frente, as previsões pontuais da taxa de câmbio pelas diversas especificações C, inclusive as Instituições *Top Five* do Boletim Focus, foram hábeis para acertar, pontualmente, a taxa de câmbio. Dessa observação levanta-se a hipótese que qualquer especificação escolhida advinda do modelo monetário CAMA, o resultado numérico, no geral, irá mostrar uma tendência correta no curto prazo sobre a taxa de câmbio. A amplitude da variação da previsão da taxa de câmbio é que vai variar de uma especificação em relação à outra ou de um método em relação a outro (VAR, VAR*, BVAR e AR).

Dentro dos primeiros 7 meses a frente, a média das médias VAR C, a média das especificações VAR C, VAR C*, BVAR C, AR(2) e as previsões das Instituições *Top Five* do Boletim Focus foram hábeis em acertar, com suas previsões, a tendência da taxa de câmbio

mas, numericamente, quando comparamos com a taxa de câmbio observada, a previsão pontual ficaram acima dos valores observados, principalmente nos meses de outubro e novembro de 2009. Nesses 4 a 5 meses à frente, a taxa de câmbio observada média do período caiu aproximadamente 5,4%, de R\$/US\$ 1,83 para R\$1,73. No mesmo período, as previsões numéricas das médias dos modelos VAR's, o AR e o *Top Five* do Boletim Focus apontavam a taxa de câmbio pontual entre R\$/US\$1,81 a R\$1,94¹¹³.

4.2.4. A Abordagem Monetária pela Conta Capital, *Capital Account Monetarist Approach* (KAMA) sob Preços Flexíveis, *Flex-Price Monetary Approach* (FLMA)

No modelo KAMA-FLMA, as variáveis utilizadas na estimativa da taxa de câmbio estão relatadas a seguir e seus gráficos em nível e em taxa de crescimento mensal estão no Anexo 1: a) Taxa de câmbio nominal em R\$/US\$, compra média de período, série 3697 do BCB-DEPEC; b) Taxa de juros SELIC acumulada no mês anualizada, série 4189 do BCB-DEMAB, em % a.a.; c) Taxa de Juros *Fed Funds Effective Rate*¹¹⁴; d) Meios de pagamento - M1, série 1827 do BCB-DEPEC; e) Meios de pagamento, M1, dos Estados Unidos; f) Meios de pagamento amplo, M2, série 1837 do BCB-DEPEC; g) Meios de pagamento, M2, dos Estados Unidos; h) Índice de Produção Industrial mensal, Base 100=2002, IBGE, i) Índice de Produção Industrial mensal, Base 100=2002 dos Estados Unidos, j) Expectativas do IPCA acumulado para os próximos 12 meses¹¹⁵, em % a.a.; j) Expectativa do *Consumer Index Price* acumulado para os próximos 12 meses.

Conforme Sims-Stock-Watson (1990), utiliza-se 12 especificações do modelo Abordagem Monetária pela Conta Capital, *Capital Account Monetarist Approach* (KAMA), sob Preços Flexíveis, *Flex-Price Monetary Approach* (FLMA), chamados aqui de modelos FLMA, conforme Quadro 14.

¹¹³ Caso utilizássemos o intervalo de confiança dos modelos, nos primeiros 7 períodos à frente, todas as especificações C acertariam a taxa de câmbio, assim como o modelo AR e as Instituições Top Five do Boletim Focus.

¹¹⁴ As séries da economia americana foram obtidas no site do *Board of Governors of the Federal Reserve System*. <http://www.federalreserve.gov/datadownload/>

¹¹⁵ Obtida no Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil, *menu* Expectativas de Mercado e depois *menu* Séries Históricas.

QUADRO 14 - ESPECIFICAÇÕES DAS VARIÁVEIS DOS MODELOS FLMA PARA PREVER A TAXA DE CÂMBIO.

MODELO	VARIÁVEIS ENDÓGENAS
FLMA1	câmbio nominal, taxa de crescimento M1 Brasil, taxa de crescimento M1 EUA, diferença da SELIC e FED Funds, diferença da taxa de crescimento da produção do Brasil e EUA.
FLMA2	câmbio nominal, taxa de crescimento M1 Brasil, taxa de crescimento M1 EUA, diferença da taxa de crescimento da SELIC e FED Funds, diferença da taxa de crescimento da produção do Brasil e EUA.
FLMA3	câmbio nominal, taxa de crescimento M2 Brasil, taxa de crescimento M2 EUA, diferença da SELIC e FED Funds, diferença da taxa de crescimento da produção do Brasil e EUA.
FLMA4	câmbio nominal, taxa de crescimento M2 Brasil, taxa de crescimento M2 EUA, diferença da taxa de crescimento da SELIC e FED Funds, diferença da taxa de crescimento da produção do Brasil e EUA.
FLMA5	câmbio nominal, taxa de crescimento M1 Brasil, taxa de crescimento M1 EUA, diferença das expectativas de inflação do Brasil e EUA, diferença da taxa de crescimento da produção do Brasil e EUA.
FLMA6	câmbio nominal, taxa de crescimento M2 Brasil, taxa de crescimento M2 EUA, diferença das expectativas de inflação do Brasil e EUA, diferença da taxa de crescimento da produção do Brasil e EUA.
FLMA7	retorno do câmbio nominal, taxa de crescimento M1 Brasil, taxa de crescimento M1 EUA, diferença da SELIC e FED Funds, diferença da taxa de crescimento da produção do Brasil e EUA.
FLMA8	retorno do câmbio nominal, taxa de crescimento M1 Brasil, taxa de crescimento M1 EUA, diferença da taxa de crescimento da SELIC e FED Funds, diferença da taxa de crescimento da produção do Brasil e EUA.
FLMA9	retorno do câmbio nominal, taxa de crescimento M2 Brasil, taxa de crescimento M2 EUA, diferença da SELIC e FED Funds, diferença da taxa de crescimento da produção do Brasil e EUA.
FLMA10	retorno do câmbio nominal, taxa de crescimento M2 Brasil, taxa de crescimento M2 EUA, diferença da taxa de crescimento da SELIC e FED Funds, diferença da taxa de crescimento da produção do Brasil e EUA.
FLMA11	retorno do câmbio nominal, taxa de crescimento M1 Brasil, taxa de crescimento M1 EUA, diferença das expectativas de inflação do Brasil e EUA, diferença da taxa de crescimento da produção do Brasil e EUA.
FLMA12	retorno do câmbio nominal, taxa de crescimento M2 Brasil, taxa de crescimento M2 EUA, diferença das expectativas de inflação do Brasil e EUA, diferença da taxa de crescimento da produção do Brasil e EUA.

FONTE: O autor.

Como as previsões da taxa de câmbio são geradas pelas metodologias VAR, VAR* e BVAR, 36 especificações foram obtidas. Ao longo do texto, as especificações são abreviadas de VAR FLMA1 a FLMA12, VAR FLMA1* a FLMA12* e BVAR FLMA1 a FLMA12.

Com o objetivo de obter a defasagem ótima do VAR e VAR* montamos as especificações FLMA1 a FLMA12, conforme o Quadro 14, e incluímos as variáveis exógenas, nomeadamente, intercepto, tendência e *dummies* sazonais. Para as especificações C1 a C12 do BVAR incluímos somente intercepto e tendência, sem *dummies* sazonais. Nesse caso extraímos a sazonalidade de algumas séries que necessitem do artifício antes de montar as especificações para inserir no BVAR. Para modelos BVAR adotamos a mesma defasagem do VAR.

A defasagem ótima desses modelos foi calculada utilizando os critérios AIC, FPE, H-Q e SC juntamente com a estratégia descrita na metodologia, seção Critérios de Seleção de Ordem do VAR. Os resultados encontram-se no Quadro 15. Na maioria das especificações utiliza-se 1 a 2 defasagens.

QUADRO 15 – RESULTADOS DOS CRITÉRIOS DE SELEÇÃO DA ORDEM DE DEFASAGEM DOS MODELOS FLMA

ESPECIFICAÇÕES	DEFASAGEM UTILIZADA	DEFASAGEM ÓTIMA				DETALHES EXÓGENOS
		AIC	FPE	HQ	SC	
FLMA1	2	10	3	2	2	constante, tendência, 11 dummies sazonais
FLMA2	1	9	7	2	1	constante, tendência, 11 dummies sazonais
FLMA3	2	10	2	2	2	constante, tendência, 11 dummies sazonais
FLMA4	1	10	3	1	1	constante, tendência, 11 dummies sazonais
FLMA5	1	9	6	2	1	constante, tendência, 11 dummies sazonais
FLMA6	1	9	5	2	1	constante, tendência, 11 dummies sazonais
FLMA7	2	10	3	2	2	constante, tendência, 11 dummies sazonais
FLMA8	1	10	7	1	1	constante, tendência, 11 dummies sazonais
FLMA9	2	8	2	2	2	constante, tendência, 11 dummies sazonais
FLMA10	1	7	1	1	1	constante, tendência, 11 dummies sazonais
FLMA11	4	9	4	4	1	constante, tendência, 11 dummies sazonais
FLMA12	2	8	6	2	2	constante, tendência, 11 dummies sazonais

FONTE: O autor.

O próximo passo consistiu em estimar os coeficientes das especificações propostas FLMA1 a FLMA12, conforme Quadro 14, e com as defasagens obtidas, conforme Quadro 15, pelo VAR através do método MQO sem restrições nos coeficientes. Concomitantemente, estimou-se as especificações pelo modelo VAR com restrições nos coeficientes, VAR FLMA*, pelo método EGLS com procedimento Top-Down (TD), esse escolhido pelo critério de Akaike. Por último, estimou-se o BVAR com a mesma defasagem e especificações das variáveis endógenas do modelo VAR, sem restrição nos coeficientes, com intercepto, tendência, distribuição de probabilidade *prior* de Minnesota, matriz de hiperparâmetros de Litterman com rigidez, *tightness*, dos hiperparâmetros de 0.1, peso escalar simétrico de 0.5 e aceleração de decaimento da defasagem de 0.1. Portanto, 36 especificações através dos modelos VAR, VAR* e BVAR, candidatas para previsão da taxa de câmbio, foram estimadas.

A condição de estabilidade dos modelos VAR e VAR* iniciam-se pela observação do módulo dos *eigenvalues* da polinomial característica reversa. Esses valores não devem ter raízes dentro e nem sobre o círculo unitário complexo. Para os modelos BVAR não foram elaborados testes de estabilidade dos coeficientes e dos resíduos. Por esse motivo especificações que geram resultados instáveis nos resíduos e nos parâmetros do modelo VAR não foram calculados pelo modelo BVAR.

Os resultados do teste de estabilidade pela raiz característica reversa das especificações VAR FLMA1 a FLMA12 e VAR FLMA1* a FLMA12* encontram-se no Anexo 2. Das 24 especificações geradas pelo VAR e VAR*, 20 são estáveis porque nenhum

valor em módulo dos *eigenvalues* da polinomial característica reversa é menor que a unidade e 4 especificações são instáveis e explosivas (VAR FLMA11, FLMA1*, FLMA7* e FLMA8*).

A estabilidade dos parâmetros em cada ponto do tempo das especificações VAR FLMA e VAR FLMA* foi observada pelos testes de quebra estrutural de Chow *bp*, *ss* e *fc*. Os resultados dos três testes de Chow¹¹⁶ em todos os modelos VAR FLMA e FLMA*, a 5% e 10% de significância, apontam instabilidade dos parâmetros em diversos períodos¹¹⁷. O resultado do teste de Chow *bp* aponta instabilidade dos parâmetros em 2000 a 2002 e estabilidade dos parâmetros nos demais períodos, inclusive perto do fim da amostra (2008 e 2009). O resultado do teste de Chow *ss* mostra que a matriz de covariâncias dos resíduos, $\hat{\Sigma}_u$, em determinados períodos não é constante, exceção ao anos de 2002 a 2004. $\hat{\Sigma}_u$ tem estabilidade em 2008 e 2009. O resultado do teste de Chow *fc* nos modelos VAR e VAR* não rejeitam a hipótese nula de que todos os coeficientes, inclusive a matriz de covariância residual, $\hat{\Sigma}_u$, podem variar no mesmo período. Mostra, inclusive, que existe quebra estrutural perto do fim da amostra¹¹⁸.

Os testes de CUSUM e CUSUM-SQ¹¹⁹ aplicados nas equações de cada um dos modelos VAR FLMA e FLMA*, a 1% de significância, não rejeitam a hipótese nula de estabilidade dos resíduos da equação da taxa de câmbio. Excessão feita aos modelos VAR FLMA11, VAR FLMA1*, VAR FLMA7* e VAR FLMA8*, onde rejeita-se a hipótese nula de estabilidade dos resíduos. Os resultados de estabilidade dos resíduos estão em linha com os resultados da raiz da polinomial característica reversa.

Após o procedimento da análise da estabilidade dos parâmetros, observamos os resultados da análise residual. O Anexo 3 mostra as defasagens em que as auto-correlações e auto-correlações parciais estão fora da área limitada por $\pm 2/T^{1/2}$, significando, portanto, a rejeição da hipótese nula de não haver auto-correlação. Nesse sentido, todos os modelos VAR FLMA e FLMA* estimados têm auto-correlação nos resíduos.

¹¹⁶ Como os testes de Chow nas diversas especificações do VAR apontam uma padronização da quebra estrutural, no Anexo 8, mostram-se apenas os resultados dos testes de Chow para o VAR FLMA1 e VAR FLMA1*.

¹¹⁷ Para detalhes dos possíveis fenômenos econômicos que podem explicar a quebra estrutural nos períodos, ver página 155.

¹¹⁸ O ideal seria que não existisse quebra estrutural perto do fim da amostra. Isso aumentaria as chances de uma previsão mais confiável dos modelos nos períodos à frente mais próximos do fim da amostra.

¹¹⁹ Como os testes de CUSUM e do CUSUM-SQ nas diversas especificações do VAR apontam estabilidade dos resíduos, no Anexo 8, mostram-se apenas os resultados dos testes para o VAR FLMA1 e FLMA1*.

Os testes de Portmanteau, Q_h , Breusch-Godfrey, LM_h , e Edgerton-Shukur, LMF_h , a 1 % de significância, rejeitam a hipótese nula de não haver auto-correlação residual em todos os modelos VAR FLMA. Nos modelos VAR FLMA* aplicou-se somente os testes de Portmanteau e Breusch-Godfrey. A 1% de significância o teste de Portmanteau não rejeita a hipótese nula de não haver auto-correlação residual nas especificações VAR FLMA3*, FLMA9* e FLMA10*. Nas demais especificações rejeitam-se a hipótese nula. O teste de Breusch-Godfrey rejeita a hipótese nula em todas as especificações VAR FLMA*. O Quadro 16 resume os resultados de todos os testes de auto-correlação nos resíduos, das 24 especificações VAR FLMA e FLMA*.

QUADRO 16 – RESUMO DOS RESULTADOS DOS TESTES DE AUTO-CORRELAÇÃO RESIDUAL PORTMANTEAU, PORTMANTEAU AJUSTADO, BREUSCH-GODFREY E EDGERTON-SHUKUR MODELOS VAR FLMA E FLMA*

MODELOS	Portmanteau	Portmanteau ajustado	Breusch-Godfrey	Edgerton-Shukur
VAR FLMA1 a FLMA12	Rejeita-se H_0	Rejeita-se H_0	Rejeita-se H_0	Rejeita-se H_0
VAR FLMA2*	Rejeita-se H_0	Rejeita-se H_0	Rejeita-se H_0	NA
VAR FLMA3*	Não Rejeita-se H_0	Não Rejeita-se H_0	Rejeita-se H_0	NA
VAR FLMA4* a FLMA6*	Rejeita-se H_0	Rejeita-se H_0	Rejeita-se H_0	NA
VAR FLMA9* e FLMA10*	Não Rejeita-se H_0	Não Rejeita-se H_0	Rejeita-se H_0	NA

FONTE: O autor.

NOTA: NA= Não aplicado

NOTA₂: Não elaboramos os testes nas especificações VAR FLMA 11, 1*, 7* e 8*.

O próximo passo consistiu em comparar a distribuição dos resíduos padronizados dos modelos VAR FLMA e FLMA* com a distribuição normal, gerados pela função ponderadora Kernel Gaussiana¹²⁰ e realizar o teste de normalidade multivariada de Jarque-Bera, Lütkepohl (1993) e Doornik-Hansen (1994)¹²¹. A visualização da Kernel Gaussiana permite inferir que existem, no geral, evidências de desvios sistemáticos de assimetria e curtose dos resíduos em relação à curva normal padronizada em diversos modelos VAR FLMA e FLMA*. No entanto, pela teoria assintótica sobre a média das distribuições, a Kernel Gaussiana permite assumir a hipótese da normalidade dos resíduos em todos os modelos VAR FLMA e FLMA*.

Os testes de Lütkepohl e Doornik-Hansen comprovam os desvios sistemáticos de assimetria e curtose observadas pela visualização da Kernel Gaussiana, ou seja, rejeitam a hipótese nula de normalidade multivariada dos resíduos dos modelos VAR FLMA e FLMA*.

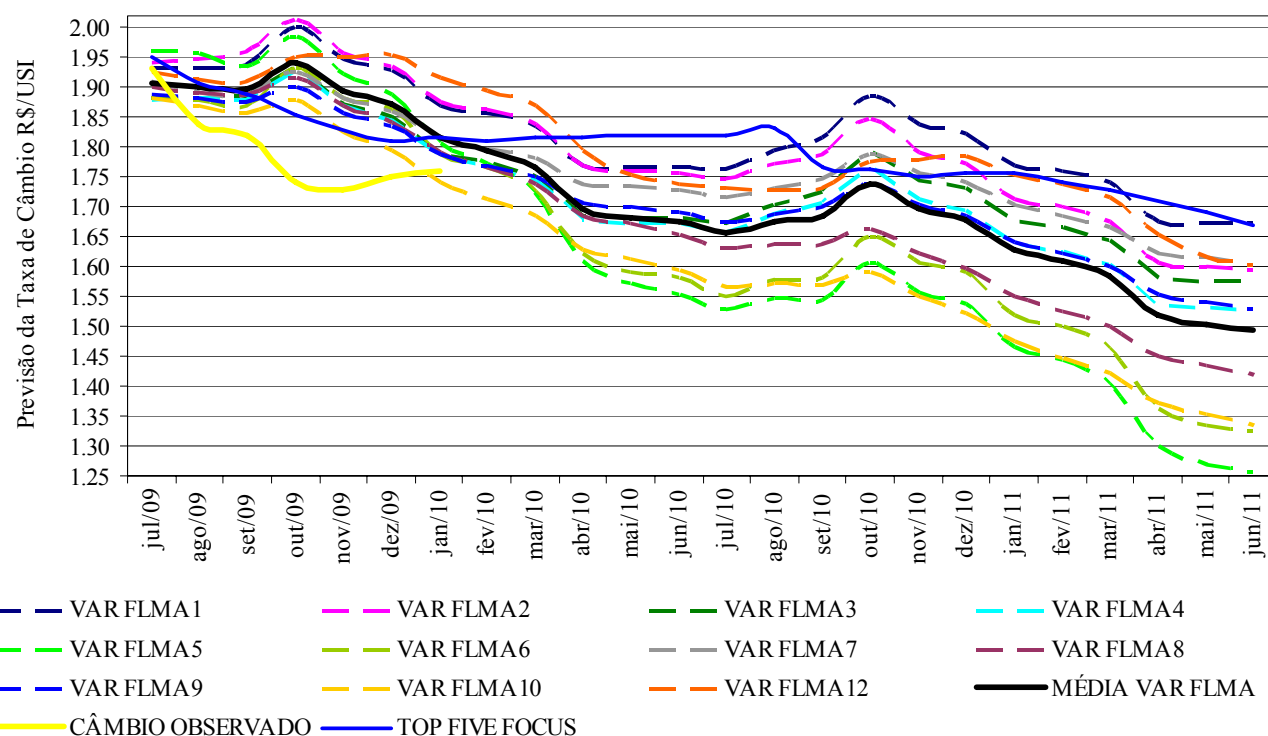
¹²⁰ Ver os resultados no Anexo 6.

¹²¹ Os resultados dos testes de normalidade multivariada de Jarque-Bera, Lütkepohl (1993) e Doornik-Hansen (1994) nas especificações dos modelos VAR FLMA e VAR FLMA* estão no Anexo 7.

Quanto ao Teste Jarque-Bera, os resultados não rejeitam a hipótese nula de normalidade dos resíduos na equação da taxa de câmbio nas especificações VAR FLMA7, FLMA8, FLMA9, FLMA10, FLMA12, FLMA9*, FLMA10* e FLMA12*.

Após os testes efetuados apresentam-se, respectivamente, nas Figuras 21, 22 e 23, as previsões pontuais da taxa de câmbio, 24 meses à frente, dos modelos VAR FLMA, VAR FLMA* e BVAR FLMA. Por fim, a Figura 24 apresenta os resultados da média dos modelos e da média das médias. Em todas as Figuras inserimos os resultados do câmbio observado até janeiro de 2009. Adicionalmente, para comparações, na Figura 24, apresenta-se os resultados das previsões do modelo AR(2) e das Instituições *Top Five* do Boletim Focus/BCB.

FIGURA 21 – PREVISÃO DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES – MODELOS VAR FLMA

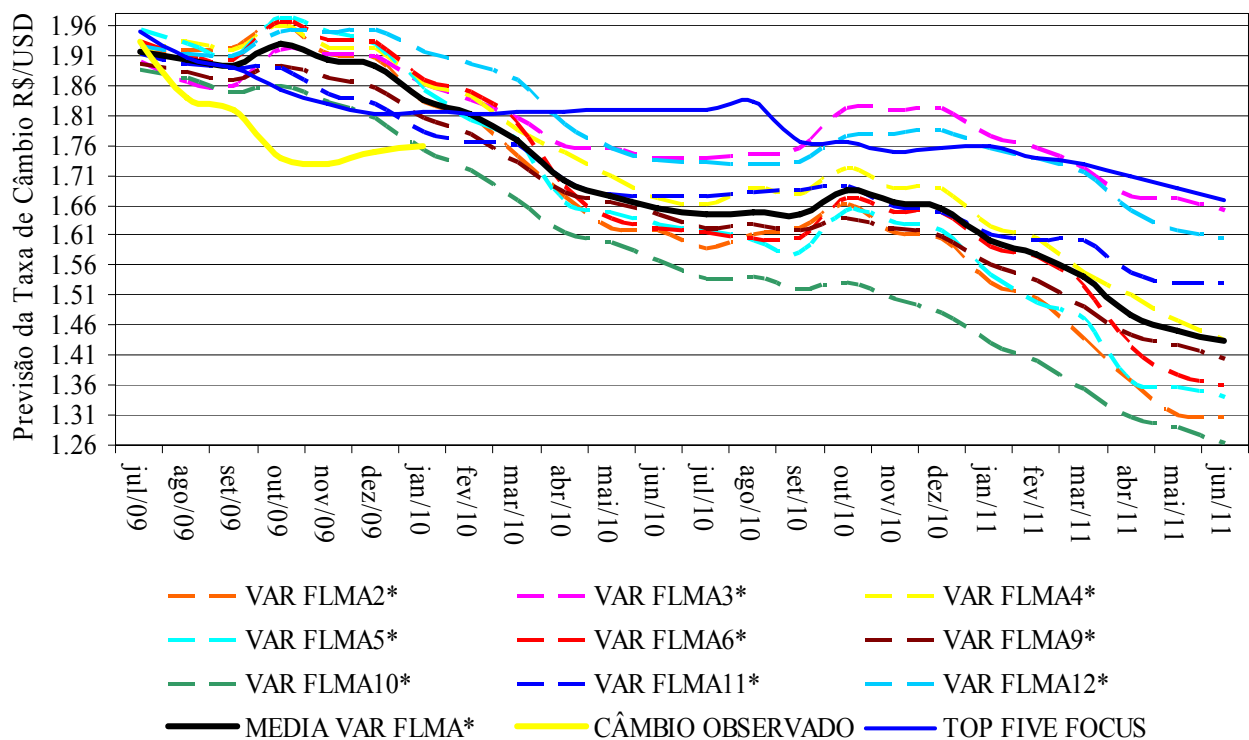


FONTE: O autor.

As especificações dos modelos VAR FLMA e FLMA*, expostos na Figura 21, 22 e 24, exibem tendência similar da previsão da taxa de câmbio: de apreciação do real ao longo do tempo. Ao longo da tendência de previsão de apreciação, dois períodos apontam para leves depreciações do real: 4 períodos à frente (outubro de 2009) e com duração de 2 meses, onde as especificações apontam previsões pontuais entre R\$/US\$ 1,87 a 2,01 e, a segunda, 12 períodos

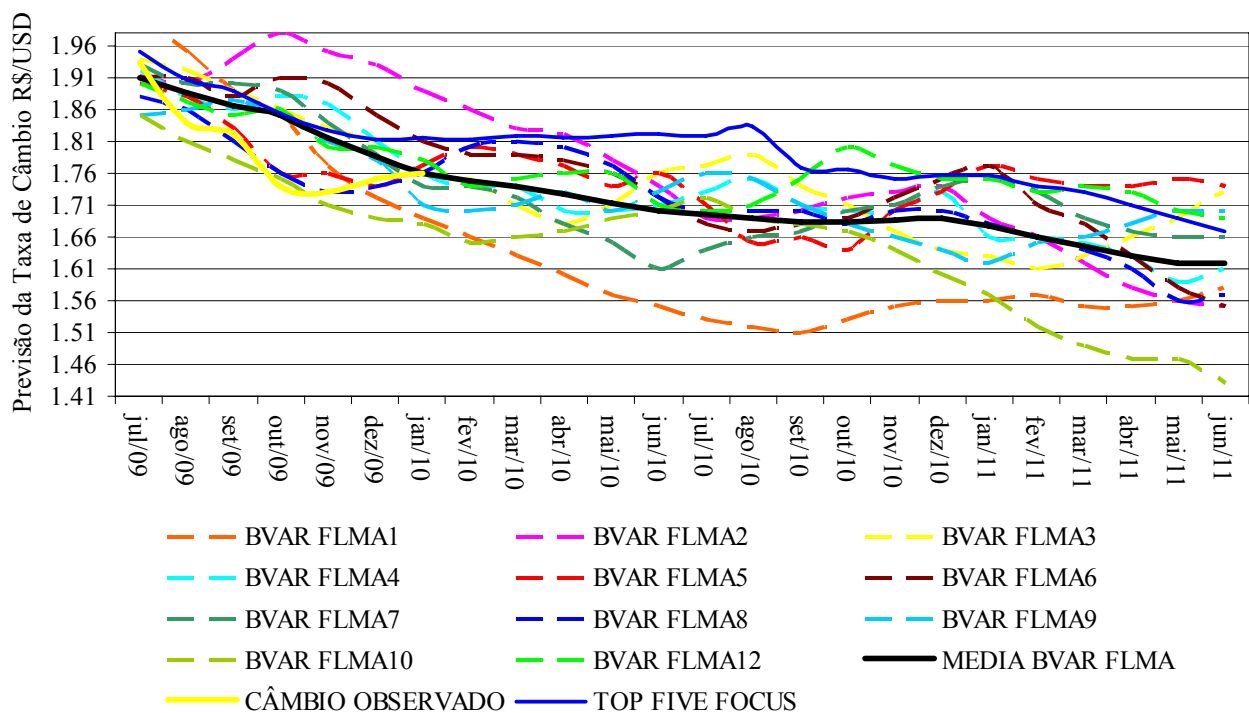
a frente (julho de 2010), com duração de 4 meses. Nessa fase de depreciação, especificações VAR FLMA e FLMA* apontam previsões entre R\$/US\$ 1,52 à 1,88.

FIGURA 22 – PREVISÃO DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES – MODELOS VAR FLMA*



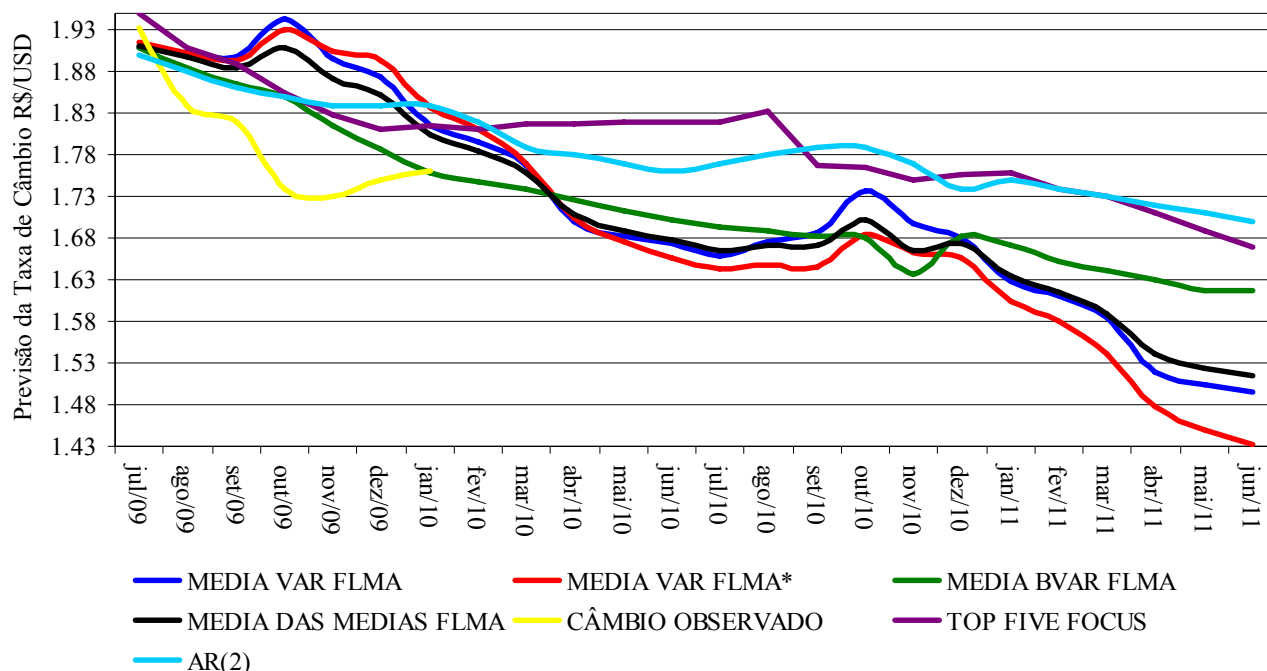
FONTE: O autor.

FIGURA 23 – PREVISÃO DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES – MODELOS BVAR FLMA



FONTE: O autor.

FIGURA 24—PREVISÃO DA TAXA DE CÂMBIO DOS MODELOS VAR FLMA, FLMA* E BVAR FLMA COMPARADOS A MODELOS AR, DADOS OBSERVADOS DA TAXA DE CÂMBIO E TOP FIVE DO BOLETIM FOCUS, 24 MESES A FRENTE



FONTE: O autor.

As especificações inseridas nos modelos VAR FLMA e FLMA* apontam, 24 meses à frente, previsões pontuais de apreciação da taxa de câmbio em relação ao período inicial da previsão (julho de 2009) que variam entre R\$/USD 1,43 a R\$ 1,69.

As previsões médias dos modelos VAR FLMA e FLMA*, conforme Figuras 21, 22 e 24 aponta no curto prazo, 3 meses à frente, uma estabilidade do valor da taxa de câmbio (em torno de R\$/US\$ 1,90), seguida de leve depreciação de 3 a 5 meses a frente, para R\$/US\$ 1,94 e R\$/US\$ 1,92, respectivamente.

Após esse período a previsão média dos modelos VAR FLMA e FLMA* apontam para um longo período de apreciação (em torno de 10 meses). Após julho de 2010, a previsão média da taxa de câmbio circula em torno de R\$/US\$ 1,65; procede leve depreciação, em torno de 4 meses, entre R\$/US\$ 1,68 a R\$/US\$ 1,73 e; por fim, retoma o movimento de apreciação do real. Em dezembro de 2010, a média da previsão dos modelos VAR FLMA e FLMA* apontam para R\$/US\$ 1,68 e R\$/US\$ 1,66 e em junho de 2011, R\$/US\$ 1,50 e R\$/US\$ 1,53, respectivamente.

No curto prazo, 3 meses à frente, todas as especificações tem os resultados de previsões muito similares. A partir de 3 meses, os resultados dos modelos VAR FLMA4 e FLMA9 são muito similares a média dos modelos VAR FLMA. O mesmo ocorre com as especificações VAR FLMA4* e FLMA9* em relação à média dos modelos FLMA*.

Apesar de indicar tendência de queda da taxa de câmbio, 24 períodos à frente, a média combinada das especificações BVAR FLMA, Figura 23, não capta os dois movimentos de leve depreciação do real (3 e 12 meses à frente) ao longo da tendência de apreciação como a média combinada dos modelos VAR FLMA e FLMA*. Em dezembro de 2009, a média da previsão dos modelos BVAR FLMA apontam a taxa de câmbio em R\$/US\$ 1,78; em junho de 2010, R\$/US\$ 1,70; em dezembro de 2010, R\$/US\$ 1,69 e em junho de 2011, R\$/US\$ 1,61.

A Figura 24 mostra que a previsão combinada média da taxa de câmbio das especificações VAR FLMA, VAR FLMA* e BVAR FLMA, ao longo do tempo, indicam tendência de queda da taxa de câmbio. Em valores numéricos, 10 meses à frente, a média dos modelos VAR FLMA e FLMA*, apontam apreciação mais suave do real do que modelos BVAR FLMA. Após 10 meses à frente (abril de 2010) a posição se inverte: a média combinada dos modelos BVAR apontam apreciações mais suaves que a média dos modelos VAR FLMA e VAR FLMA*, salvo os meses de setembro a dezembro de 2010 (14 a 17 meses à frente).

Sete meses à frente, a média combinada das especificações BVAR FLMA se aproximaram mais do valor observado da taxa de câmbio do que a previsão combinada média das especificações VAR FLMA, VAR FLMA*, modelo AR(2) e as previsões das Instituições *Top Five* do Boletim Focus do BCB.

No mais, 7 meses à frente, as previsões pontuais das especificações BVAR FLMA8*, FLMA5*, FLMA10* e FLMA1*, na Figura 23, entre todas as especificações calculadas pelo VAR, VAR* e BVAR, foram aquelas que mais acertaram a tendência e mais se aproximaram do valor numérico observado da taxa de câmbio.

No curto prazo, 2 meses à frente, as previsões pontuais da taxa de câmbio pelas diversas especificações FLMA, inclusive as Instituições *Top Five* do Boletim Focus, foram hábeis para acertar, pontualmente, a taxa de câmbio. Dessa observação, levanta-se a hipótese

que qualquer especificação escolhida advinda do modelo monetário FLMA tem o resultado numérico e de tendência, no geral, muito próximo do valor e da tendência observada da taxa de câmbio. A amplitude da variação da previsão da taxa de câmbio é que vai variar de uma especificação em relação à outra ou de um método em relação a outro (VAR, VAR*, BVAR e AR).

Nos primeiros 7 meses à frente, a média das médias VAR C, a média das especificações VAR C, VAR C*, BVAR C, AR(2) e as previsões das Instituições *Top Five* do Boletim Focus foram hábeis em acertar, com suas previsões, a tendência da taxa de câmbio. Mas, numericamente, quando comparamos com a taxa de câmbio observada, as previsões pontuais ficaram bem acima dos valores observados, principalmente nos meses de outubro e novembro de 2009. Nesses meses, 4 e 5 meses à frente, a taxa de câmbio observada média do período caiu aproximadamente 5,4%, de R\$/US\$ 1,83 para R\$1,73. No mesmo período, as previsões numéricas das médias dos modelos VAR's, AR e *Top Five* do Boletim Focus apontavam a taxa de câmbio pontual entre R\$/US\$1,83 a R\$1,94¹²².

4.2.5. A Abordagem Monetária pela Conta Capital, *Capital Account Monetarist Approach* (KAMA) sob Preços Rígidos, *Stick-Price Monetary Approach* (SPMA)

No modelo KAMA-SPMA, as variáveis utilizadas na estimativa da taxa de câmbio são relatadas a seguir e seus gráficos em nível e em taxa de crescimento mensal estão no Anexo 1: a) Taxa de câmbio nominal em R\$/US\$, compra média de período, série 3697 do BCB-DEPEC; b) Taxa de juros SELIC acumulada no mês anualizada, série 4189 do BCB-DEMAB, em % a.a; c) Taxa de Juros *Fed Funds Effective Rate*¹²³; d) Meios de pagamento - M1, série 1827 do BCB-DEPEC; e) Meios de pagamento, M1, dos Estados Unidos; f) Meios de pagamento amplo, M2, série 1837 do BCB-DEPEC; g) Meios de pagamento, M2, dos Estados Unidos; h) Índice de Produção Industrial mensal, Base 100=2002, IBGE, h) Índice de Produção

¹²² Caso utilizássemos o intervalo de confiança dos modelos, nos primeiros 7 períodos à frente, todas as especificações FLMA acertariam a taxa de câmbio, assim como o modelo AR e as Instituições Top Five do Boletim Focus.

¹²³ As séries da economia americana foram obtidas no site do *Board of Governors of the Federal Reserve System*. <http://www.federalreserve.gov/datadownload/>

Industrial mensal, Base 100=2002 dos Estados Unidos, i) Expectativas do IPCA acumulado para os próximos 12 meses¹²⁴, em % a.a.; j) Expectativa do *Consumer Index Price* acumulado para os próximos 12 meses.

Conforme Sims-Stock-Watson (1990), temos 8 especificações do modelo Abordagem Monetária pela Conta Capital, *Capital Account Monetarist Approach* (KAMA) sob Preços Rígidos, *Stick-Price Monetary Approach* (SPMA), chamados aqui de modelos SPMA, conforme Quadro 17.

QUADRO 17 - ESPECIFICAÇÕES DAS VARIÁVEIS, MODELOS VAR SPMA PARA PREVER A TAXA DE CÂMBIO.

MODELO	VARIÁVEIS ENDÓGENAS
SPMA1	câmbio nominal, taxas de crescimento M1 Brasil e M1 EUA, diferença da SELIC e FED Funds, diferença da taxa de crescimento da produção do Brasil e EUA, diferença das expectativas de inflação do Brasil e EUA
SPMA2	câmbio nominal, taxa de crescimento M1 Brasil, taxa de crescimento M1 EUA, diferença da taxa de crescimento da SELIC e FED Funds, diferença da taxa de crescimento da produção do Brasil e EUA, diferença das expectativas de inflação do Brasil e EUA
SPMA3	câmbio nominal, taxas de crescimento M2 Brasil e M2 EUA, diferença da SELIC e FED Funds, diferença da taxa de crescimento da produção do Brasil e EUA, diferença das expectativas de inflação do Brasil e EUA
SPMA4	câmbio nominal, taxas de crescimento M2 Brasil e M2 EUA, diferença da taxa de crescimento da SELIC e FED Funds, diferença da taxa de crescimento da produção do Brasil e EUA, diferença das expectativas de inflação do Brasil e EUA
SPMA5	retorno do câmbio nominal, taxa de crescimento M1 Brasil, taxa de crescimento M1 EUA, diferença da SELIC e FED Funds, diferença da taxa de crescimento da produção do Brasil e EUA, diferença das expectativas de inflação do Brasil e EUA
SPMA6	retorno do câmbio nominal, taxa de crescimento M1 Brasil, taxa de crescimento M1 EUA, diferença da taxa de crescimento da SELIC e FED Funds, diferença da taxa de crescimento da produção do Brasil e EUA, diferença das expectativas de inflação do Brasil e EUA
SPMA7	retorno do câmbio nominal, taxa de crescimento M2 Brasil, taxa de crescimento M2 EUA, diferença da SELIC e FED Funds, diferença da taxa de crescimento da produção do Brasil e EUA, diferença das expectativas de inflação do Brasil e EUA
SPMA8	retorno do câmbio nominal, taxa de crescimento M2 Brasil, taxa de crescimento M2 EUA, diferença da taxa de crescimento da SELIC e FED Funds, diferença da taxa de crescimento da produção do Brasil e EUA, diferença das expectativas de inflação do Brasil e EUA

FONTE: O autor.

Como as previsões da taxa de câmbio são calculadas pelas metodologias VAR, VAR* e BVAR, geramos 24 especificações abreviadas de VAR SPMA1 a SPMA8, VAR SPMA1* a SPMA8* e BVAR SPMA1 a SPMA8.

Para obter a defasagem ótima do VAR e VAR* montamos as especificações SPMA1 a SPMA8, conforme o Quadro 17, e incluímos também todas as variáveis exógenas, nomeadamente, intercepto, tendência e *dummies* sazonais. Para as especificações SPMA1 a

¹²⁴ Obtida no Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil, *menu* Expectativas de Mercado e depois *menu* Séries Históricas.

SPMA8 do BVAR incluímos somente intercepto e tendência, sem *dummies* sazonais. Nesse caso extraímos a sazonalidade de algumas séries que necessitem do artifício antes de montar as especificações para inserir no BVAR. Para modelos BVAR adotamos a mesma defasagem do VAR e VAR*.

A defasagem ótima das especificações foi construída utilizando os critérios AIC, FPE, H-Q e SC juntamente com a estratégia descrita na metodologia, seção Critérios de Seleção de Ordem do VAR. Os resultados encontram-se no Quadro 18.

QUADRO 18 – RESULTADOS DOS CRITÉRIOS DE SELEÇÃO DA ORDEM DE DEFASAGEM DOS MODELOS FLMA

ESPECIFICAÇÃO	DEFASAGEM ÓTIMA	DEFASAGEM ÓTIMA				DETALHES EXÓGENOS
		AIC	FPE	HQ	SC	
SPMA1	3	5	3	3	2	constante, tendência, 11 dummies sazonais
SPMA2	1	9	7	2	1	constante, tendência, 11 dummies sazonais
SPMA3	4	10	4	4	2	constante, tendência, 11 dummies sazonais
SPMA4	1	10	6	2	1	constante, tendência, 11 dummies sazonais
SPMA5	2	9	5	2	2	constante, tendência, 11 dummies sazonais
SPMA6	1	10	7	2	1	constante, tendência, 11 dummies sazonais
SPMA7	2	10	7	6	2	constante, tendência, 11 dummies sazonais
SPMA8	2	10	2	2	1	constante, tendência, 11 dummies sazonais

FONTE: O autor.

Na maioria das especificações, utilizamos 1 e 2 defasagens. O próximo passo consistiu em estimar os coeficientes das especificações propostas SPMA1 a SPMA8, conforme Quadro 17, e com as defasagens obtidas, conforme Quadro 18, pelo VAR através do método MQO sem restrições nos coeficientes. Concomitantemente, estimaram-se as especificações pelo modelo VAR com restrições nos coeficientes, VAR SPMA*, pelo método EGLS com procedimento Top-Down (TD), esse escolhido pelo critério de Akaike. Por último, estimou-se o BVAR com a mesma defasagem e especificações de variáveis endógenas do VAR, sem restrição nos coeficientes, com intercepto, tendência, distribuição de probabilidade *prior* de Minnesota, matriz de hiper-parâmetros de Litterman com rigidez, *tightness*, dos hiper-parâmetros de 0.1, peso escalar simétrico de 0.5 e aceleração de decaimento da defasagem de 0.1. Portanto, 24 especificações através dos modelos VAR, VAR* e BVAR, candidatas para previsão da taxa de câmbio, foram estimadas.

A condição de estabilidade dos modelos VAR e VAR* foram observados pelo módulo dos *eigenvalues* da polinomial característica reversa. Esses valores não devem ter

raízes dentro e nem sobre o círculo unitário complexo. Para os modelos BVAR não foram elaborados testes de estabilidade dos coeficientes e dos resíduos. Por esse motivo especificações que geram resultados instáveis nos resíduos e nos parâmetros do modelo VAR não foram calculados pelo modelo BVAR.

Os resultados do teste de estabilidade pela raiz característica reversa das especificações VAR SPMA1 a SPMA8 e VAR SPMA1* a VAR SPMA8* encontram-se no Anexo 2. Das 16 especificações geradas pelo VAR e VAR*, 14 são estáveis porque nenhum valor em módulo dos *eigenvalues* da polinomial característica reversa é menor que a unidade e 2 especificações SPMA são instáveis e explosivas (VAR SPMA2 e SPMA5*).

A estabilidade dos parâmetros em cada ponto do tempo das especificações VAR SPMA e SPMA* foi observada pelos testes de quebra estrutural de Chow *bp*, *ss* e *fc*. Os resultados dos três testes de Chow¹²⁵ em todos os modelos VAR SPMA e SPMA*, a 5% e 10% de significância, apontam instabilidade dos parâmetros em diversos períodos¹²⁶.

O resultado do teste de Chow *fc* nos modelos VAR e VAR* não rejeitam a hipótese nula de que todos os coeficientes, inclusive a matriz de covariância residual, $\hat{\Sigma}_u$, podem variar no mesmo período, exceção ao ano de 2008. Mostra, inclusive, que existe quebra estrutural perto do fim da amostra. O ideal seria que não existisse quebra estrutural perto do fim da amostra. Isso aumentaria as chances de uma previsão mais confiável dos modelos nos períodos à frente mais próximos do fim da amostra.

O resultado do teste de Chow *bp* aponta instabilidade dos parâmetros nos modelos VAR SPMA e SPMA* a partir de 2004. O resultado do teste de Chow *ss* mostra que a matriz de covariâncias dos resíduos, $\hat{\Sigma}_u$, após 2004, não é constante. $\hat{\Sigma}_u$ tem instabilidade em 2009. Isso piora significativamente o intervalo de confiança dos modelos quando há quebra estrutural observada nos parâmetros de $\hat{\Sigma}_u$, perto do fim da amostra.

Os testes de CUSUM e CUSUM-SQ¹²⁷, aplicados nas equações de cada uma das

¹²⁵ Como os testes de Chow nas diversas especificações do VAR apontam uma padronização da quebra estrutural, no Anexo 8, mostram-se apenas os resultados dos testes de Chow para o VAR SPMA1 e SPMA1*.

¹²⁶ Para detalhes dos possíveis fenômenos econômicos que podem explicar a quebra estrutural nos períodos, ver página 155.

¹²⁷ Como os testes de CUSUM e do CUSUM-SQ na diversas especificações do VAR apontam estabilidade dos resíduos, no Anexo 8, mostra-se apenas os resultados dos testes para o VAR SPMA1 e SPMA1*.

especificações VAR SPMA e SPMA*, a 1% de significância, não rejeitam a hipótese nula de estabilidade dos resíduos da equação da taxa de câmbio, exceto nas especificações VAR SPMA2 e SPMA5*. Os resultados de estabilidade dos resíduos estão em linha com os resultados da raiz da polinomial característica reversa.

Após o procedimento da análise da estabilidade dos parâmetros, observamos os resultados da análise residual. O Anexo 3 mostra as defasagens em que as auto-correlações e auto-correlações parciais estão fora da área limitada por $\pm 2/T^{1/2}$, significando, portanto, a rejeição da hipótese nula de não haver auto-correlação. Nesse sentido, todos os modelos VAR SPMA e SPMA* estimados têm auto-correlação nos resíduos. Os testes de Portmanteau, Q_h , Breusch-Godfrey, LM_h , e Edgerton-Shukur, LMF_h , a 1 % de significância, rejeitam a hipótese nula de não haver auto-correlação residual em todos os modelos VAR SPMA.

Nos modelos VAR*, aplicamos somente os testes de Portmanteau e Breusch-Godfrey. A 1% de significância, o teste de Portmanteau não rejeita a hipótese nula de não haver auto-correlação residual na especificação VAR SPMA7*. O teste de Breusch-Godfrey não rejeita a hipótese nula de não haver auto-correlação residual nas especificações VAR SPMA1*, SPMA3*, SPMA6* e SPMA7*. Nas demais especificações com restrição nos parâmetros os testes de Portmanteau e Breusch-Godfrey rejeitam a hipótese nula. O Quadro 19 resume os resultados de todos os testes de auto-correlação nos resíduos, das 16 especificações VAR SPMA e SPMA*.

QUADRO 19 – RESUMO DOS RESULTADOS DOS TESTES DE AUTO-CORRELAÇÃO RESIDUAL PORTMANTEAU, PORTMANTEAU AJUSTADO, BREUSCH-GODFREY E EDGERTON-SHUKUR MODELOS VAR SPMA

MODELOS	Portmanteau	Portmanteau ajustado	Breusch-Godfrey	Edgerton-Shukur
VAR SPMA1 a SPMA8	Rejeita-se H_0	Rejeita-se H_0	Rejeita-se H_0	Rejeita-se H_0
VAR SPMA1* a SPMA8*	Não Rejeita-se H_0 no 7	Não Rejeita-se H_0 no 7	Não Rejeita-se H_0 no 1, 3, 6 e 7	NA

FONTE: O autor.

NOTA: NA= Não aplicado

NOTA₂: Não elaboramos os testes nas especificações VAR SPMA2 e SPMA5*.

O próximo passo consistiu em comparar a distribuição dos resíduos padronizados dos modelos VAR SPMA e SPMA* com a distribuição normal, gerados pela função ponderadora Kernel Gaussiana¹²⁸, e realizar o teste de normalidade multivariada de Jarque-Bera, Lütkepohl

¹²⁸ Ver os resultados no Anexo 6.

(1993) e Doornik-Hansen (1994)¹²⁹. A visualização da Kernel Gaussiana permite inferir que existem evidências de desvios sistemáticos de assimetria e curtose dos resíduos em relação a curva normal padronizada em diversos modelos VAR SPMA e SPMA*. No entanto, pela teoria assintótica sobre a média das distribuições de probabilidade, pela Kernel Gaussiana, assume-se a hipótese da normalidade dos resíduos em todos os modelos VAR SPMA e SPMA*.

Os testes de Lütkepohl e Doornik-Hansen comprovam os desvios sistemáticos de assimetria e curtose observadas pela visualização da Kernel Gaussiana, ou seja, rejeitam a hipótese nula de normalidade multivariada dos resíduos dos modelos VAR SPMA e SPMA*. Quanto ao Teste Jarque-Bera, os resultados não rejeitam a hipótese nula de normalidade dos resíduos na equação da taxa de câmbio nas especificações VAR SPMA1, SPMA3, SPMA5, SPMA7, SPMA8, SPMA6*, SPMA7* e SPMA8*.

Após os testes efetuados apresentam-se, respectivamente, nas Figuras 25, 26 e 27, as previsões pontuais da taxa de câmbio, 24 meses à frente, dos modelos VAR SPMA, VAR SPMA* e BVAR SPMA. Por fim, na Figura 28, apresentam-se os resultados da média dos modelos e da média das médias. Em todas as Figuras inserimos os resultados do câmbio observado até janeiro de 2009. Adicionalmente, para efeitos de comparação, na Figura 28, inserimos os resultados das previsões do modelo AR(2) com constante e a previsão das Instituições *Top Five* do Boletim Focus do BCB.

As especificações dos modelos VAR SPMA, VAR SPMA* e BVAR SPMA, expostos na Figura 25 a 27, exibem uma tendência similar da previsão da taxa de câmbio: de apreciação do real ao longo do tempo.

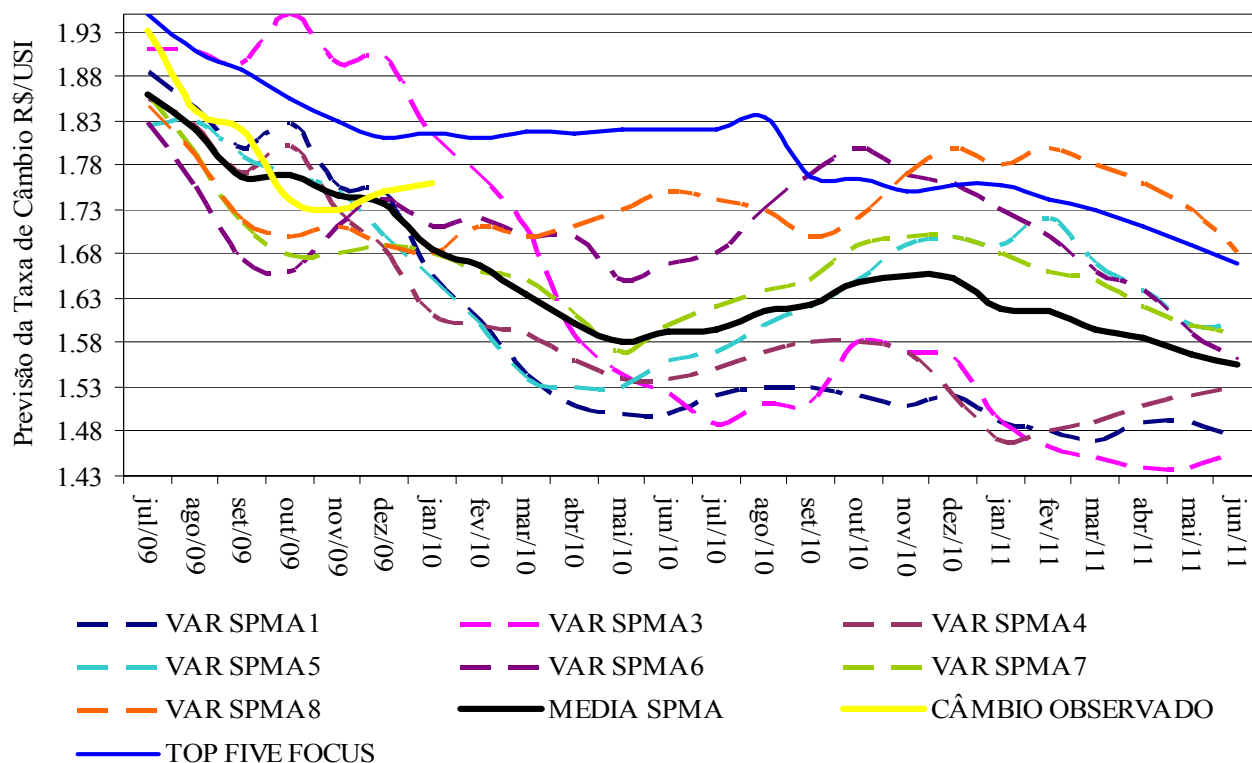
Na figura 28, nos primeiros 7 meses à frente, a média combinada das especificações BVAR SPMA, VAR SPMA e do VAR SPMA*, assim como a média das médias SPMA, se aproximaram mais do valor observado da taxa de câmbio do que a previsão do modelo AR(2) e as previsões das Instituições *Top Five* do Boletim Focus do BCB. No mesmo período, 7 meses a frente, grande parte das especificações SPMA inseridas no VAR, VAR* e BVAR resultaram

¹²⁹ Os resultados dos testes de normalidade multivariada de Jarque-Bera, Lütkepohl (1993) e Doornik-Hansen (1994) nas especificações dos modelos VAR SPMA e SPMA* estão no Anexo 7.

em previsões numéricas e de tendência da taxa de câmbio muito próximas ao valor observado. Exceções quanto a proximidade do valor numérico em relação ao valor observado ficam por conta de 8 especificações, a saber: BVAR SPMA3, BVAR SPMA6, VAR SPMA3, VAR SPMA8*, VAR SPMA2*, VAR SPMA3*, VAR SPMA4* e VAR SPMA7*.

No horizonte de 14 meses à frente, a média combinada das especificações VAR SPMA* exibem uma apreciação da taxa de câmbio mais suave que as especificações VAR SPMA. Após 14 meses à frente, a situação se inverte e a média dos modelos VAR SPMA exibem tendência mais suave de apreciação da taxa de câmbio do que modelos VAR SPMA*.

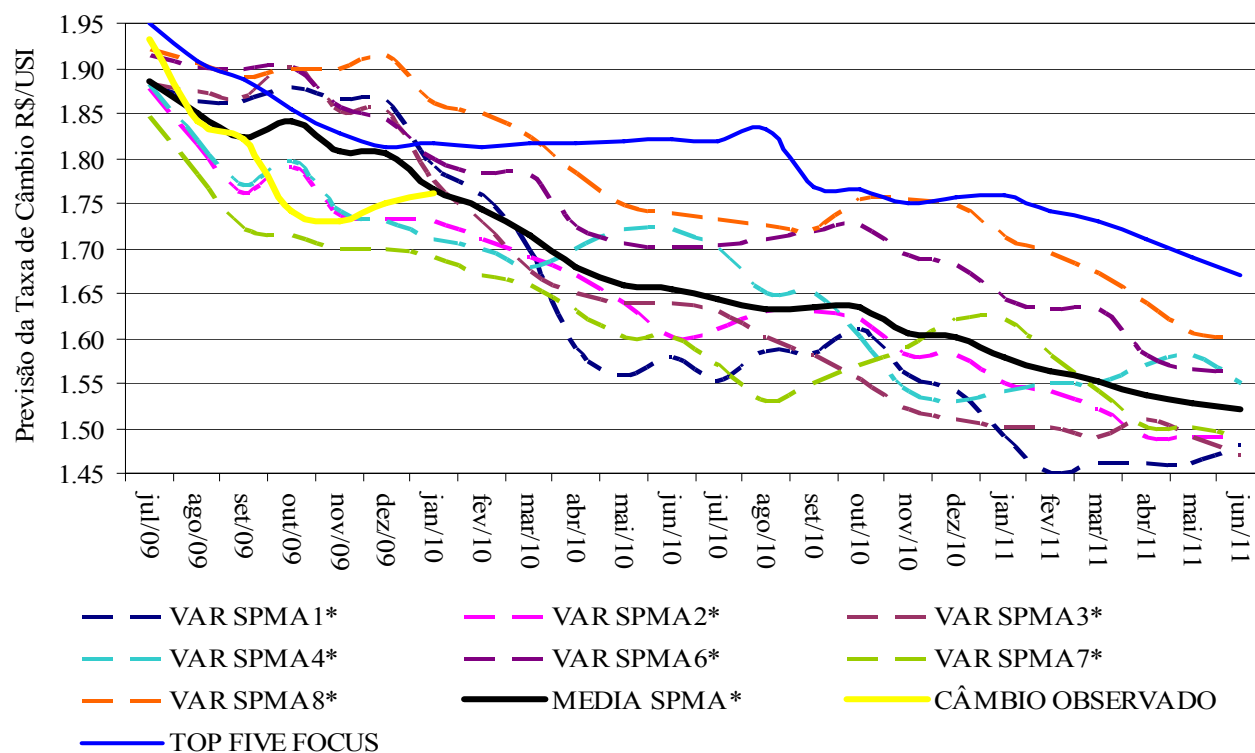
FIGURA 25 – PREVISÃO DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES – MODELOS VAR SPMA



FONTE: O autor.

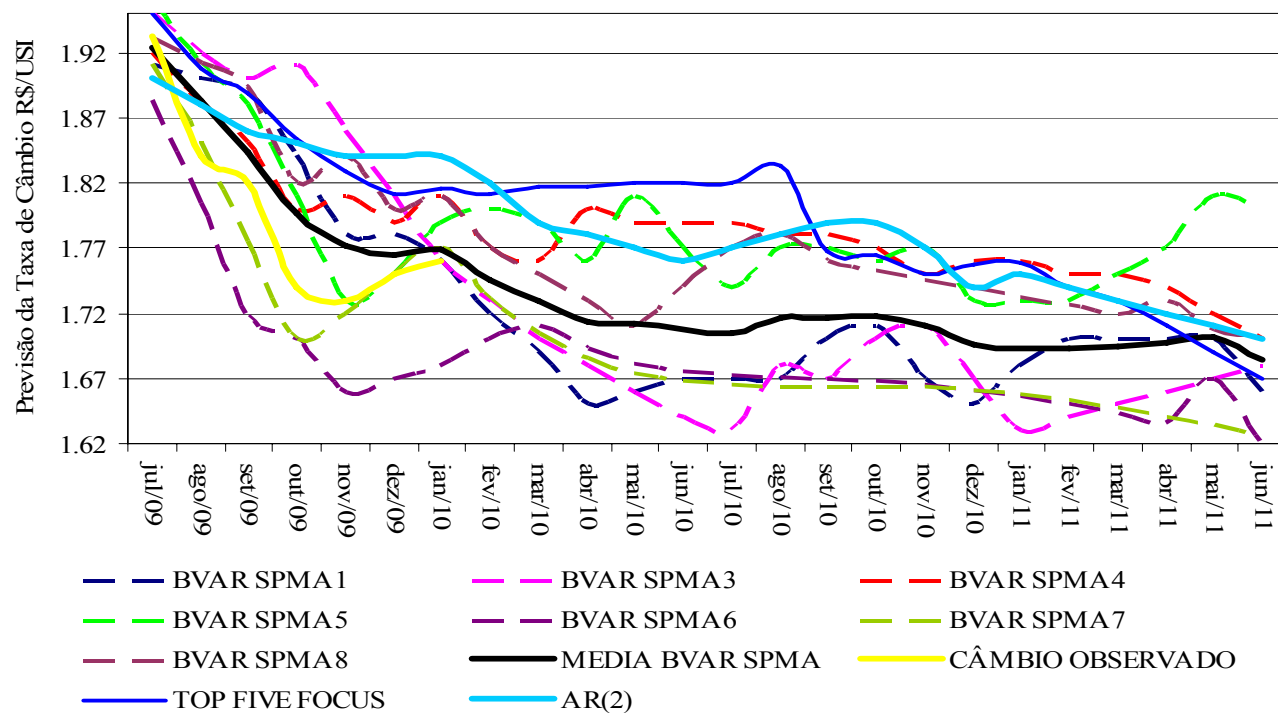
As previsões combinadas média dos modelos BVAR SPMA sempre exibem, ao longo do tempo, tendência de apreciação do real mais suave que a previsão combinada média dos modelos VAR SPMA e VAR SPMA*, exceto no horizonte de 4 a 7 meses à frente.

FIGURA 26 – PREVISÃO DA TAXA DE CâMBIO PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES – MODELOS VAR SPMA*



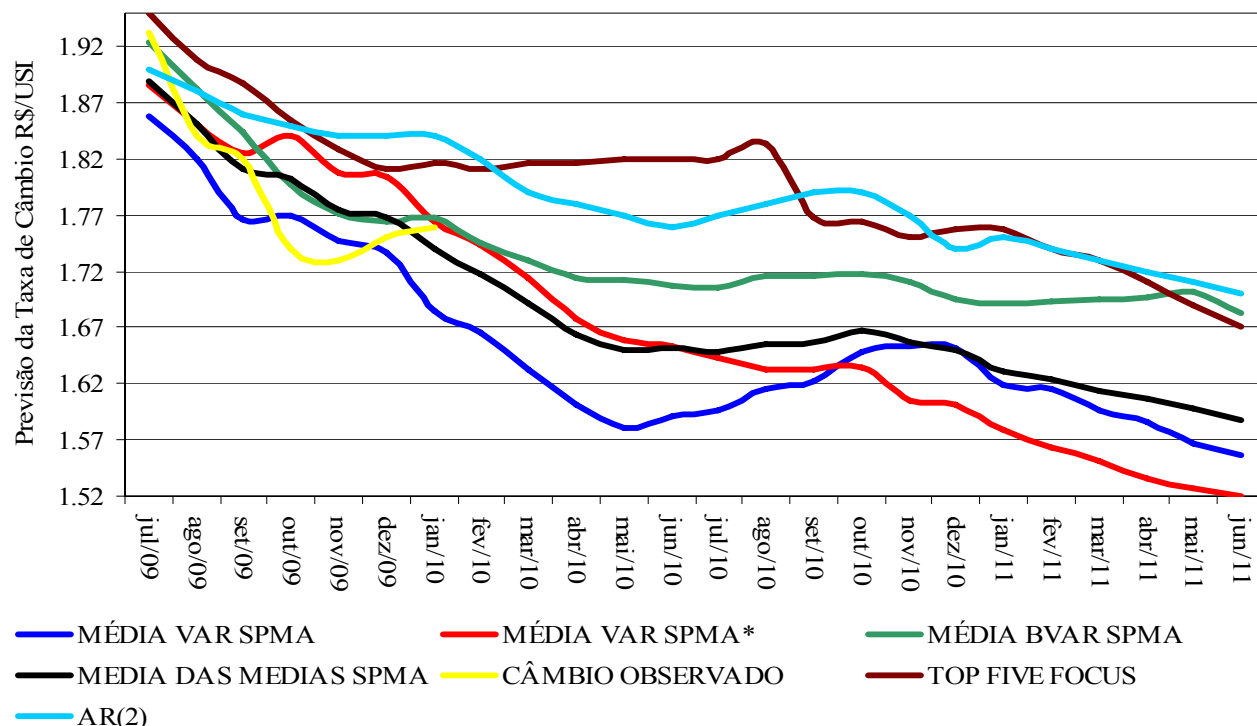
FONTE: O autor.

FIGURA 27 – PREVISÃO DA TAXA DE CâMBIO PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES – MODELOS BVAR SPMA



FONTE: O autor.

FIGURA 28—PREVISÃO DA TAXA DE CÂMBIO DOS MODELOS VAR SPMA, SPMA* E BVAR SPMA COMPARADOS A MODELOS AR, DADOS OBSERVADOS DA TAXA DE CÂMBIO E TOP FIVE DO BOLETIM FOCUS, 24 MESES A FRENTE



FONTE: O autor.

A média dos modelos VAR SPMA, VAR SPMA* e BVAR SPMA e a média das médias SPMA, conforme Figura 28, apontam, respectivamente, previsão da taxa de câmbio em dezembro de 2009 de R\$/US\$ 1,75, R\$/US\$1,80, R\$/US\$ 1,77 e R\$/US\$1,77, em dezembro de 2010 de R\$/US\$ 1,65, R\$/US\$1,60, R\$/US\$1,70 e R\$/US\$ 1,65; e em junho de 2011 de R\$/US\$1,55, R\$/US\$1,52, R\$/US\$1,68 e R\$/US\$1,59.

4.2.6. O Modelo pela Abordagem da Carteira, *Balance Portfolio Approach* (BPA)

No modelo BPA, as variáveis utilizadas na estimativa da taxa de câmbio são relacionadas a seguir e seus gráficos em nível e em taxa de crescimento mensal estão no Anexo 1: a) Taxa de câmbio nominal em R\$/US\$, compra média de período, série 3697 do BCB-DEPEC; b) Meios de pagamento - M1, série 1827 do BCB-DEPEC; c) Meios de pagamento, M1, dos

Estados Unidos¹³⁰; d) Meios de pagamento amplo, M2, série 1837 do BCB-DEPEC; e) Meios de pagamento, M2, dos Estados Unidos; f) Índice de Produção Industrial mensal, Base 100=2002, IBGE, g) Índice de Produção Industrial mensal, Base 100=2002 dos Estados Unidos, h) Expectativa do IPCA acumulado para os próximos 12 meses¹³¹, em % a.a.; i) Expectativa do *Consumer Index Price* acumulado para os próximos 12 meses; j) Índice de Títulos da Dívida de Mercados Emergentes, EMBI, do JP Morgan.

Conforme Sims-Stock-Watson (1990), optou-se em utilizar 8 especificações do Modelo pela Abordagem da Carteira, *Balance Portfolio Approach*, chamados aqui de modelos BPA, conforme Quadro 20.

QUADRO 20 - ESPECIFICAÇÕES DAS VARIÁVEIS, MODELOS BPA PARA PREVER A TAXA DE CÂMBIO.

MODELO	VARIÁVEIS ENDÓGENAS
BPA1	câmbio nominal, taxa de crescimento M1 Brasil, taxa de crescimento M1 EUA, diferença da taxa de crescimento da produção do Brasil e EUA, diferença das expectativas de inflação do Brasil e EUA, EMBI
BPA2	câmbio nominal, taxa de crescimento M1 Brasil e M1 EUA, diferença da taxa de crescimento da produção do Brasil e EUA, diferença das expectativas de inflação do Brasil e EUA, taxa de crescimento do EMBI
BPA3	câmbio nominal, taxa de crescimento M2 Brasil, taxa de crescimento M2 EUA, diferença da taxa de crescimento da produção do Brasil e EUA, diferença das expectativas de inflação do Brasil e EUA, EMBI
BPA4	câmbio nominal, taxa de crescimento M2 Brasil e M2 EUA, diferença da taxa de crescimento da produção do Brasil e EUA, diferença das expectativas de inflação do Brasil e EUA, taxa de crescimento do EMBI
BPA5	retorno do câmbio nominal, taxa de crescimento M1 Brasil, taxa de crescimento M1 EUA, diferença da taxa de crescimento da produção do Brasil e EUA, diferença das expectativas de inflação do Brasil e EUA, EMBI
BPA6	retorno do câmbio nominal, taxa de crescimento M1 Brasil e M1 EUA, diferença da taxa de crescimento da produção do Brasil e EUA, diferença das expectativas de inflação do Brasil e EUA, taxa de crescimento do EMBI
BPA7	retorno do câmbio nominal, taxa de crescimento M2 Brasil, taxa de crescimento M2 EUA, diferença da taxa de crescimento da produção do Brasil e EUA, diferença das expectativas de inflação do Brasil e EUA, EMBI
BPA8	retorno do câmbio nominal, taxa de crescimento M2 Brasil e M2 EUA, diferença da taxa de crescimento da produção do Brasil e EUA, diferença das expectativas de inflação do Brasil e EUA, taxa de crescimento do EMBI

Fonte: O autor.

Como as previsões da taxa de câmbio são calculadas pelas metodologias VAR, VAR* e BVAR temos 24 especificações que, ao longo do texto, são abreviados de VAR BPA1 a BPA8, VAR BPA1* a BPA8* e BVAR BPA1 a BPA8.

Para obter a defasagem ótima do VAR e VAR* montamos as especificações BPA1 a BPA8, conforme o Quadro 20, e incluímos variáveis exógenas, nomeadamente, intercepto, tendência e *dummies* sazonais. Para as especificações BPA1 a BPA8 do BVAR incluímos

¹³⁰ As séries da economia americana foram obtidas no site do *Board of Governors of the Federal Reserve System*. <http://www.federalreserve.gov/datadownload/>

¹³¹ Obtida no Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil, *menu* Expectativas de Mercado e depois *menu* Séries Históricas.

somente intercepto e tendência, sem *dummies* sazonais. Nesse caso extraímos a sazonalidade de algumas séries que necessitem do artifício antes de montar as especificações para inserir no BVAR. Para modelos BVAR adotamos a mesma defasagem do VAR e VAR*.

As defasagens ótimas das especificações foram obtidas utilizando os critérios AIC, FPE, H-Q e SC juntamente com a estratégia descrita na metodologia, seção Critérios de Seleção de Ordem do VAR. Os resultados encontram-se no Quadro 21.

QUADRO 21 – RESULTADOS DOS CRITÉRIOS DE SELEÇÃO DA ORDEM DE DEFASAGEM DOS MODELOS BPA

ESPECIFICAÇÃO	DEFASAGEM UTILIZADA	DEFASAGEM ÓTIMA				DETALHES EXÓGENOS
		AIC	FPE	HQ	SC	
BPA1	3	10	3	3	1	constante, tendência, 11 dummies sazonais
BPA2	1	7	3	2	1	constante, tendência, 11 dummies sazonais
BPA3	1	6	4	2	1	constante, tendência, 11 dummies sazonais
BPA4	2	5	2	2	1	Constante, tendência, 11 dummies sazonais
BPA5	3	10	3	3	1	Constante, tendência, 11 dummies sazonais
BPA6	1	5	3	2	1	Constante, tendência, 11 dummies sazonais
BPA7	2	2	2	2	1	Constante, tendência, 11 dummies sazonais
BPA8	2	2	2	2	1	Constante, tendência, 11 dummies sazonais

FONTE: O autor.

O próximo passo consistiu em estimar os coeficientes das especificações propostas BPA1 a BPA8, conforme Quadro 20, e com as defasagens obtidas, conforme Quadro 21, pelo VAR através do método MQO sem restrições nos coeficientes. Concomitantemente, estimaram-se especificações pelo modelo VAR com restrições nos coeficientes, VAR BPA*, pelo método EGLS com procedimento Top-Down (TD), esse escolhido pelo critério de Akaike. Por último, estimou-se o BVAR com a mesma defasagem e especificações das variáveis endógenas do VAR, sem restrição nos coeficientes, com intercepto, tendência, distribuição de probabilidade *prior* de Minnesota, matriz de hiper-parâmetros de Litterman com rigidez *tightness* dos hiper-parâmetros de 0.1, peso escalar simétrico de 0.5 e aceleração de decaimento da defasagem de 0.1. Portanto, 24 especificações através dos modelos VAR, VAR* e BVAR, candidatas para previsão da taxa de câmbio, foram estimadas.

A estabilidade dos modelos VAR e VAR* foi observada pelos módulos dos *eigenvalues* da polinomial característica reversa. Esses valores não devem ter raízes dentro e sobre o círculo unitário complexo. Para os modelos BVAR não foram elaborados testes de estabilidade dos coeficientes e dos resíduos. Por esse motivo especificações que geram

resultados instáveis nos resíduos e nos parâmetros do modelo VAR não foram calculados pelo modelo BVAR.

Os resultados do teste de estabilidade pela raiz característica reversa das especificações VAR BPA1 a BPA8 e VAR BPA1* a BPA8* encontram-se no Anexo 2. Das 16 especificações geradas pelo VAR e VAR*, 14 são estáveis porque nenhum valor em módulo dos *eigenvalues* da polinomial característica reversa é menor que a unidade e 2 especificações SPMA são instáveis e explosivas (VAR BPA5 e BPA6*).

A estabilidade dos parâmetros em cada ponto do tempo das especificações VAR BPA e BPA* foi observada pelos testes de quebra estrutural de Chow (*bp*, *ss* e *fc*). Os resultados dos três testes de Chow¹³² em todos os modelos VAR BPA e BPA*, a 5% e 10% de significância, apontam instabilidade dos parâmetros em diversos períodos¹³³. O resultado do teste de Chow *fc* nos modelos VAR e VAR* não rejeitam a hipótese nula de que todos os coeficientes, inclusive a matriz de covariância residual, $\hat{\Sigma}_u$, podem variar no mesmo período, exceção ao ano de 2008. O resultado do teste de Chow *bp* aponta instabilidade dos parâmetros nos modelos VAR BPA e BPA* a partir de 2004. O resultado do teste de Chow *ss* mostra que a matriz de covariâncias dos resíduos, $\hat{\Sigma}_u$, após 2004, não é constante. $\hat{\Sigma}_u$ tem instabilidade em 2009. Isso piora significativamente o intervalo de confiança dos modelos quando há quebra estrutural observada nos parâmetros de $\hat{\Sigma}_u$, perto do fim da amostra.

Os testes de CUSUM e CUSUM-SQ¹³⁴ aplicados nas equações de cada um dos modelos VAR BPA e VAR BPA*, a 1% de significância, não rejeitam a hipótese nula de estabilidade dos resíduos da equação da taxa de câmbio, exceto nas especificações VAR BPA5 e BPA6. Os resultados de estabilidade dos resíduos estão em linha com os resultados da raiz da polinomial característica reversa.

Após o procedimento da análise da estabilidade dos parâmetros, observamos os resultados da análise residual. O Anexo 3 mostra as defasagens em que as auto-correlações e

¹³² Como os testes de Chow nas diversas especificações do VAR apontam uma padronização da quebra estrutural, no Anexo 8, mostra-se apenas os resultados dos testes de Chow para o VAR BPA1 e VAR BPA1*.

¹³³ Para detalhes dos possíveis fenômenos econômicos que podem explicar a quebra estrutural nos períodos, ver página 155.

¹³⁴ Como os testes de CUSUM e do CUSUM-SQ na diversas especificações do VAR apontam estabilidade dos resíduos, no Anexo 8, mostra-se apenas os resultados dos testes para o VAR BPA1 e BPA1*.

auto-correlações parciais estão fora da área limitada por $\pm 2/T^{1/2}$, significando, portanto, a rejeição da hipótese nula de não haver auto-correlação. Nesse sentido, todos os modelos VAR BPA e VAR BPA* estimados têm auto-correlação nos resíduos.

O teste de Portmanteau, Q_h , a 1 % de significância, não rejeita a hipótese nula de não haver auto-correlação residual nos modelos VAR BPA4, BPA8, BPA1*, BPA4*, BPA5* e BPA8*. O teste de Breusch-Godfrey, LM_h , a 1 % de significância, não rejeita a hipótese nula de não haver auto-correlação residual nos modelos VAR BPA1*, BPA4*, BPA7* e BPA8*. O teste Edgerton-Shukur, somente aplicado no modelo VAR, não rejeita a hipótese nula nos modelos VAR BPA4 e BPA8. O Quadro 21 resume os resultados de todos os testes de auto-correlação nos resíduos, das 16 especificações VAR BPA e BPA*.

QUADRO 22 – RESUMO DOS RESULTADOS DOS TESTES DE AUTO-CORRELAÇÃO RESIDUAL PORTMANTEAU, PORTMANTEAU AJUSTADO, BREUSCH-GODFREY E EDGERTON-SHUKUR MODELOS VAR BPA

MODELOS	Portmanteau	Portmanteau ajustado	Breusch-Godfrey	Edgerton-Shukur
BPA1 a BPA8	Não Rejeita H_0 no 4 e 8	Não Rejeita H_0 no 8	Rejeita H_0	Não Rejeita H_0 no 4 e 8
BPA1* a BPA8*	Não Rejeita H_0 no 1,4,5 e 8	Não Rejeita H_0 no 1,4,5 e 8	Não Rejeita H_0 no 1,4,7 e 8	NA

FONTE: O autor.

NOTA: NA= Não aplicado

NOTA₂: Não elaboramos os testes nas especificações VAR BPA5 e VAR BPA6.

O próximo passo consistiu em comparar a distribuição dos resíduos padronizados dos modelos VAR BPA e BPA* com a distribuição normal, gerados pela função ponderadora Kernel Gaussiana¹³⁵ e realizar o teste de normalidade multivariada de Jarque-Bera, Lütkepohl (1993) e Doornik-Hansen (1994)¹³⁶. Pela visualização da Kernel Gaussiana existe evidências de desvios sistemáticos de assimetria e curtose dos resíduos em relação à curva normal padronizada em diversos modelos VAR BPA e BPA*. No entanto, pela teoria assintótica sobre a média das distribuições, a Kernel Gaussiana permite assumir a hipótese da normalidade dos resíduos em todos os modelos VAR BPA e BPA*.

Os testes de Lütkepohl e Doornik-Hansen comprovam os desvios sistemáticos de assimetria e curtose visualizadas na Kernel Gaussiana, ou seja, rejeitam a hipótese nula de normalidade multivariada dos resíduos dos modelos VAR BPA e BPA*. Quanto ao Teste Jarque-Bera, os resultados não rejeitam a hipótese nula de normalidade dos resíduos na

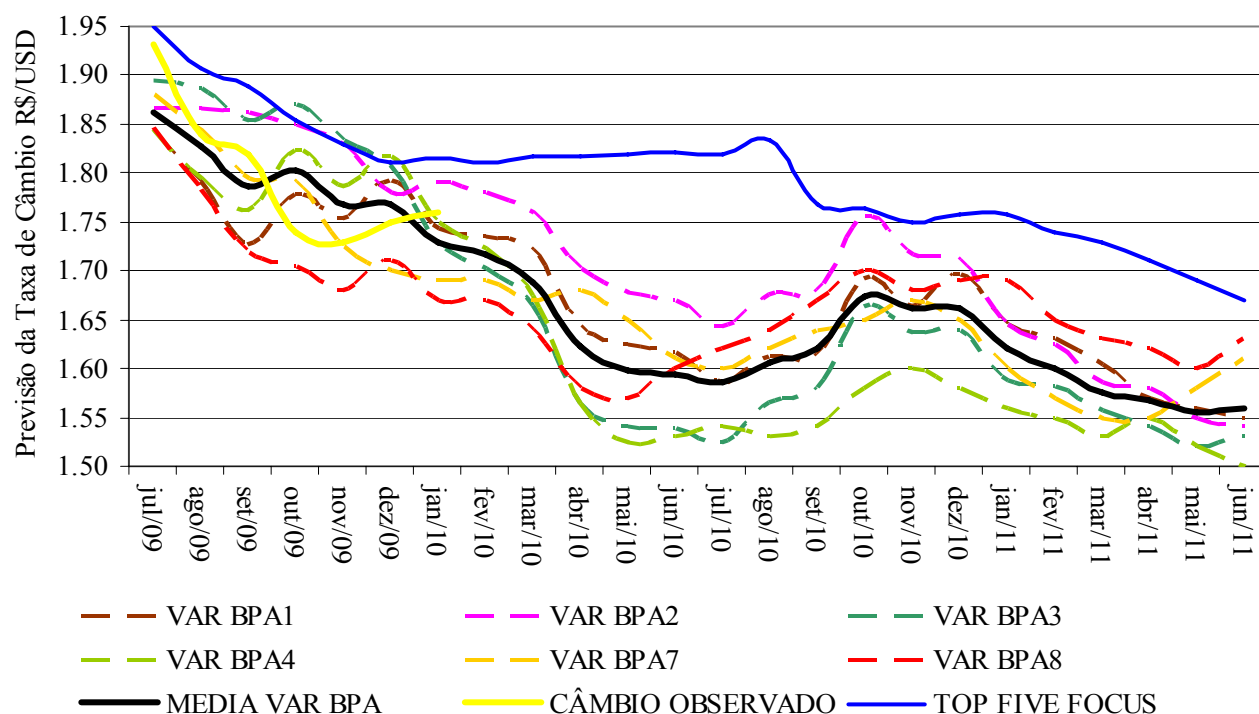
¹³⁵ Ver os resultados no Anexo 6.

¹³⁶ Os resultados dos testes de normalidade multivariada de Jarque-Bera, Lütkepohl (1993) e Doornik-Hansen (1994) nas especificações dos modelos VAR SPMA e VAR SPMA* estão no Anexo 7.

equação da taxa de câmbio nas especificações VAR BPA1, BPA2, BPA3, BPA7, BPA8, BPA3*, BPA7* e BPA8*.

Após os testes efetuados apresenta-se, respectivamente, nas Figuras 29, 30 e 31, a previsão pontual da taxa de câmbio, 24 meses a frente, dos modelos VAR BPA, VAR BPA* e BVAR BPA. Por fim, na Figura 32, apresentam-se os resultados da média dos modelos e da média das médias. Também, em todas as figuras, inserimos os resultados do câmbio observado até janeiro de 2009. Adicionalmente, para comparações, na Figura 32, inserimos os resultados das previsões do modelo AR(2) e das Instituições *Top Five* do Boletim Focus do BCB.

FIGURA 29 – PREVISÃO DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES – MODELOS VAR BPA



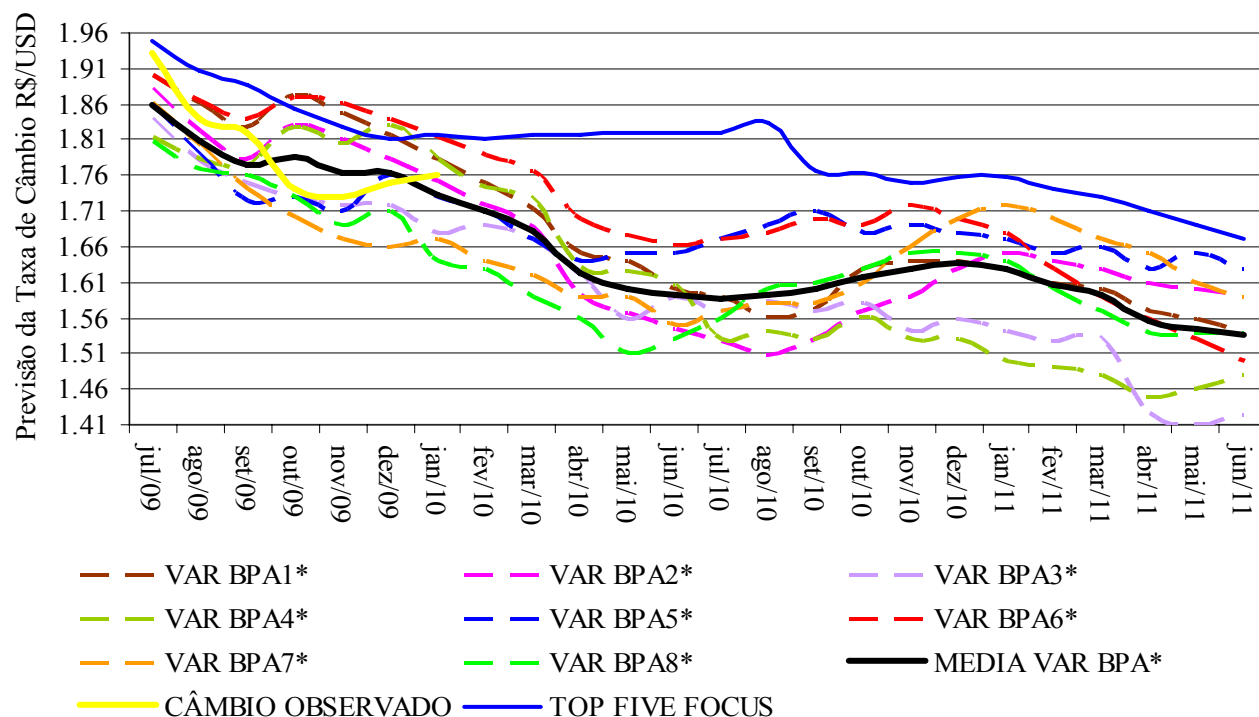
Fonte: O autor.

As especificações VAR BPA, expostos na Figura 29, exibem tendências similares da previsão da taxa de câmbio: apreciação do real ao longo do tempo. Ao longo da tendência de previsão de apreciação, dois períodos apontam para leves depreciações do real: 3 períodos à frente (setembro de 2009) e com duração de 2 meses, onde os modelos apontam previsões pontuais entre R\$/US\$ 1,86 a 1,72 e, a segunda, 12 períodos à frente (julho de 2010), com duração de 4 meses. Nessa segunda fase de depreciação, os modelos apontam previsões

pontuais entre R\$/US\$ 1,53 à R\$/US\$ 1,76.

As especificações BPA, 24 meses à frente, apontam previsões pontuais de apreciação da taxa de câmbio em relação ao período inicial da previsão (julho de 2009) que variam entre R\$/US\$ 1,50 a R\$ 1,64. As previsões médias dos modelos VAR BPA apontam no curto prazo, 3 meses à frente, uma apreciação do valor da taxa de câmbio (em torno de R\$/US\$ 1,78), seguida de leve depreciação de 3 a 5 meses à frente, para R\$/US\$ 1,81. Após esse período as previsões médias dos modelos VAR BPA apontam para um longo período de apreciação (em torno de 10 meses). Após julho de 2010, onde a previsão média aponta a taxa de câmbio em R\$/US\$ 1,59, procede uma leve depreciação, em torno de 4 meses, para R\$/US\$ 1,67. Então, após esse período, retoma o movimento de apreciação do real. Em dezembro de 2010, a média da previsão dos modelos VAR BPA apontam para R\$/US\$ 1,66 e em junho de 2011, R\$/US\$ 1.56.

FIGURA 30 – PREVISÃO DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES – MODELOS VAR BPA*

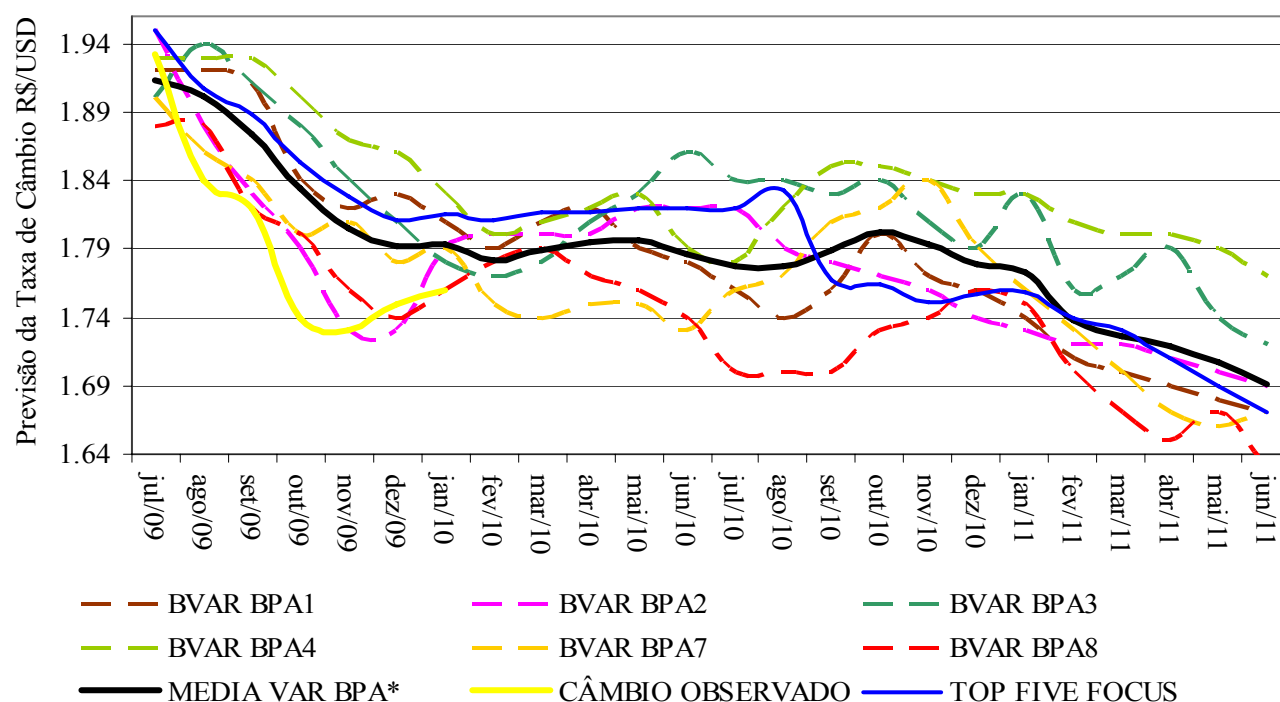


Fonte: O autor.

As especificações VAR BPA* apontam, na Figura 30, similar aos modelos VAR BPA, tendência de apreciação do real, 24 meses à frente. Pela previsão da média combinada

desses modelos destacam-se 3 períodos. No primeiro período de apreciação do real, com duração em torno de 10 a 12 meses a média combinada indica que o valor da taxa de câmbio sai de R\$/US\$ 1,86 em julho de 2009 para R\$/US\$ 1,60 em maio de 2010. O segundo período, com duração de 6 meses (entre junho a novembro de 2010), aponta leve depreciação do valor da taxa de câmbio: em torno de R\$/US\$ 1,63 para dezembro de 2010. E o terceiro período, com duração de 6 meses (entre janeiro a junho de 2011), aponta novas apreciações do real perante o dólar. Nesse período a taxa de câmbio inicia-se com R\$/USD 1,63 e terminaria em torno de R\$/US\$ 1,55.

FIGURA 31 – PREVISÃO DA TAXA DE CÂMBIO PARA OS PRÓXIMOS 24 MESES – MODELOS BVAR BPA



Fonte: O autor.

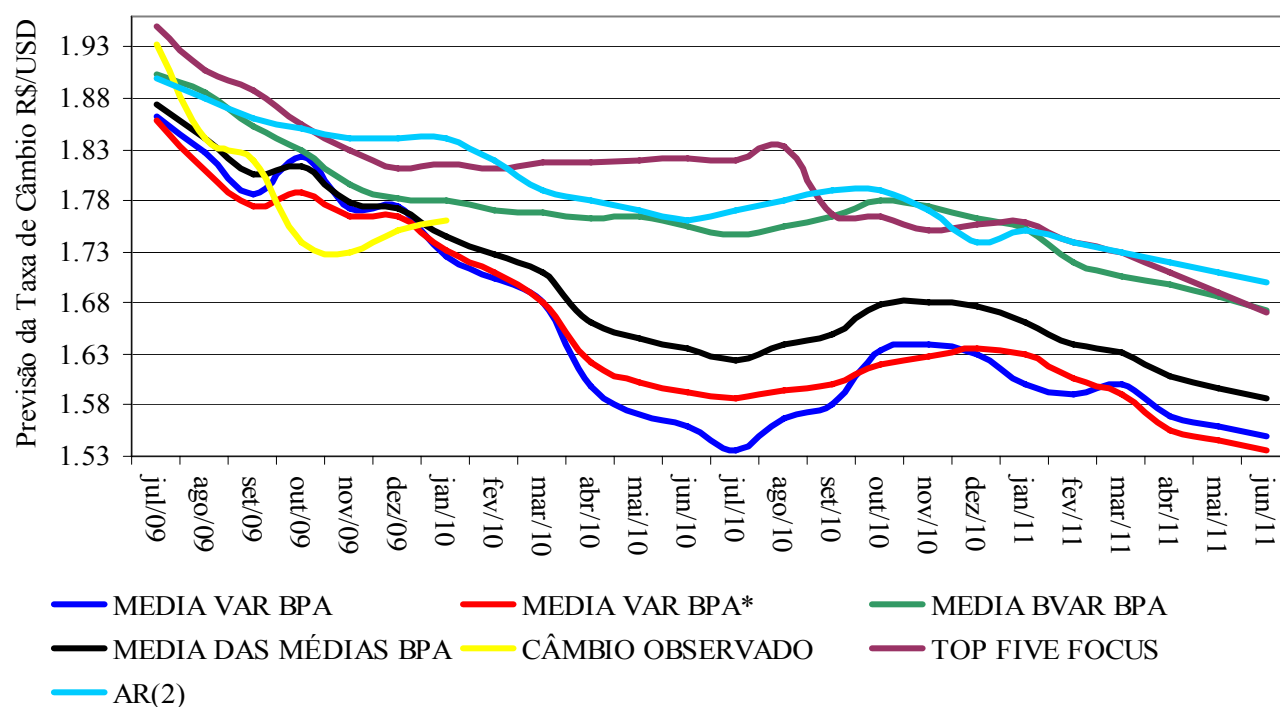
A Figura 31 mostra as previsões da taxa de câmbio pelas especificações BVAR BPA. As especificações exibem, ao longo, do tempo, similares aos modelos VAR e VAR BPA, tendências de apreciação da taxa de câmbio.

Pela previsão da média combinada dessas especificações destacam-se 2 períodos. No primeiro período de apreciação do real, com duração em torno de 10 a 14 meses a média combinada indica que o valor da taxa de câmbio sai de R\$/US\$ 1,92 em julho de 2009 para

R\$/US\$ 1,78 em agosto de 2010. O segundo período, com duração de 5 meses (entre agosto a dezembro de 2010), aponta leve depreciação do valor da taxa de câmbio: em torno de R\$/US\$ 1,81 para dezembro de 2010. E o terceiro período, com duração de 6 meses (entre janeiro a junho de 2011), aponta novas apreciações do real perante o dólar. Nesse período a taxa de câmbio inicia-se com R\$/US\$ 1,81 e terminaria em torno de R\$/US\$ 1,70.

No mais, 7 meses à frente, as previsões pontuais das especificações VAR BPA1, BPA4, BPA7, BPA8, BPA2*, BPA3*, BPA5*, BPA7*, BPA8*, BVAR BPA2*, BPA7* e BPA8*, entre todas as especificações calculadas pelo VAR, VAR* e BVAR, mostradas nas Figuras 28 a 30, foram aquelas que mais acertaram a tendência e mais se aproximaram do valor numérico observado da taxa de câmbio.

FIGURA 32—PREVISÃO DA TAXA DE CÂMBIO DOS MODELOS VAR BPA, BPA* E BVAR BPA COMPARADOS A MODELOS AR, DADOS OBSERVADOS DA TAXA DE CÂMBIO E TOP FIVE DO BOLETIM FOCUS, 24 MESES A FRENTE



Fonte: O autor.

A Figura 32 mostra a média combinada das previsões dos modelos VAR BPA e BPA*, bem como a média combinada das médias. Os resultados das previsões da média dos modelos VAR BPA e BPA* são muito próximos. Ao longo do período analisado a diferença

média da previsão dos modelos VAR BPA e BPA* é de R\$ 0,015 (menos de 2 centavos). Por outro lado, a média combinada das especificações BVAR BPA, se distanciam muito da previsão da taxa de câmbio dos modelos VAR BPA e BPA*, após 6 períodos a frente. A diferença média da previsão da média combinada BVAR BPA em relação aos modelos VAR BPA e VAR BPA é de R\$0,11 centavos.

A média combinada BVAR BPA apresenta previsão e tendência de apreciação do real, ao longo do tempo, mais suave que a média combinada VAR BPA e BPA*. Inclusive, percebe-se que a média combinada BVAR BPA é muito similar as previsões da taxa de câmbio do modelo AR(2) e das Instituições *Top Five* do Boletim Focus do BCB.

No entanto, 7 meses à frente (de julho a janeiro), pela aproximação do resultado estimado em relação ao valor observado da taxa de câmbio, os modelos VAR BPA e BPA* levam, na média combinada, vantagem em relação aos modelos BVAR.

No geral, apesar de apresentar valores numéricos diferentes para a previsão da taxa de câmbio, 7 meses a frente, as especificações VAR BPA, VAR* BPA, BVAR BPA e a média das médias das especificações BPA foram hábeis em acertar a tendência para a taxa de câmbio, no caso, apreciação do real. A média das médias BPA tem como previsão da taxa de câmbio, R\$/US\$ 1,76 para dezembro de 2009, R\$/US\$ 1,68 para dezembro de 2010 e R\$/US\$ 1,59 para junho de 2011.

4.2.7. A Comparação das Previsões da Taxa de Câmbio dos modelos Monetários com o as Instituições Top Five de Boletim Focus, modelo AR e câmbio observado

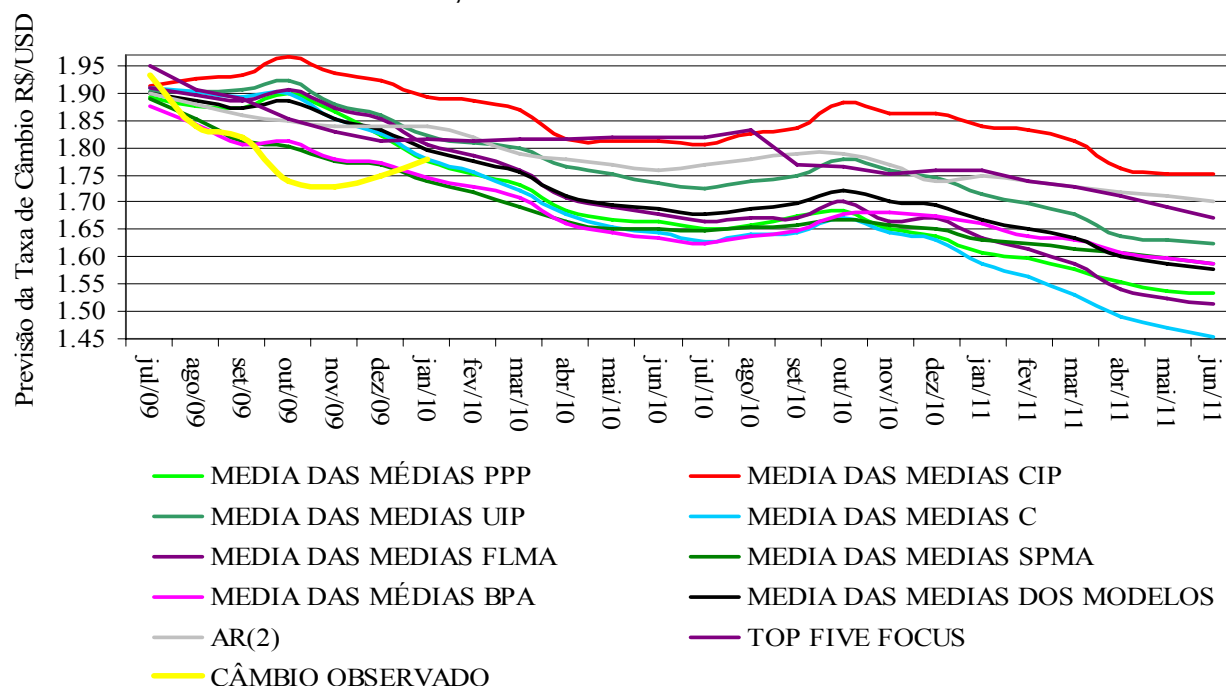
Nessa seção, apresentamos 2 comparações sobre a previsão pontual: (i) entre os modelos monetários e (ii) entre os métodos VAR, VAR* e BVAR. A primeira comparação está exposta no Gráfico 33 e a segunda está exposta no Gráfico 34.

No Gráfico 33, mostram-se os resultados das previsões combinadas médias da taxa de câmbio dos diversos modelos monetários, estimados pelos métodos VAR, VAR* e BVAR (expostos nas seções 4.2.1 a 4.2.6) e um resultado de previsão da taxa de câmbio combinada

média global das 142 especificações¹³⁷ advindas dos 7 modelos monetários e geradas pelos 3 métodos (VAR, VAR* e BVAR). No Gráfico 34, apresentam-se os resultados da previsão da taxa de câmbio pela média das médias do modelo VAR, média das médias do modelo VAR*, média das médias dos modelos BVAR, e média combinada das médias dos modelos VAR/VAR* e BVAR.

Adicionalmente, nos Gráficos 33 e 34, apresentamos os dados observados da taxa de câmbio, 7 meses à frente, e as previsões pontuais da taxa de câmbio das Instituições *Top Five* do Boletim Focus do BCB¹³⁸ e do modelo AR(2) com constante, 24 meses à frente. A proposta não é localizar o melhor modelo de previsão ou a melhor especificação, mas mostrar características importantes dos resultados e dos métodos aplicados.

FIGURA 33—PREVISÃO DA TAXA DE CÂMBIO ATRAVÉS DA MÉDIA DAS MÉDIAS DOS MODELOS PPP, UIP, CIP, CAMA, FLMA, SPMA E BPA BVAR BPA COMPARADOS A MODELOS AR, DADOS OBSERVADOS DA TAXA DE CÂMBIO E TOP FIVE DO BOLETIM FOCUS, 24 MESES A FRENTE



Fonte: O autor.

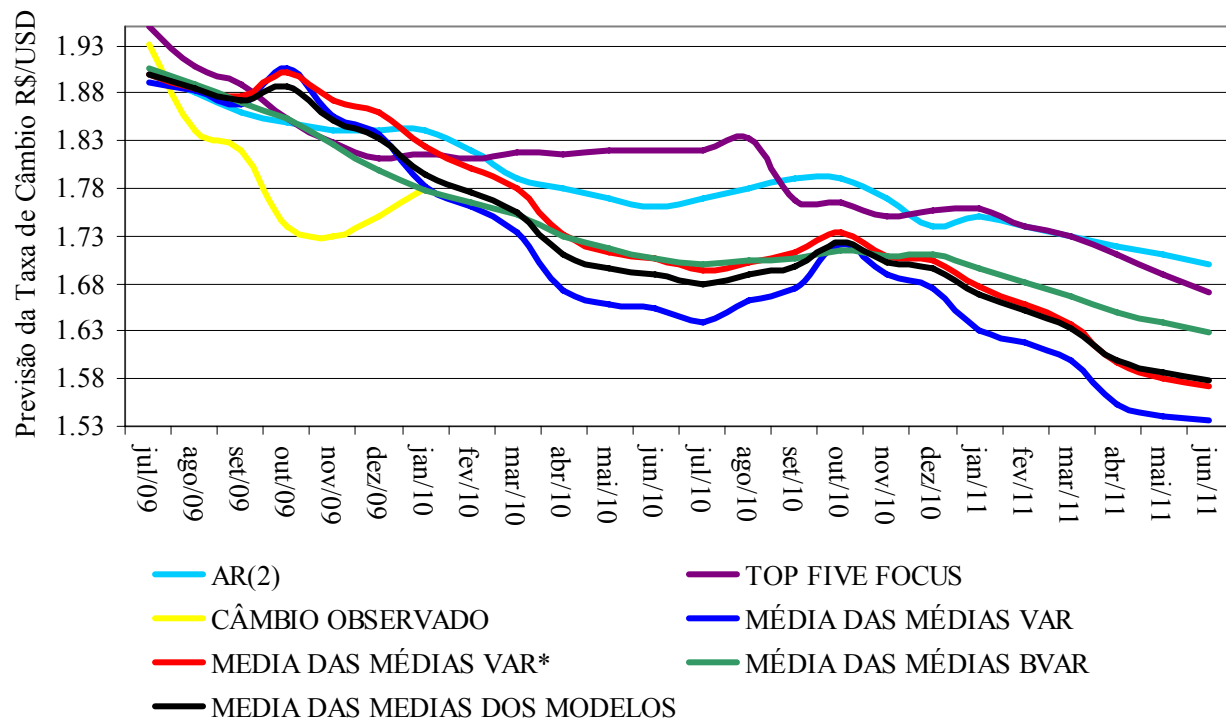
O Gráfico 33 omite os resultados individuais de previsão de cada especificação e

¹³⁷ Inicialmente tínhamos 180 especificações, sendo 60 VAR, 60 VAR* e 60 BVAR. Como das 120 especificações VAR e VAR*, 25 apresentaram problemas com os *eigenvalues* da polinomial característica reversa e/ou matriz semi-definida positiva (sendo 13 no VAR e 12 no VAR*), 13 modelos BVAR não foram gerados. Assim, temos os resultados de previsão da taxa de câmbio de 142 especificações, sendo 47 VAR, 47 BVAR e 48 VAR*.

¹³⁸ Ver Sistema Gerenciador de Séries Temporais do BCB, menu expectativas de mercado, séries históricas, categoria Top Five, câmbio. Os valores das expectativas refere-se a data de 03/07/2009. Disponível em <http://www4.bcb.gov.br/pec/expectativas/series/port/cacheprincipal.asp>.

mostra somente a média das médias de cada modelo monetário, gerados pelo VAR, VAR* e BVAR. O Gráfico 34, por sua vez, mostra a média das médias geradas pelos 3 métodos VAR, VAR* e BVAR. O que percebemos sobre as previsões dos modelos monetários? E das previsões dos modelos VAR, VAR* e BVAR?

FIGURA 34—PREVISÃO DA TAXA DE CÂMBIO ATRAVÉS DA MÉDIA DAS MÉDIAS VAR, VAR*, BVAR COMPARADOS A MODELOS AR, DADOS OBSERVADOS DA TAXA DE CÂMBIO E TOP FIVE DO BOLETIM FOCUS, 24 MESES A FRENTE



Fonte: O autor.

Sobre os modelos monetários expostos na Figura 33:

(i) todos os modelos monetários expostos exibem uma tendência de previsão de queda do valor nominal da taxa de câmbio. Em outras palavras, qualquer que seja o modelo monetário escolhido para previsão da taxa de câmbio, o real continuará a se apreciar em relação ao dólar americano. Quando o assunto é tendência de previsão, os modelos monetários são convergentes;

(ii) dado a convergência de previsão de tendência de queda taxa de câmbio, de um modelo monetário para o outro, e se excluirmos o modelo CIP por apresentar previsão de queda mais suave da taxa de câmbio entre todos os modelos, percebe-se diferenças não muito grandes

no valor numérico da previsão e na magnitude da apreciação. Por exemplo, ao excluirmos o modelo CIP, a diferença média entre a previsão máxima e a previsão mínima, em um determinado ponto qualquer nos primeiros 12 meses à frente, é de R\$0,09. De 13 a 24 meses a frente é R\$ 0,13. E ao longo do período de previsão é de R\$0,11.

Incluindo os modelos CIP, percebe-se, que existe uma diferença maior entre a previsão máxima e a previsão mínima pontual, ao longo do tempo. Nesse caso, a diferença média entre a previsão pontual máxima e a previsão mínima, em um determinado ponto qualquer, nos primeiros 12 meses à frente, é de R\$0,14. De 13 a 24 meses a frente é R\$ 0,24 e ao longo de todo o período é de R\$ 0,19. Enquanto modelos CIP apontam uma queda mais suave do câmbio nominal, 24 meses a frente, para R\$/US\$ 1,76 em junho de 2011, modelos CAMA apontam apreciação mais forte, R\$/US\$ 1,46. A diferença, 24 meses a frente, de 30 centavos de real indica que a média das médias CIP (extremo máximo) apontam um valor da taxa de câmbio 20,51% maior que a média das médias CAMA (extremo mínimo);

(iii) as amplitudes das previsões da taxa de câmbio entre os pontos de máximo e mínimo do conjunto das previsões dos modelos monetários, a cada ponto do tempo, tendem a aumentar. Ao tomarmos o ponto de máximo e mínimo, entre as diversas previsões, temos uma diferença de R\$ 0,04 no primeiro período; R\$ 0,08 no segundo período; R\$ 0,13 no terceiro período; R\$0,18 no décimo segundo período e, R\$ 0,30, 24 períodos à frente. A amplitude média de previsão entre os modelos, ao longo do tempo, é de R\$ 0,19. Sem o modelo CIP é de R\$0,11. Mas de qualquer forma, sem ou com o modelo CIP, a amplitude da previsão entre os extremos mínimos e máximos aumentam com o passar do tempo. Isso significa, por exemplo, que no curto prazo, 1 a 2 meses à frente, a previsão da taxa de câmbio, elaborada por qualquer um dos modelos monetários expostos, não apresentaria grande diferença numérica e de amplitude. O oposto ocorre no prazo mais longo, onde teríamos uma diferença considerável;

(iv) quando comparamos os resultados pontuais das previsões com o valor observado da taxa de câmbio, 7 períodos a frente, todas as médias dos modelos monetários, exceção dos modelos mais complexos SPMA e BPA, sobreestimaram o valor pontual da taxa de câmbio. Visualmente, as previsões pontuais da média dos modelos SPMA e BPA ficaram mais

próximas do valor observado da taxa de câmbio. Então, apesar da perda de graus de liberdade nos modelos VAR, a inclusão de mais variáveis macroeconômicas para estudar o comportamento do valor da taxa de câmbio foi recompensada pela maior precisão e eficiência¹³⁹. Seguindo o caminho da previsão média dos modelos SPMA e BPA, teríamos a taxa de câmbio em torno de R\$/US\$1,68 em dezembro de 2010 e R\$/US\$ 1,58 a R\$/US\$ 1,55 em junho de 2011.

(v) pensando que temos os resultados de 142 especificações, analisar a média das médias dos modelos pode ser um excelente caminho para orientar os agentes econômicos quanto a tendência e o valor da taxa de câmbio. Isso porque a média é o melhor estimador linear não viesado e consistente, quando existem muitas amostras (no caso 142 especificações). Nesse sentido, a média das médias dos modelos monetários (linha preta da Figura 33 ou 34 - é a mesma) aponta taxa de câmbio de R\$/US\$ 1,80 para dezembro de 2009 (muito próximo do valor observado), R\$/US\$ 1,70 para dezembro de 2010 e R\$/US\$ 1,58 para junho de 2011.

(vi) os resultados da previsão da taxa de câmbio do modelo AR(2) com constante, ao compararmos visualmente com os resultados da média de cada um dos modelos monetários e a média das médias dos modelos monetários, tiveram resultados interessantes do ponto de vista da aproximação em relação ao valor observado da taxa de câmbio. Exceção aos modelos SPMA e BPA, que foram os mais precisos, a previsão do modelo AR(2) com constante teve boas aproximações em relação ao valor observado da taxa de câmbio e em relação aos demais modelos monetários, 6 meses a frente.

Então porque durante o dia a dia não poderíamos usar somente o AR para gerar previsão da taxa de câmbio no curto prazo, dado que é menos dispendioso do ponto de vista de “trabalho técnico”? Sugiro prevalecer acima da econometria embutida no AR e no VAR, a intuição econômica e seus fenômenos envolvidos em cada ponto do tempo. A partir de modelos econômicos, escolhem-se as variáveis chaves, para então gerar previsões. Nesse sentido, os

¹³⁹ Na teoria, o estimador mais eficiente é aquele que é não viesado e entre todos os estimadores, apresenta a menor variância. Na prática, apesar de conter erros de previsão ao longo dos 7 primeiros meses em relação ao valor observado, os erros da média dos modelos BPA e SPMA, no geral, foram de pouca magnitude. E também, esses mesmos erros, visualmente, foram menores que dos demais modelos monetários, modelo AR e Top Five do Boletim Focus.

modelos monetários mais complexos como o SPMA e o BPA, que tiveram suas previsões geradas por métodos mais complexos como VAR, VAR* e BVAR, foram mais precisos de prever a taxa de câmbio do que o modelo AR.

Sobre a média dos modelos VAR, VAR* e BVAR expostos na Figura 34:

(i) no curto prazo, 3 meses à frente, a previsão média dos modelos VAR, VAR* e BVAR são praticamente idênticos. Então se tomarmos os modelos monetários expostos, calcularmos a previsão da taxa de câmbio de cada especificação por um ou outro método, e depois tomarmos a média, não existirá grandes diferenças.

(ii) após 3 a 5 meses à frente, a média da previsão dos modelos monetários calculadas pelo VAR são menores que a média da previsão desses mesmos modelos calculados pelo VAR*. Portanto o VAR*, que incorpora restrição nos parâmetros, suaviza o movimento de previsão de queda da taxa de câmbio, ao longo do tempo. A diferença média da previsão dos modelos VAR em relação aos modelos VAR*, após 5 meses, é de somente R\$0,03.

(iii) pontualmente, todos os três métodos VAR, VAR* e BVAR, tomando as médias combinadas dos modelos monetários, 7 meses a frente, sobreestimaram o valor pontual da taxa de câmbio. Em especial os erros foram maiores de 4 a 5 meses à frente (outubro e novembro de 2009). Aqui, a média dos modelos VAR e VAR*, inclusive, previam leve depreciação do real em meados de outubro. Tal previsão não se concretizou e o real continuou o movimento de apreciação. A depreciação realmente observada só ocorreu a partir de dezembro de 2009;

(iv) apesar de todos os três métodos sobreestimarem a taxa de câmbio, 7 meses à frente, as médias dos modelos monetários calculados pelo BVAR se aproximaram mais do valor observado da taxa de câmbio do que a média calculada pelos modelos VAR e VAR*. Pela ordem, o método que se aproximou mais do valor observado foi o BVAR, seguido do VAR e, por último, o VAR*. Percebe-se, 7 meses a frente, que a previsão do modelo AR(2) com constante e das Instituições *Top Five* do Boletim Focus do BCB também sobreestimaram o valor pontual da taxa de câmbio e seguiram de perto as previsões dos três métodos, VAR, VAR* e BVAR.

(v) as previsões do modelo AR(2) e das Instituições *Top Five* do Boletim Focus, que

são similares ao longo do tempo, apontam resultados de tendência da taxa de câmbio mais suaves que a previsão média dos modelos VAR, VAR* e BVAR. Existe uma nítida diferença após 7 meses a frente, entre a magnitude da previsão do modelo AR(2) e das Instituições Top Five do Boletim Focus em relação as previsões médias dos modelos VAR, VAR* e BVAR. Em dezembro de 2010, por exemplo, modelos AR e *Top Five* apontam taxa de câmbio em torno de R\$1,75. A Média das médias dos modelos VAR, VAR* e BVAR (linha preta da Figura 34), apontam taxa de câmbio de R\$1,70. Em junho de 2011, o modelo AR e Top Five apontam taxa de câmbio em torno de R\$1,70 e a média das médias dos modelos VAR, VAR* e BVAR apontam R\$1,58. Diferença de R\$0,12, ou 7,59% da menor previsão em relação à maior.

5. CONCLUSÃO

A partir de diversos modelos monetários, apresentamos os resultados das previsões da taxa de juros SELIC e da taxa de câmbio (R\$/US\$), 24 meses à frente, pelos métodos VAR, VAR* e BVAR. Estimamos 54 especificações para a taxa de juros, sendo 18 pelo método VAR, 18 pelo método VAR* e 18 pelo BVAR. Para a taxa de câmbio estimamos 180 especificações. Das 180 especificações estimadas, validamos 142, sendo 47 pelo VAR, 48 pelo VAR* e 47 pelo BVAR. No total estimamos 196 especificações. Elaboramos especificações com variáveis em nível, em primeiras diferenças e/ou combinação de ambas. Comparamos as previsões dos modelos monetários gerados pelos métodos VAR, VAR*, BVAR com modelos AR, ARIMA, Instituições *Top Five* do Boletim Focus do BCB. No curto prazo, 7 meses à frente, também comparamos as previsões geradas com os dados observados da taxa de juros e da taxa de câmbio.

Mostramos através de gráficos, as previsões pontuais de cada especificação; da média das especificações dos modelos monetários geradas pelo VAR; da média das especificações dos modelos monetários geradas pelo VAR*; da média das especificações dos modelos monetários geradas pelo BVAR; da média das médias dos modelos monetários propostos gerados pelos métodos VAR, VAR* e BVAR, da média das especificações geradas pelo VAR, independente do modelo monetário; da média das especificações geradas pelo VAR*, independente do modelo monetário; da média das especificações geradas pelo BVAR, independente do modelo monetário e da média das médias dos modelos VAR, VAR* e BVAR.

Diante da pesquisa, emergem quatro vertentes de conclusões sobre: (i) a taxa de juros; (ii) a taxa de câmbio; (iii) os métodos utilizados e; (iv) os modelos monetários propostos. As principais conclusões, nos aspectos citados são:

- (a) A escolha de uma única especificação, de um ou mais modelos monetários propostos para elaborar previsão, pode mostrar um resultado pobre para prever taxa de juros e/ou câmbio;
- (b) Os resultados das diversas especificações de um mesmo modelo monetário, ao serem avaliadas conjuntamente, permitem observar, pelo menos, uma tendência de futuro em

relação à taxa de juros e a taxa de câmbio;

- (c) Para a taxa de juros, praticamente todas as especificações propostas, tanto pela Regra de Taylor, quanto pela Regra de Taylor Estendida pela taxa de câmbio e/ou dívida líquida do setor público/PIB, 5 meses à frente, exibem tendências similares dos valores futuros da taxa de juros (queda da SELIC e posterior retomada de crescimento). Dessa observação, parece que qualquer especificação escolhida *a priori* pelo macroeconometrista advinda da Regra de Taylor, mostrará tendência similar no curto prazo. A magnitude do valor numérico é que varia entre as especificações, ou seja, existem especificações que suavizam a previsão e outras que apresentam amplitude maior de variação;
- (d) As especificações escolhidas para gerar previsão da taxa de juros pelos métodos VAR, VAR*, BVAR exibem tendência, no curto prazo, similares a o valor observado da SELIC, das previsões dos métodos AR, ARIMA e as Instituições *Top Five* do Boletim Focus. Com o passar do tempo as especificações exibem previsões pontuais diferentes para a taxa de juros. As inclusões de variáveis nas especificações afetam significativamente a previsão. Quando comparamos os resultados pontuais das previsões com o valor observado da taxa de câmbio, 7 períodos à frente, todas as médias dos modelos monetários (exceção dos modelos mais complexos SPMA e BPA) geradas pelo VAR, VAR* e BVAR, o modelo AR e as previsões das Instituições *Top Five* do Boletim Focus do BCB, sobreestimaram o valor pontual da taxa de câmbio. As previsões pontuais da média dos modelos SPMA e BPA ficaram mais próximas do valor observado da taxa de câmbio, 7 períodos à frente.
- (e) Apesar da perda de graus de liberdade nos modelos VAR, VAR* e BVAR em relação ao modelo AR (que também teve resultados interessantes do ponto de vista da aproximação em relação ao valor observado -7 meses a frente), a inclusão de mais variáveis macroeconômicas para estudar o comportamento do valor da taxa de câmbio foi recompensada pela maior precisão e eficiência. Seguindo o caminho da previsão média dos modelos SPMA e BPA, teríamos a taxa de câmbio em torno de R\$/US\$1,68 em dezembro de 2010 e R\$/US\$ 1,58 a R\$/US\$ 1,55 em junho de 2011.
- (f) Modelos AR e ARIMA, que incorporam somente a taxa de juros ou a taxa de câmbio,

apresentam trajetórias de previsão da taxa de juros e taxas de câmbio mais suaves em relação à média dos métodos VAR, VAR* e BVAR e a média das médias desses métodos, que incorporam diversas variáveis. Mas entre um modelo AR, ARIMA, VAR, VAR* ou BVAR, apesar do maior dispêndio dos últimos três métodos em relação aos dois primeiros, é preferível gerar previsões pelos três últimos porque as variáveis inseridas são escolhidas através de modelos econômicos, no caso modelos monetários. Assim, pelo método VAR, VAR* e BVAR, o macroeconometrista tem argumentos econômicos e estatísticos para explicar o comportamento da previsão e não somente argumentos estatísticos, como nos modelos AR ou ARIMA. Nesse sentido, modelos monetários com mais variáveis como o SPMA e o BPA, que tiveram previsões da taxa de câmbio geradas por métodos mais complexos que o AR (como VAR, VAR* e BVAR), foram mais precisos no curto prazo.

- (g) A média combinada de todas as especificações VAR T*, com restrição nos parâmetros, apontam previsões para a taxa de juros levemente maiores (na média 0.14 p.p) do que a média das especificações geradas pelo VAR T.
- (h) Especificações que contém o IPCA observado (*backward looking*) em relação à meta do IPCA projetam, na média, previsões de taxas de juros SELIC bem maiores que especificações que contém as expectativas de inflação do IPCA (*forward looking*), ao longo de 24 meses à frente. Especificações dos modelos VAR, VAR* e BVAR que incorporam o IPCA observado projetam a taxa SELIC, na média das especificações, em torno de 10% a.a para junho de 2011, enquanto aquelas que incorporam as expectativas do IPCA projetam taxa de juros SELIC, na média, em torno de 7% a.a. Esse resultado de convergência da taxa de juros para 7% a.a., ao incorporar a expectativa de inflação, ou 10% a.a., para especificações que contenham o IPCA observado, também é válido para modelos puros da Regra de Taylor, ou seja, aquelas especificações que incorporam na função de juros somente a diferença da inflação com a meta e o hiato do produto.
- (i) A inclusão da variável dívida líquida do setor público/PIB nas especificações da Regra de Taylor apresentam, no médio e longo prazo, previsão de aumento da taxa de juros SELIC numa magnitude maior que as mesmas especificações, sem a inclusão da dita variável.

- (j) Especificações da Regra de Taylor Estendida pela taxa de câmbio, apresentam resultados de previsão da taxa de juros, quanto à magnitude da variação no médio para longo prazo (12 a 24 meses à frente), menores do que especificações que não incorporam a dita variável. Ou seja, a taxa de câmbio parece suavizar o movimento de queda da SELIC, a partir de 12 meses à frente.
- (k) Todos os sete modelos monetários expostos para prever a taxa de câmbio exibem, em suas médias, tendências de previsão de apreciação do real perante o dólar.
- (l) Dado a convergência de previsão de tendência de queda taxa de câmbio, de um modelo monetário para o outro, e se excluirmos o modelo CIP por apresentar previsão de queda mais suave da taxa de câmbio entre todos os modelos, percebe-se diferenças não muito grandes no valor numérico da previsão e na magnitude da apreciação. Por exemplo, ao excluirmos o modelo CIP, a diferença média entre a previsão máxima e a previsão mínima, 12 meses à frente, é de R\$0,09. De 13 a 24 meses a frente é R\$ 0,13. E ao longo do período de previsão é de R\$0,11. Incluindo os modelos CIP, percebe-se, que existe diferença maior entre a previsão máxima e a previsão mínima pontual, ao longo do tempo. Nesse caso, a diferença média entre a previsão pontual máxima e a mínima, nos primeiros 12 meses à frente, é de R\$0,14. De 13 a 24 meses à frente é R\$ 0,24 e ao longo de todo o período é de R\$ 0,19. A média das previsões pelas especificações CIP (extremo máximo) apontam queda mais suave do câmbio nominal, 24 meses à frente, para R\$/US\$ 1,76. Modelos CAMA (extremo mínimo) apontam apreciação mais forte, R\$/US\$ 1,46. A diferença, 24 meses à frente, de 30 centavos de real indica que a média das médias CIP (extremo máximo) apontam um valor da taxa de câmbio 20,51% maior que a média das médias CAMA (extremo mínimo);
- (m) As amplitudes das previsões da taxa de câmbio entre os pontos de máximo e mínimo do conjunto das previsões dos modelos monetários, a cada ponto do tempo, tendem a aumentar. Ao tomarmos o ponto de máximo e mínimo, entre as diversas previsões, temos uma diferença de R\$ 0,04 no primeiro período; R\$ 0,08 no segundo período; R\$ 0,13 no terceiro período; R\$0,18 no décimo segundo período e, R\$ 0,30, 24 períodos à frente. A

amplitude média de previsão entre os modelos, ao longo do tempo, é de R\$ 0,19. Sem o modelo CIP é de R\$0,11. Mas de qualquer forma, sem ou com o modelo CIP, a amplitude da previsão entre os extremos mínimos e máximos aumentam com o passar do tempo. Isso significa, por exemplo, que no curto prazo, até 2 meses à frente, a previsão da taxa de câmbio, elaborada por qualquer um dos modelos monetários expostos, não apresentaria, na média, grande diferença numérica e de amplitude. O oposto ocorre no prazo mais longo, onde teríamos uma diferença considerável;

- (n) Como temos resultados de 142 especificações, analisar a média das médias dos modelos pode ser um excelente caminho de orientação quanto à tendência e o valor da taxa de câmbio. Isso porque a média é o melhor estimador linear não viesado e consistente, quando existem muitas amostras. Nesse sentido, a média das médias dos modelos monetários aponta taxa de câmbio de R\$/US\$ 1,80 para dezembro de 2009 (muito próximo do valor observado), R\$/US\$ 1,70 para dezembro de 2010 e R\$/US\$ 1,58 para junho de 2011.
- (o) No curto prazo, 3 meses à frente, a previsão média dos modelos VAR, VAR* e BVAR são praticamente idênticos. Então se tomarmos os modelos monetários expostos, calcularmos a previsão da taxa de câmbio de cada especificação por um ou outro método, e depois tomarmos a média, não existirá grandes diferenças.
- (p) Após 3 a 5 meses à frente, a média da previsão da taxa de câmbio dos modelos monetários calculadas pelo VAR são menores que a média da previsão desses mesmos modelos calculados pelo VAR*. Portanto o VAR*, que incorpora restrição nos parâmetros, suaviza o movimento de previsão de queda da taxa de câmbio, ao longo do tempo. A diferença média da previsão dos modelos VAR em relação ao VAR*, após 5 meses, é de somente R\$0,03.
- (q) Pontualmente, todos os três métodos VAR, VAR* e BVAR, tomando as médias combinadas dos modelos monetários, 7 meses a frente, sobreestimaram o valor pontual da taxa de câmbio. Em especial os erros foram maiores de 4 a 5 meses à frente (outubro e novembro de 2009).
- (r) Apesar de todos os métodos sobre-estimarem a taxa de câmbio, 7 meses a frente, as médias dos modelos monetários calculados pelo BVAR se aproximaram mais do valor observado

da taxa de câmbio do que a média calculada pelos modelos VAR e VAR*. Pela ordem, o método que se aproximou mais do valor observado foi o BVAR, seguido do VAR e, por último, o VAR*. Percebe-se, 7 meses a frente, que a previsão do modelo AR e das Instituições *Top Five* do Boletim Focus do BCB também sobre-estimaram o valor pontual da taxa de câmbio e seguiram de perto as previsões do VAR, VAR* e BVAR.

- (s) As previsões do modelo AR e das Instituições Top Five do Boletim Focus, que são similares ao longo do tempo, apontam resultados de tendência da taxa de câmbio mais suaves que a previsão média dos modelos VAR, VAR* e BVAR. Existe uma nítida diferença após 7 meses a frente, entre a magnitude da previsão do modelo AR e das Instituições Top Five do Boletim Focus em relação as previsões médias dos modelos VAR, VAR* e BVAR. Em dezembro de 2010, por exemplo, modelos AR e *Top Five* apontam taxa de câmbio em torno de R\$1,75. A média das médias dos modelos VAR, VAR* e BVAR apontam taxa de câmbio de R\$1,70. Em junho de 2011, o modelo AR e Top Five apontam taxa de câmbio em torno de R\$1,70 e a média das médias dos modelos VAR, VAR* e BVAR apontam R\$1,58. Diferença de R\$0,12, ou 7,59% da menor previsão em relação à maior.

REFERÊNCIAS

- ADOLFSON, M.; ANDERSSON, M. K.; LINDÉ, J.; VILLANI, M.; VREDIN, A. (2005). Modern Forecasting Models in Action: Improving Macroeconomic analyses at Central Banks. Sveriges Riksbank Working Paper Series 188.
- AIOLFI, M., TIMMERMANN, A. Persistence in Forecasting Performance and Conditional Combination Strategies. Forthcoming in Journal of Econometrics. 2004
- AHMED, S.; PARK, J.H. Sources of Macroeconomics Fluctuations in Small Open Economies. Journal of Macroeconomics, v.16, pp.1-36, 1994.
- AKAIKE, H. Information theory and an extension of the maximum likelihood principle, in B. Petrov and F. Csáki (eds), 2nd International Symposium on Information Theory, Akadémiai Kiadó, Budapest, pp.267-281, 1973.
- AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. IEEE Transactions on Automatic Control AC-19: 716-723. 1974
- AKAIKE, H. Autoregressive model fitting for control. Annals of the Institute of Statistical Mathematics 23: 163–180, 1971.
- AKAIKE, H. Fitting autoregressive models for prediction. Annals of the Institute of Statistical Mathematics 21: 243–247, 1969.
- ALEXIUS, A. “Uncovered Interest Parity Revisited”. Review of International Economics, 9, 505-17. 2001
- ALMEIDA, C.; GOMES, R.; A.; LEITE, VICENTE, C. Movimentos da estrutura a termo e critérios de minimização do erro de previsão de um modelo paramétrico exponencial. Working Papers Series 146, Central Bank of Brazil, Research Department. 2007a.
- ALMEIDA, C.; GOMES, R.; A.; LEITE, VICENTE, C. Does curvature enhance forecasting. Working Papers Series 155, Central Bank of Brazil, Research Department. 2007b.
- ALTIG, D.; CARLSTROM, C. T.; LANSING, K. J. (1995): Computable General-Equilibrium Models and Monetary Policy Advice. Federal Reserve Bank of Cleveland Working Paper Series 9503.
- ALVAREZ, J. L.; BALLABRIGA, F. C. BVARs Models in the context of Cointegration: A Monte Carlo Experiment. Bank of Spain Working Paper, n. 9405, 1994.
- ANDERSSON M. K., SVENSSON J. KARLSSON G. An evaluation of the Riksbank's forecasting performance. Sveriges Riksbank Economic Review (2007:3), Sveriges Riksbank
- ANDERSSON, M.K.; KARLSSON, S. Bayesian forecast combination for VAR models. working paper series, n.216. Sveriges riksbank. 2007
- ANDERSSON, M., LÖF, M. The Riksbank's new indicator procedures. Sveriges Riksbank Economic Review (2007:1), Sveriges Riksbank.

ARAÚJO, C. H. V.; GUILLEN, O. T. C. Previsão de inflação com incerteza do hiato do produto no Brasil. XXXVI Encontro Nacional de Economia / ANPEC. 2008.

ARQUETE, L.; JAYME JR., F. (2003). Política monetária, preços e produto no Brasil (1994-2002): Uma aplicação de vetores auto-regressivos. XXXI ANPEC.

BALASSA, B. "The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal," *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, vol. 72, pages 584. 1964

Banco Central do Brasil. Ata referente da 138ª. reunião do COPOM, outubro, 2009. Disponível em <http://www.bcb.gov.br/?COPOM138> . Acesso em 15/10/2009.

BATES, J.M., GRANGER C.W.J. "The Combination of Forecasts," *Operations Research Quarterly*, 20, 451-68.1969

BELL, W.; HILLMER, S. (1989). Modeling Time Series Subjected to Sampling Error. Bureau of the Census, Statistical Research Division Report Series, RR 89/01.

BERNANKE, B., MIHOV, I. "Measuring Monetary Policy," *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, vol. 113(3), pages 869-902, August. 1998

BILSON J. F. O, (1978), The Current Experience with Floating Exchange Rates: an Appraisal of the Monetary Approach, "American Economic Review", 2.

BOIVIN, J.; NG, S. "Are More Data Always Better For Factor Analysis?," *Journal of Econometrics*, 2006, v132(1,May), 169-194.

BLANCHARD, O.; FISCHER, S. Lectures on Macroeconomics. MIT Press: Cambridge, 1989.

BRANSON, W. H. Financial Capital Flows in the U.S. Balance of Payments (Amsterdam: North-Holland Publishing Co., 1968). Reviewed in *Journal of Finance* (1970), *Journal of Economic Literature* (June 1970,) *Canadian Journal of Economics* (1971).

BRANSON, W. H. Stocks and Flows in International Monetary Analysis. In: A. Ando, R. Herring, R. Marston (eds.), *International Aspects of Stabilization Policy* (Boston: Federal Reserve Bank, 1975).

BRANSON, W. H. "Asset Markets and Relative Prices in Exchange Rate Determination," *Sozialwissenschaftliche Annalen*, Band 1, 1977, reprinted as Princeton University, International Finance Section Reprints on International Finance no. 20, June 1980.

BRANSON, W. H.; HALTTUNEN, H.; MASSON, P. "Exchange Rates in the Short Run: Some Further Results". *European Economic Review*, October, 1979.

BRENNAN, M. J.; SCHWARTZ, E. S. "A continuous time approach to the pricing of bonds" *Journal of Banking & Finance*, Elsevier, vol. 3(2), pp 133-155, July. 1979.

BRESSER-PEREIRA, L. C.; NAKANO, Y. Uma estratégia de desenvolvimento com estabilidade. São Paulo, janeiro (2002).

BREUSCH, T. S. Testing for autocorrelation in dynamic linear models. *Australian Economic Papers* 17: 334-355. 1978

- BROWN, R. L., DURBIN, J., EVANS, J. M. Techniques for testing the constancy of regression relationships over time, *Journal of the Royal Statistical Society B* 37: 149-192. 1975.
- CANDELON, B.; LUTKEPOHL, H. On the reliability of Chow-type tests for parameter constancy in multivariate dynamic models. *Economics Letters*, Elsevier, vol. 73(2), pp. 155-160, 2001.
- CANOVA, F. Modelling and Forecasting Exchange Rates with a Bayesian Time Varying Coefficient Model. *Journal of Economic Dynamic and Control*, v. 17, p. 233-261. 1993
- CANOVA, F.; CICARRELLI, M. Forecasting and Turning Point Prediction in a Bayesian Panel VAR Model. UPF Working Paper, n. AD 05, 2000.
- CARVALHO, F. MINELLA, A. 2009. "Market Forecasts in Brazil: performance and determinants," Working Papers Series 185, Central Bank of Brazil, Research Department.
- CASTLE J. L., HENDRY, D. F., FAWCETT, N. Economic Forecasting in the Face of Structural Breaks. 5th Eurostat Colloquium on Modern Tools for Business Cycle Analysis, European University Institute, setembro, 2008. Disponível em: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/conferences/documents/5th_coll_29sept/CASTE_PRESENTATION.PDF
- CÉSPEDES, B.; LIMA, E.; MAKKA, A. Monetary Policy, Inflation and the Level of Economic Activity in Brazil After the Real Plan: Stylized Facts from SVAR Models. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 62, n. 2, p. 123–160, Abr-Jun. 2008.
- CHRISTIANO, L. J., EICHENBAUM, M.; EVANS, C. (1996). The effects of monetary policy shocks: Evidence from the flow of funds, *Review of Economics and Statistics* 78: 16–34.
- CHEUNG, Y. W., CHINN, M. D.; PASCUAL, A. G. "Empirical Exchange Rate Models Of The Nineties: Are Any Fit To Survive?" *Journal of International Money and Finance*, 2005, v24(7,Nov), 1150-1175.
- CHIB, S. (1998). Estimation and Comparison of Multiple Change Point Models," *Journal of Econometrics*, 86, 22-241.
- CICCARELLI, M.; REBUCCI, A. Bayesian VARs: A Survey of the Recent Literature with an Application to the European Monetary System. *International Monetary Fund Working Paper*, n.102, maio, 2003.
- CLARIDA, R. H.; GALI J. Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: How Important are Nominal Shocks?. *Federal Reserve Bank of Dallas*, Texas, 1994.
- CLEMEN, R.T. Combining Forecasts: A Review and Annotated Bibliography. *International Journal of Forecasting* 5, 559-581. 1989
- CLEMENTS, M. P., HENDRY, D. F. "Macro-Economic Forecasting and Modelling". *Economic Journal*, 105, 1001-1013. 1995
- CLEMENTS, M. P., HENDRY, D. F. Intercept corrections and structural change. *Journal of Applied Econometrics*, 11, 475–494. 1996
- CLEMENTS, M. P., HENDRY, D. F. "An Historical Perspective on Forecast Errors." *National Institute Economic Review* (2001) v.177, p.100-112

- COOLEY, T. F.; LEROY, S. F. Atheoretical Macroeconomics: A Critique. *Journal of Monetary Economics*, v.16, pp.283-308, 1985.
- COPOM. Relatório de Inflação do Banco Central do Brasil. Volume 6, n.2, 2004. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/?SISMETAS>. Acesso em 15/12/2008.
- COPOM. Relatório de Inflação do Banco Central do Brasil. Volume 9, n.3. 2007. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/?SISMETAS>. Acesso em 15/12/2008.
- COPOM. Relatório de Inflação do Banco Central do Brasil. Volume 10, n.1. 2008. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/?SISMETAS>. Acesso em 15/12/2008.
- COX, J. C.; INGERSOLL, J., ROSS, S. A. "A Theory of the Term Structure of Interest Rates" *Econometrica*, *Econometric Society*, vol. 53(2), pp. 385-407, March. 1985
- DELFIM, A. N. Sobre as metas inflacionárias. *Economia Aplicada*, v.3, n.3, 1999.
- DEMERS, F.; MARCI, P. Econometric forecasts package: short-run forecasting models for the current analysis of the Canadian economy. Bank of Canada. (2005)
- DEZORDI, L. L.; D'AGOSTINI, L. L. M; BITTENCOURT, M. V. L.; CURADO, M. L. Regime de Metas de Inflação para a condução da política monetária brasileira: uma aplicação do modelo VAR. In: OREIRO, J. L.; PAULA, L. F.; SOBREIRA, R. *Política Monetária, bancos centrais e metas de inflação: teoria e experiência brasileira*. Rio de Janeiro, Ed. FGV. 2009. pp.121-147.
- DIEBOLD, F. X.; LOPES, J.A. (1996). Forecast Evaluation and Combination. NBER Technical Working Paper 192.
- DIEBOLD, F.X., PAULY, P. 1987. Structural Change and the Combination of Forecasts. *Journal of Forecasting* 6, 21-40.
- DIEBOLD, F. X.; LI, C. Forecasting the Term Structure of Government bond yields. *Journal of Econometrics*, n.130, p.337-364. (2006).
- DOAN T.; LITTERMAN, R.; SIMS; C. Forecasting and Conditional Projections Using Realist Prior Distributions. *Econometric Review* , v. 3, n. 01, pp. 1-100, 1984.
- DOOLEY, M.; ISARD, P. 1982. "A portfolio-balance rational-expectations model of the dollar-mark exchange rate," *Journal of International Economics*, Elsevier, vol. 12(3-4), pages 257-276, May.
- DOORNIK, J. A. Testing vector error autocorrelation and heteroscedasticity, unpublished paper, Nuffield College. (1996).
- DOORNIK, J. A.; HANSEN, H. (1994). A practical test of multivariate normality, unpublished paper, Nuffield College.
- DORNBUSCH, R. "Expectations and Exchange Rate Dynamics". *Journal of Political Economy*, 84, 1161-76.1976
- DORNBUSCH, R.; FISCHER, S. "Exchange Rates and the Current Account". *American Economic Review*, v. 70, n. 5, pages 960-71, December. 1980

- DUFFEE, G. (2002), "Term premia and interest rate forecasts in affine models," *Journal of Finance*, 57, 405-443.
- EDGERTON, D.; SHUKUR, G. (1999). Testing autocorrelation in a system perspective, *Econometric Reviews* 18: 343-386.
- EICHENBAUM M. and C. EVANS (1995), "Some empirical evidence on the effects of shocks to monetary policy on exchange rates", *Quarterly Journal of Economics*, November 1995, p 975- 1009.
- ENGEL, C. (1999), Exchange rate and prices, NBER Reporter, Winter 1998/99.
- ENGEL, C.; West K.D. Exchange Rates and Fundamentals. *Journal of Political Economy* 113, 485-517. 2005
- FERNANDES, M.; TORO, J. O mecanismo monetário de transmissão na economia brasileira pós-Plano Real. *Revista Brasileira de Economia*, v.59 n.1, p. 5-32. Rio de Janeiro. Jan./Mar. 2005
- FIORENCIO, A., LIMA, E. C., MOREIRA, A. (1998). Os impactos das políticas monetária e cambial no Brasil pós-plano Real. In *A Economia Brasileira em Perspectiva*, pp. 27–56. IPEA.
- FISHER, M., NYCHKA, D., ZERVOS, D. "Fitting the term structure of interest rates with smoothing splines," *Finance and Economics Discussion Series* 95-1, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.). 1995
- FLEMING J. M. Domestic Financial Policies under Fixed and under Floating exchange rates, *IMF Staff Papers*, 9. 1962.
- FIGLEWSKI, S.; URICH, T. 1983. Optimal Aggregation of Money Supply Forecasts: Accuracy, Profitability and Market Efficiency, *Journal of Finance*, 28, 695-210.
- FRANKEL J. A. A monetary approach to the exchange rate: doctrinal aspects and empirical evidence, "Scandinavian Journal of Economics", 78, 200-224. 1976
- FRANKEL, J.A. "On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Differentials". *American Economic Review*, 69, 610-22. 1979
- FRANKEL, J.A. Monetary and Portfolio Balance Models of Exchange Rate Determination. NBER Working Paper, n. 387, 1983. Published in *On Exchange Rates*, J. Frankel, MIT Press, Cambridge, 1993.
- FRANKEL J. A.; JOHNSON H. G. The Monetary Approach to the Balance of Payments, University of Toronto Press. 1976.
- FRATZSCHER, M.; JUVENAL, L.; SARNO, L. 2007. "Asset prices, exchange rates and the current account" Working Paper Series 790, European Central Bank. *Studies in the Quantitative Theory of Money*, University of Chicago Press, Chicago.
- FRIEDMAN, M; SCHWARTZ, A. J. A monetary history of the United States (1867-1960). Princeton University Press, 1963. 860p.
- FRIEDMAN, M. The Role of Monetary Policy. *The American Economic Review*, v. LVIII, n.1. 1968.
- FROOT, K. A., THALER, R. H. Anomalies: foreign exchange. *Journal of Economic Perspectives*, v. 4, p. 179-192, summer 1990.

- GARCIA, M. G. P.; SALOMÃO, J. Alongamento dos títulos de renda fixa no Brasil. In: Bacha, E. L.; Oliveira Filho, L.C (orgs.). Mercado de Capitais e Dívida Pública: tributação, indexação, alongamento. Ed. Contra Capa. Rio de Janeiro, 2006.
- GIRTON, L. W. "The Mckinnon portfolio balance model". International Finance Discussion Papers 16, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.). 1971.
- GODFREY, L. G. Testing for higher order serial correlation in regression equations when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica* 46: 1303–1313. 1978.
- GODFREY, L. G. Misspecification Tests in Econometrics. Cambridge University Press, Cambridge. 1988.
- GOLDFAJN, I. and WERLANG, S. (2000) "The Pass-Through from Depreciation to Inflation: a Panel Study". Working Paper 423, Departamento de Economia, PUC-Rio.
- GOMES, C.; HOLLAND, M. Regra de Taylor e política monetária em condições de endividamento público no Brasil. *Revista de Economia ANPEC*, v. 4., n.2, jul/dez, 2003. pp.333-60.
- GREEN, J. H. (1996). "Inflation Targeting: Theory and Policy Implications". *IMF Staff Papers*, v. 43, n. 4. pp. 779-795.
- HALLWOOD, C.P.; MACDONALD R. International Money and Finance. (Oxford: Blackwell, 2000)
- HAHN F. H. The Balance of Payments in a Monetary Economy, "Review of Economic Studies", 26. 1959
- HANNAN, E. J.; QUINN, B. G. The determination of the order of an autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society B41*: 190-195. 1979
- HEATH, D., JARROW, R.; MORTON, A. (1992), "Bond Pricing and the Term Structure of Interest Rates: A New Methodology for Contingent Claims Valuation," *Econometrica*, 60, 77-105.
- HENDRY, D. F.; CLEMENTS, M. P. (2004). Pooling of Forecast. *The Econometrics Journal* 7(1), p.1-31.
- HENDRY, D. F., DOORNIK, J. A. (1997). The implications for econometric modelling of forecast failure. *Scottish Journal of Political Economy*, 44, 437–461.
- HENDRY, D. F.; MIZON, G. E. 2001. "Forecasting in the Presence of Structural Breaks and Policy Regime Shifts". *Economics Papers 2002-W12*, Economics Group, Nuffield College, University of Oxford.
- HODGE, A.; ROBINSON, T. E STUART, R. A Small BVAR-DSGE Model for Forecasting the Australian Economy. *Research Discussion Paper of Reserve Bank of Australia*, n. 4, 2008. 34 p.
- HOFFMAISTER, A. W.; ROLDOS J. E. Are Business Cycles Different in Ásia and Latin América? *International Monetary Fund Working Paper*, n.9, Washington, 1997.
- HOFFMAISTER, A. W.; ROLDOS J. E.; WICKHAM P. Macroeconomic Fluctuations in Sub-Saharan Africa. *International Monetary Fund Working Paper*, n.82, Washington, 1997.
- HOOPER, P., MORTON, J."Fluctuations in the dollar: A model of nominal and real exchange rate determination," *Journal of International Money and Finance*, Elsevier, vol. 1(1), pages 39-56, January. 1983

- HSIAO, C., PESARAN M. H., TAHMISCIOGLU, A.K. Bayes Estimation of Short Run Coefficients in Dynamic Panels Data Models. Cambridge Working Papers in Economics 9804, Faculty of Economics, University of Cambridge. 1998
- HULL, J.; WHITE, A. (1990), "Pricing Interest-Rate-Derivative Securities," *Review of Financial Studies*, 3, 573-592.
- ISARD, P. Exchange rate determination: a survey of popular views and recent models. Princeton University Essays in International Finance, 42. 1978
- JARRA, E. J. F. Previsão da taxa de juros nominal no Brasil: uma avaliação comparativa entre curva de reação, modelo ARMA e VAR. Dissertação de Mestrado, IBMEC, São Paulo, 2008.
- JARQUE, C. M.; BERA, A. K. (1987). A test for normality of observations and regression residuals. *International Statistical Review* 55: 163-172
- JOHNSON H. G. (1972). The Monetary Approach to the Balance-of-Payments-Theory, "Journal of Financial and Quantitative Analysis", 7.
- KADIYALA, K. R.; KARLSSON, S. Numerical Methods for Estimation and Inference in Bayesian VAR Models. *Journal Applied Econometrics*, v. 12, pp.99-132, 1997.
- KANG, H. 1986. Unstable Weights in the Combination of Forecasts. *Management Science* 32, 683-695.
- KAPETANIOS, G., LABHARD, V., PRICE, S. Forecast combination and the Bank of England's suite of statistical forecasting models. *Economic Modelling*, Vol. 25, pages 772-92. Bank of England. (2008)
- KAPETANIOS G.; TZAVALLIS, E. Modelling Structural Breaks. 2004, 16p. Disponível em: www.aueb.gr/crete2004/docs/Tzavalis.pdf
- KIM, C. J., NELSON, C. R.; PIGER J. "The Less-Volatile U.S. Economy: A Bayesian Investigation of Timing, Breath, and Potential Explanations," *Journal of Business & Economic Statistics*, 22(1), 80-93. 2004
- KING, R. G.; WATSON, M. W. Money, prices, interest rates in business cycles. *Review of Economic and Statistics*, v. 78, n. 1, p.35-53. 1996.
- KING, A. Uncovered interest parity: New Zealand's post-deregulation experience. *Applied Financial Economics*, v. 8, p. 495-503, 1998.
- KIREYEV, A. Comparative Macroeconomic Dynamics in the Arab World: A Panel VAR Approach. International Monetary Fund Working Paper, n.54, março, 2000.
- LAM, L.; FUNG, L.; YU, IP-WING. "Comparing Forecast Performance of Exchange Rate Models". Working Papers 0808, Hong Kong Monetary Authority. 2008.
- LAURINI, M.; HOTTA, L. (2007). Extensões Bayesianas do Modelo de Estrutura a Termo de Diebold-Li. Working Paper IBMEC, n.40.
- LEITE, A. L.; GOMES FILHO, R. B. P.; VICENTE, J. V.M. Previsão da curva de juros: um modelo estatístico com variáveis macroeconômicas. Working Papers Series 186, Central Bank of Brazil, Research Department. Maio, 2009.

- LEPPER, E.M.; SIMS, C. A.; ZHA; T. What Does Monetary Policy Do? Brookings Papers on the Economic Activity, v.2, p. 1-63, 1996.
- LITTERMAN, R. A Bayesian procedure for forecasting with vector autoregressions. Mimeo. Massachusetts Institute of Technology. 1980.
- LITTERMAN, R. Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions: five Years of Experience. Journal of Business and Economics Statistics, v. 4, pp. 25-38, 1986.
- LITTERMAN, R., SCHEINKMAN, J. 1991. Common Factors Affecting Bond Returns. Journal of Fixed Income, 1, 54-61.
- LLOSA, G.; TUESTA, V.; VEGA, M. Un modelo de proyección BVAR para la inflación peruana. Estudios Económicos, n.13, Banco Central de Reserva del Perú. 2005.
- LÜTKEPOHL, H. Introduction to Multiple Time Series Analysis, Springer. Berlin, 1991.
- LÜTKEPOHL, H. New Introduction to Multiple Time Series Analysis, Springer. Berlin, 2005.
- LÜTKEPOHL, H.; SCHNEIDER, W. Testing for nonnormality of autoregressive time series. Computational Statistics Quarterly 5: 151-168, 1989.
- MACDONALD, R.; TAYLOR, M. P., 1991. "The monetary approach to the exchange rate : Long-run relationships and coefficient restrictions," Economics Letters, Elsevier, vol. 37(2), pages 179-185, October.
- MACDONALD, R, TAYLOR, M. P. "Exchange Rate Economics: A Survey". IMF Working Papers 91/62, International Monetary Fund.1992
- MAHEU J. M.; GORDON, S. 2004. "Learning, Forecasting and Structural Breaks," Cahiers de recherche, n. 422, CIRPEE.
- MAKRIDAKIS, S. Why Combining Works?. International Journal of Forecasting, 5, 601-603, 1989.
- MARCELLINO, M. Forecast Pooling for Short Time Series of Macroeconomic Variables. Oxford Bulletin of Economic and Statistics, 66, 91-112. 2004.
- MARK, N. Exchange Rates and Fundamentals: Evidence on Long-Horizon Predictability. American Economics Review 85, 201-218.1995
- MCKINNON, R.I. "Portfolio Balance and International Payments Adjustment," Monetary Problems of the International Economy, R.A. Mundell and A.K. Swoboda, eds., University of Chicago Press, 1969.
- MCKINNON, R.I, OATES, W. The implications of international economic integration for monetary, fiscal and exchange rate policy. Princeton University Essays in International Finance, 16. 1996
- MEESE, R.A. Testing for Bubbles in Exchange Markets: A Case of Sparkling Rates. Journal of Political Economy 94, 345-373. 1986/1987.
- MEESE, R.A.; ROGOFF, K. Empirical exchange rate models in the seventies: are any fit to survive? International Finance Discussion Papers, n. 184, jun. 1981.

- MENDONÇA, H. F. Mecanismos de transmissão monetária e a determinação da taxa de juros: uma aplicação da regra de Taylor ao caso brasileiro. *Economia e Sociedade*, Campinas, (16): 65-81, jun. 2001.
- MINELLA, A. (2003). Monetary policy and inflation in Brazil (1975-2000): A VAR estimation. *Revista Brasileira de Economia*, 57(3):605–635.
- MINELLA, A. FREITAS, P. S.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. K. 2003. "Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility Under Exchange Rate Volatility," *Anais do XXXI Encontro Nacional de Economia - ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia*.
- MINELLA, A.; SOBRINHO, N. F. S. 2009. "Monetary Channels in Brazil through the Lens of a Semi-Structural Model," *Working Papers Series 181*, Central Bank of Brazil, Research Department.
- MIN, C.; ZELLNER, A. "Bayesian and Non-Bayesian Methods for Combining Models and Forecasts with Applications to Forecasting International Growth Rates". *Journal of Econometrics*, 56, 89-118.1993
- MISHKIN, F. S. The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy. NBER Working Paper .p. 5464, Fevereiro 1996.
- MOURA, M. L.; LIMA, A.R.S.; MENDONÇA, R. M. Exchange Rate and Fundamentals: The Case of Brazil. *Revista de Economia Aplicada*, v. 12, p. 395-416, 2008.
- MUINHOS, M. K., FREITAS, P., ARAÚJO, F. Uncovered interest parity with fundamentals: a Brazilian exchange rate forecast model. Banco Central do Brasil, 2001 (Working Paper Series, 19).
- MUINHOS, M. K.; ALVES, S. A. L.; RIELLA, G. Modelo macroeconômico com setor externo: endogeneização do prêmio de risco e do câmbio. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 33, n. 1, p. 61-89, abr. 2003.
- MUNDELL R. A. (1963), Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates, "Canadian Journal of Economics", 29.
- MUNDELL R. A. (1968), Barter Theory and the Monetary Mechanism of Adjustment, in MUNDELL R. A. (1968), *International Economics*, Macmillan, New York.
- MUNDELL R. A. (1971), The International Distribution of Money in a Growing World Economy, in Mundell R. A. *Monetary Theory*, Goodyear, Pacific Palisades, reprinted in Frenkel e Johnson (1976).
- NASON J. M.; ROGERS J. H. Exchange Rates and Fundamentals: A Generalization. *International Finance Discussion Papers*, n. 948. Board of Governors of the Federal Reserve System. 2008
- NAKA, A. Examining Impulse Response Functions in Cointegrated Systems. *Applied Economics*, v.44, pp. 577-99, 1997.
- NEWBOLD, P., GRANGER, C.W.J. "Experience with Forecasting Univariate Time Series and the Combination of Forecasts". *Journal of the Royal Statistical Society*, 137, 131-65. 1974
- NORONHA, L. E. P. de. O Canal cambial de transmissão da política monetária no regime de metas de inflação no Brasil. *Dissertação (Mestrado em Economia) – Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro*, Rio de Janeiro, 2007.

- ÖBERG, S. The Riksbank's forecasting performance. Mimeo. 2007. Disponível em: <http://www.riksbank.com/templates/Page.aspx?id=26261>
- PASARAN, M. H., PETTENUZZO, D., TIMMERMANN A. 2004. Forecasting Time Series Subject to Multiple Structural Breaks," Cambridge Working Papers in Economics, 433.
- PATINKIN D. Money Interest and prices, Harper and Row, New York. 1956
- PAULA, L. F. R. ; OREIRO, J. L. C. Uma estratégia keynesiana para a sustentabilidade de longo prazo da dívida pública. *Análise Econômica* (UFRGS), Porto Alegre, v. 21, n. 40, p. 329-338, 2003.
- PAULSEN, J. Order determination of multivariate autoregressive time series with unit roots, *Journal of Time Series Analysis* 5: 115–127, 1984.
- PESARAN, M.; SMITH, H. R. Estimating Long-Run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*, v.68, pp.79-113, 1995.
- PESARAN, H.; PETTENUZZO, D.; TIMMERMANN, A. "Forecasting Time Series Subject to Multiple Structural Breaks" *Review of Economic Studies*, Blackwell Publishing, vol. 73(4), pages 1057-1084, October, 2006.
- POLAK J. J. (1957). Monetary Analysis of Income Formation and Payment Problems, IMF Staff Papers, 6.
- PRASAD, E. S.; GABLE J. A. International Evidence of Trade Dynamics. Staff Papers, International Monetary Fund, v. 3, pp.401-439. 1998
- QUINN, B. G. Order determination for a multivariate autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society B*42: 182-185, 1980.
- RABANAL, P.; SCHWARTZ, G. Testing the effectiveness of the overnight interest rate as a monetary policy instrument. In Brazil: Selected Issues and Statistical Appendix. IMF Country Report n. 01/10.2001
- RAO, C. R. Linear Statistical Inference and Its Applications. 2a. Ed. John Wiley. 1973.
- RAPACH, D. E. Macro Shocks and Fluctuations. *Journal of Economics and Business*, v.50, pp.23-38, 1998.
- REBUCCI, A. External shocks, Macroeconomic Policy, and Growth: A Panel VAR Approach. Global Economic Institutions Working Paper Series, Economic and Social Research Council, n. 40, pp.1-32. 1998
- SALES, A.; TANNURI-PIANTO, M. (2005). Mercado de reservas bancárias e identificação de choques de política monetária para o Brasil. XXVII Encontro Brasileiro de Econometria.
- SARNO, L.; TAYLOR, M. P. The economics of exchange rates. Cambridge: Cambridge University Press, 2002. cap. 4, p. 104-107, 115-118.
- SCHWARZ, G. Estimating the dimension of a model, *Annals of Statistics* 6: 461-464, 1978.
- SERRANO, J. L. F.; FERNÁNDEZ, M^a. D. R.. "Structural Breaks and interest rates forecast: a sequential approach". Documentos del Instituto Complutense de Análisis Económico, n.110, Universidad Complutense de Madrid, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales.2001

- SESSIONS, D.N.; CHATTERERJEE, S. 1989 "The Combining of Forecasts Using Recursive Techniques with Nonstationary Weights," *Journal of Forecasting*, 8, 239-251.
- SHEA, G. 1984. Pitfalls in Smoothing Interest Rate Structure Data: Equilibrium Models and Spline Approximation. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, v.19, pp. 253-269.
- SIMS; C. A. Money, Income and Causality. *American Economic Review*, v.62, n.4, p. 540-542. 1972.
- SIMS, C. Macroeconomics and reality. *Econometrika*, v.48, n.1, pp.1-48, 1980.
- SIMS, C. (2002). The Role of Models and Probabilities in the Monetary Policy Process. *Brookings Papers on Economic Activity* 2, p. 1-62.
- SIMS, C.; STOCK, J.; WATSON, M. Inference in linear time series models with some unit roots. *Econometrica*, v.58, p.113-44. 1990
- STOCK, J. H., WATSON, M. W. (1996). Evidence on structural instability in macroeconomic time series relations. *Journal of Business and Economic Statistics*, 14, 11–30.
- STOCK, J. H., M. W. WATSON. (1999) Forecasting Inflation. *Journal of Monetary Economics*, 44, 293-335.
- STOCK, J.H.; WATSON M. W. "A Comparison of Linear and Nonlinear Univariate Models for Forecasting Macroeconomic Time Series," in R.F. Engle and H. White, *Cointegration, Causality, and Forecasting: a Festschrift in Honour of Clive Granger*, Oxford: Oxford University Press. 2001
- STOCK, J.H.; WATSON M. W. Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Indexes. *Journal of Business and Economic Statistics* 20, 147-162, 2002.
- STOCK, J.H., WATSON, M. Combination Forecasts of Output Growth in a Seven-Country Data Set. *Journal of Forecasting*, 23, 405-430, 2004.
- TAYLOR M. A Dynamic Model of Forward Foreign Exchange Rate Risk with Estimates for Three Major Exchange Rates, "The Manchester school", 56, 55-68. 1988.
- TAYLOR, J. B. Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, North Holland, v.9 39, p.195-214, 1993.
- TAYLOR, J. B. The monetary transmission mechanism. An empirical framework. *Journal of Economic Perspectives*, v. 9, pp.11-26. 1995.
- TAYLOR, J. B. A Historical Analysis of Monetary Policy Rules. NBER Working Paper, Cambridge, n. 6768, Outubro, 1998.
- TAYLOR, M. P. Modelling the Yield Curve. Working Papers 91/134, International Monetary Fund. 1992
- TAYLOR, M. P. "The Hyperinflation Model of Money Demand Revisited," *Journal of Money, Credit and Banking*, Blackwell Publishing, vol. 23(3), pages 327-51, August. 1991
- TAYLOR M.P; MACDONALD, R. "The Monetary Approach to the Exchange Rate: Rational Expectations, Long-Run Equilibrium and Forecasting". IMF Working Papers 92/34, International Monetary Fund. 1992

TESOURO NACIONAL. Relatório Mensal da Dívida Pública Federal. Setembro, 2009. Disponível em: http://www.tesouro.fazenda.gov.br/hp/downloads/divida_publica/relatorio_set09.pdf

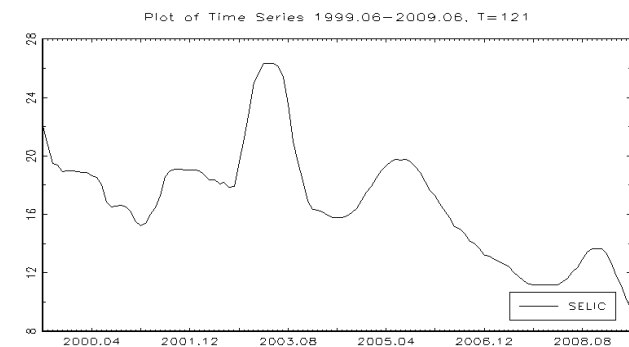
TODD, M. Richard. Vector Autoregression Evidence on Monetarism: Another Look at the Robustness Debate. Federal Reserve Bank of Minneapolis, Quarterly Review, 1991.

VASICEK, O. 1977. An equilibrium characterization of the term structure. Journal of Financial Economics, 5, pp.177-88.

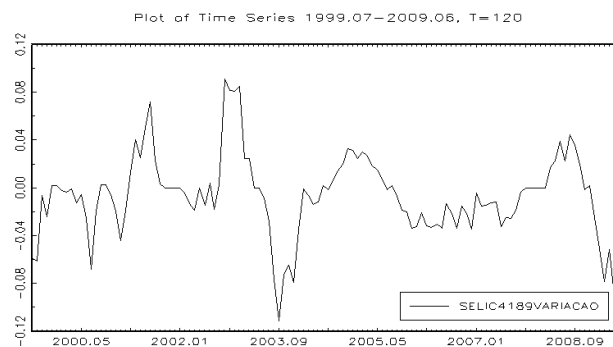
VARGA, G. 2007. Term Structure Forecast in a Factor Model. VII Encontro Brasileiro de Finanças.

ANEXOS

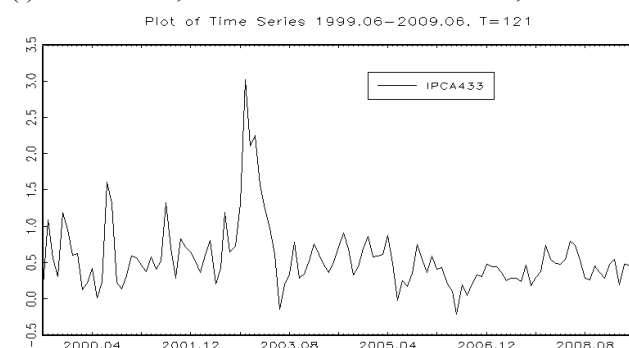
ANEXO 1- COMPORTAMENTOS DAS SÉRIES HISTÓRICAS UTILIZADAS NOS MODELOS DE PREVISÃO DA TAXA DE JUROS E TAXA DE CâMBIO.



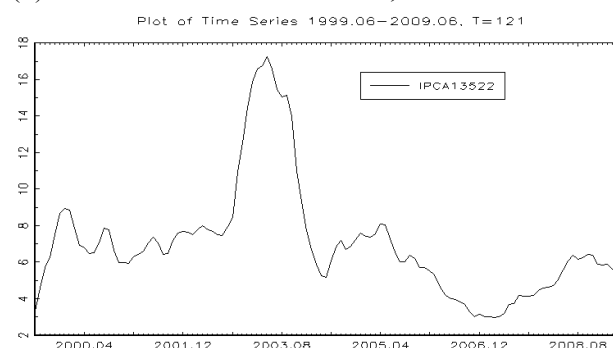
(i) Taxa SELIC, acumulada no mês anualizada, em %



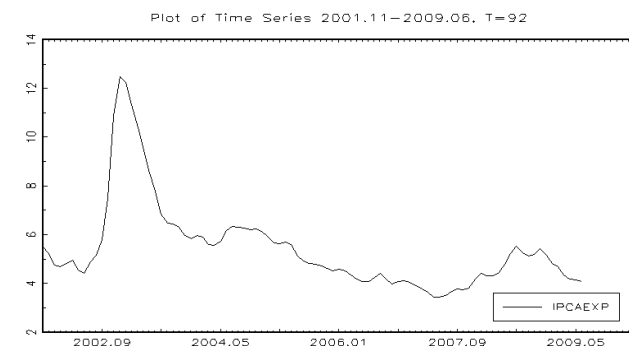
(ii) Taxa de Crescimento da SELIC, em % mensal



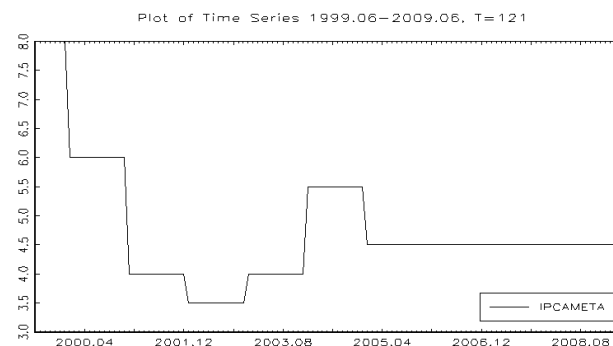
(iii) Taxa de Inflação IPCA em % mensal



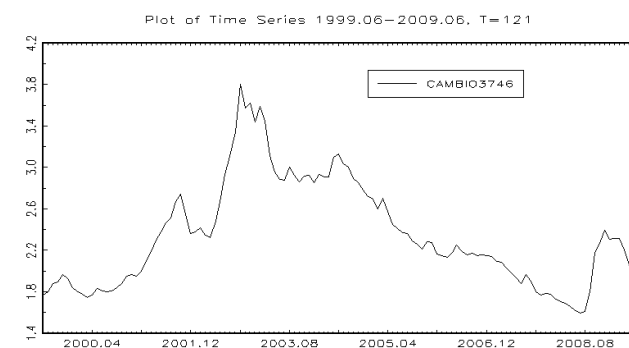
(iv) Variação da Inflação IPCA acumulada em 12 meses



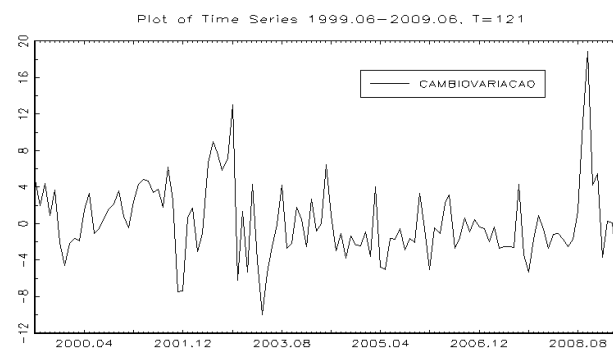
(v) Expectativa do IPCA acumulado em 12 meses



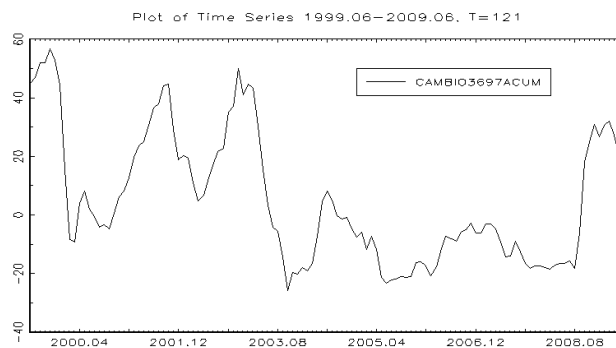
(vi) Meta de Inflação IPCA em % a.a.



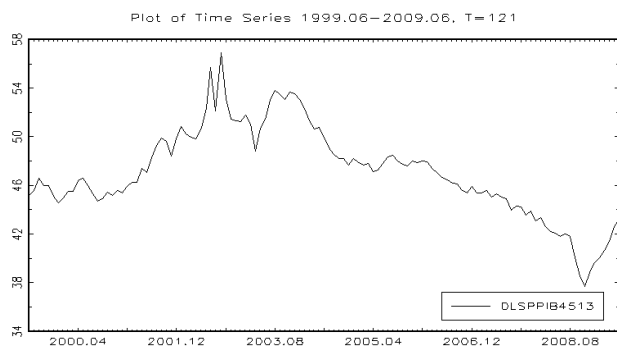
(vii) Taxa de Câmbio Nominal, R\$/US\$



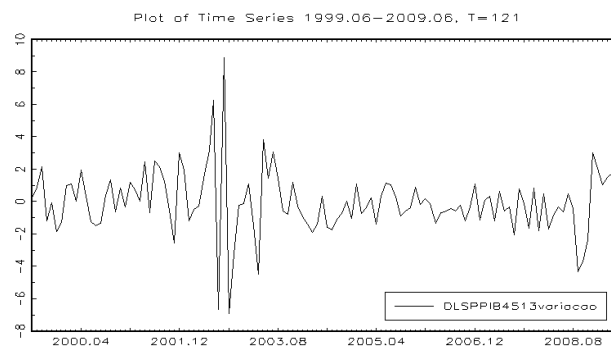
(viii) Retorno-Variação da Taxa de Câmbio Mensal em %



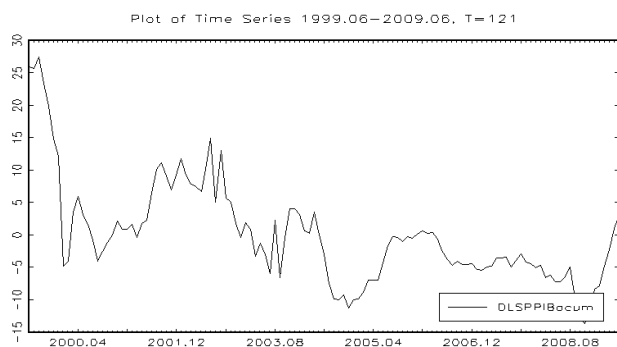
(ix) Variação da Taxa de Câmbio Acumulada em 12 meses



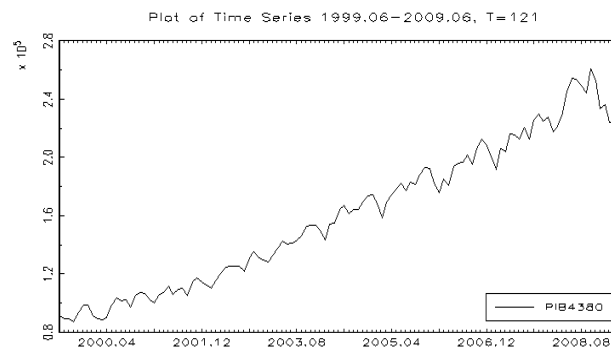
(x) Dívida Líquida do Setor Público/PIB, em %



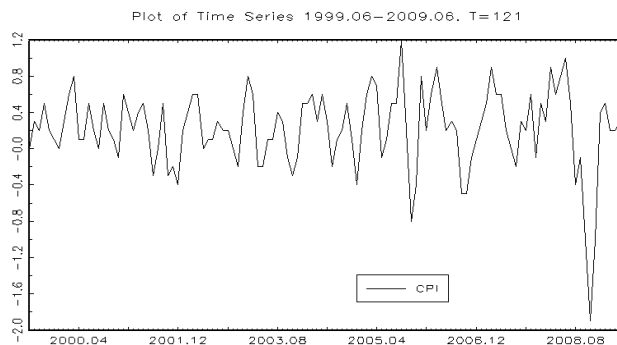
(xi) Variação Mensal da Dív. Líq.do Setor Púb./PIB, em %



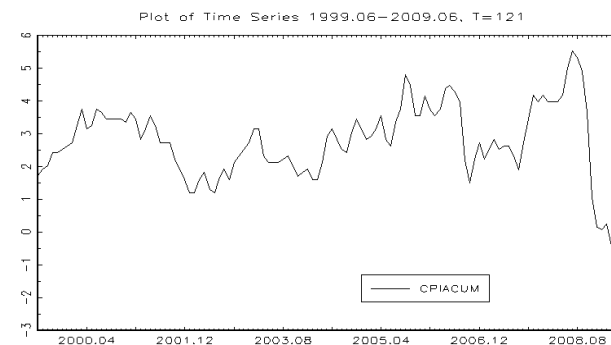
(xii) Dív. Líq.Setor Público/PIB, Cresc. Acum. 12 meses



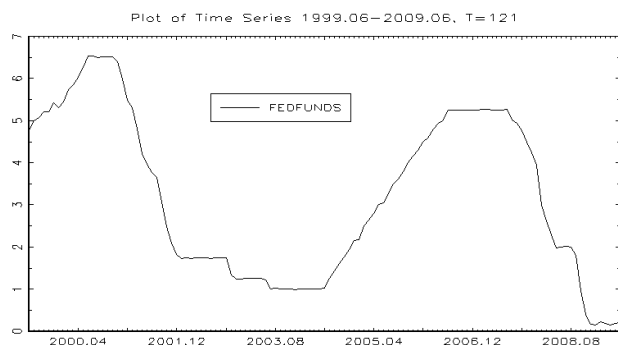
(xiii) PIB mensal em valores correntes



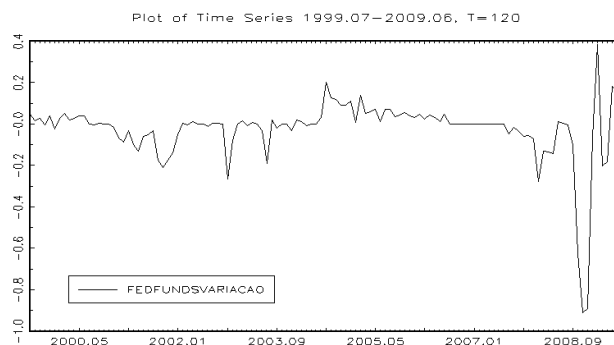
(xiv) Taxa de Inflação CPI/EUA (% mensal)



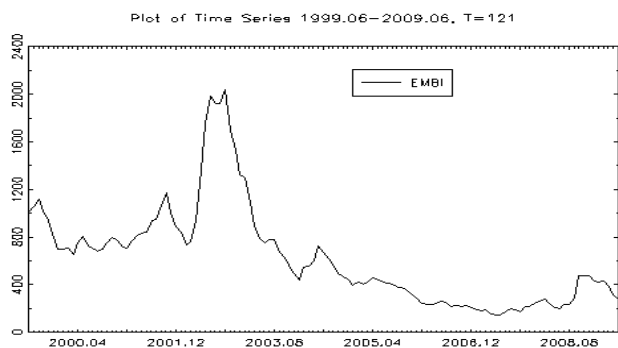
(xv) Variação da Inflação CPI acumulada em 12 meses



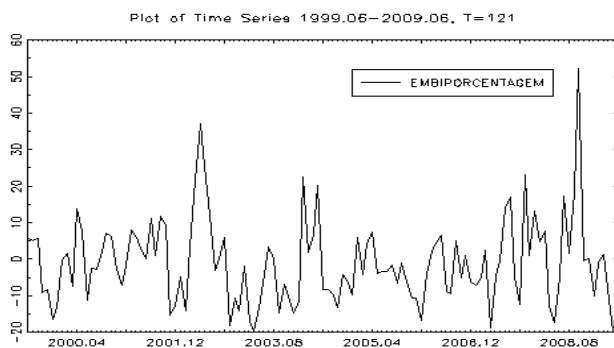
(xvi) Feds Funds Rate , em % a.a.



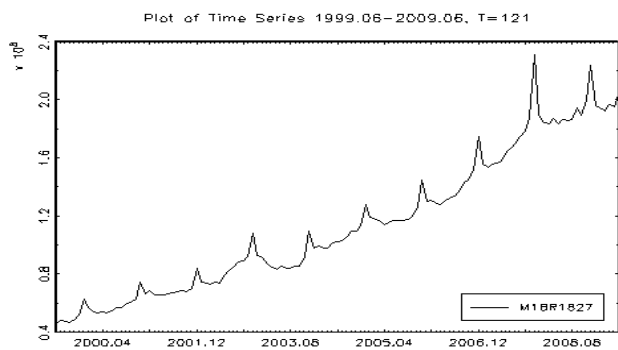
(xvii) Taxa de Crescimento Feds Fund Rate, em % mensal.



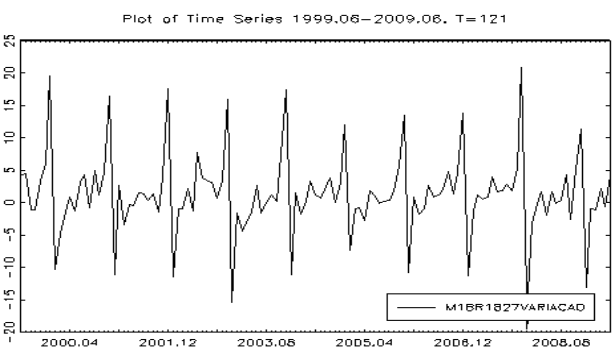
(xviii) Índice EMBI do JP Morgan



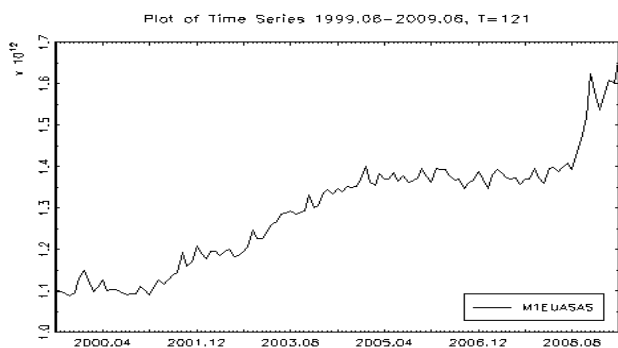
(xix) Taxa de Crescimento EMBI, em % mensal.



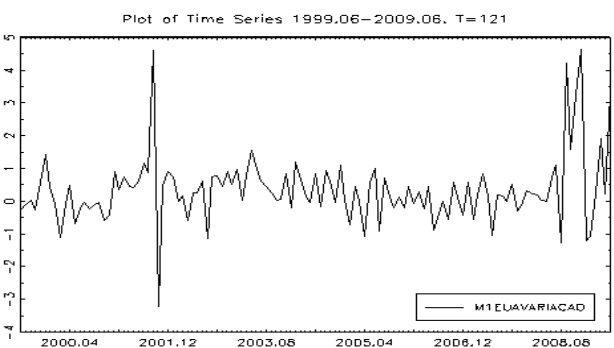
(xx) Meios de Pagamento – M1 - Brasil



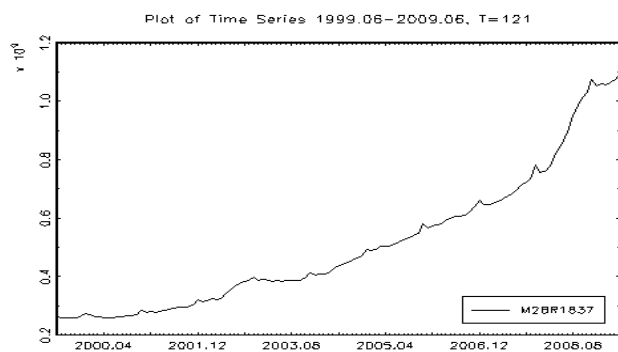
(xxi) Taxa de crescimento do M1 - Brasil em % mensal.



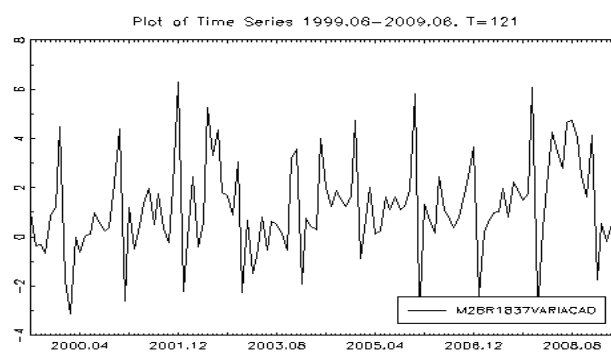
(xxii) Meios de Pagamento – M1 - EUA



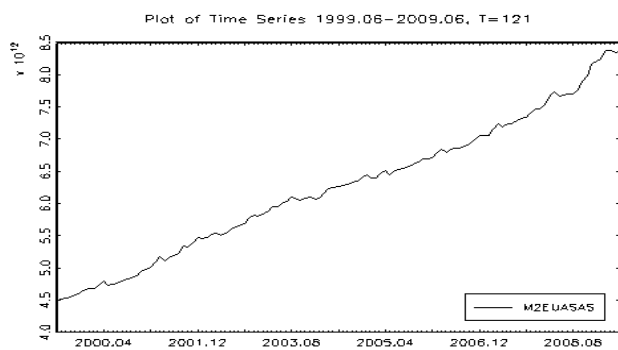
(xiii) Taxa de crescimento do M1 - EUA em % mensal.



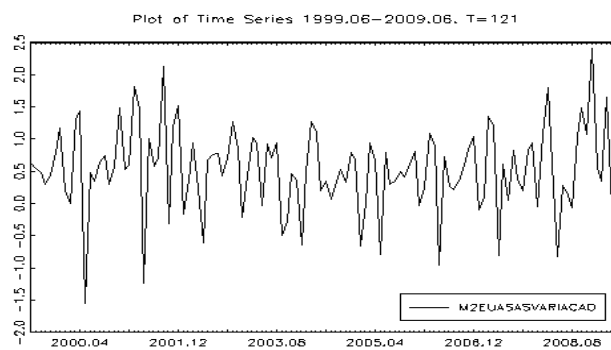
(xxiv) Meios de Pagamento – M2 – Brasil



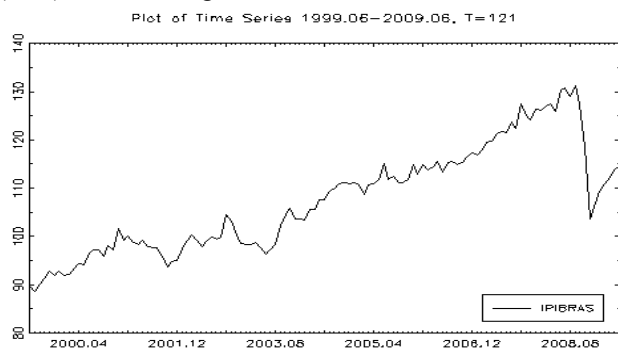
(xxv) Taxa de crescimento do M2 – Brasil em % mensal.



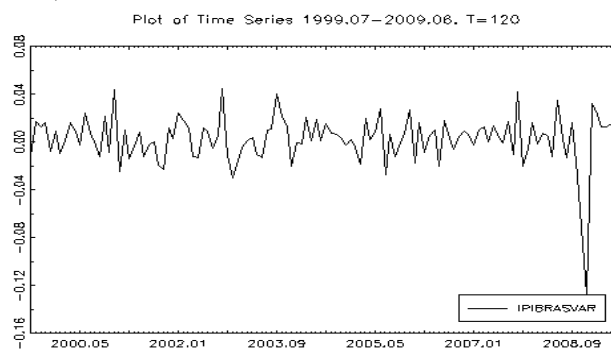
(xxvi) Meios de Pagamento – M2 – EUA



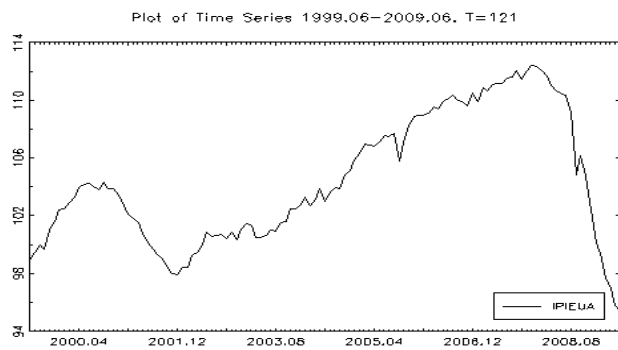
(xxvii) Taxa de crescimento do M2 – EUA em % mensal.



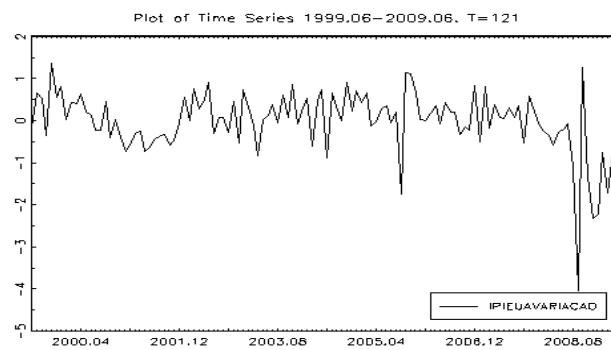
(xxviii) Índice de Produção Industrial – Brasil



(xxix) Taxa crescimento Produção Industrial – Brasil % mensal.



(xxx) Índice de Produção Industrial – EUA



(xxxi) Taxa crescimento Produção Industrial- EUA, % mensal.

Fonte: BCB, Federal Reserve, United States Department of Labor/ Bureau of Labor Statistics, JP Morgan e IBGE.

ANEXO 2- MÓDULO DOS EIGENVALUES DA POLINOMIAL CARACTERÍSTICA REVERSA DOS MODELOS VAR T, T*, PPP, PPP*, UIP, UIP*, CIP, CIP*, C, C*, FLMA, FLMA*, SPMA, SPMA*, BPA e BPA*

ESPECIFICAÇÃO	DEFASAGEM	MÓDULO EIGENVALUES DA POLINOMIAL CARACTERÍSTICA REVERSA	RESULTADO
VAR T1	2	z = (1.86 1.86 2.25 1.06 1.06 1.20)	ESTÁVEL
VAR T2	2	z = (1.65 1.65 1.05 1.05 1.48 1.48)	ESTÁVEL
VAR T3	2	z = (1.83 1.83 2.40 2.40 1.06 1.06 1.10 1.10)	ESTÁVEL
VAR T4	2	z = (1.71 1.71 19.17 1.06 1.06 2.20 2.20 1.16)	ESTÁVEL
VAR T5	2	z = (1.69 1.69 3.88 2.38 2.38 1.05 1.05 1.06 1.10 1.21)	ESTÁVEL
VAR T6	2	z = (2.23 2.12 2.12 3.09 3.09 1.07 1.07 1.70 1.09 1.13)	ESTÁVEL
VAR T7	2	z = (1.80 1.80 7.46 2.46 2.46 1.06 1.06 1.27 1.06 1.08)	ESTÁVEL
VAR T8	2	z = (1.68 1.68 2.23 2.23 1.06 1.06 8.02 1.14 4.07 1.04)	ESTÁVEL
VAR T9	2	z = (1.82 1.82 2.48 1.06 1.06 3.95 1.15 1.96 1.96 5.20)	ESTÁVEL
VAR T10	2	z = (1.71 1.71 5.07 5.07 2.27 2.27 1.06 1.06 1.39 1.05)	ESTÁVEL
VAR T11	2	z = (1.53 1.53 2.00 2.00 1.06 1.06 1.18 1.18)	ESTÁVEL
VAR T12	2	z = (1.43 1.43 3.70 2.36 2.36 1.07 1.07 1.15 1.15 1.24)	ESTÁVEL
VAR T13	2	z = (2.30 1.60 1.60 15.99 1.05 1.05 1.24 1.24 1.83 1.83)	ESTÁVEL
VAR T14	2	z = (1.50 1.50 3.03 2.07 2.07 1.06 1.06 1.26 1.26 1.08)	ESTÁVEL
VAR T15	2	z = (1.44 1.44 1.05 1.05 1.65 1.65 1.21 4.61)	ESTÁVEL
VAR T16	2	z = (1.43 1.43 3.64 3.64 1.80 1.80 1.06 1.06 1.19 1.19)	ESTÁVEL
VAR T17	2	z = (1.47 1.47 2.44 2.44 1.05 1.05 1.18 1.65 1.65 3.99)	ESTÁVEL
VAR T18	2	z = (1.42 1.42 1.67 1.67 1.05 1.05 1.22 3.32 3.32 1.09)	ESTÁVEL
VAR T1*	2	z = (2.48 1.06 1.06 1.18 1.63 1.63)	ESTÁVEL
VAR T2*	2	z = (1.05 1.05 1.45 1.45 1.87 1.87)	ESTÁVEL
VAR T3*	2	z = (2.73 2.73 1.06 1.06 1.08 1.11 1.62 1.62)	ESTÁVEL
VAR T4*	2	z = (1.58 1.58 1.06 1.06 2.56 2.56 34.48 1.14)	ESTÁVEL
VAR T5*	2	z = (1.58 1.58 5.33 2.43 2.43 1.06 1.06 1.23 1.19 1.03)	ESTÁVEL
VAR T6*	2	z = (2.13 1.73 1.73 4.00 4.00 1.07 1.07 1.67 1.077)	ESTÁVEL
VAR T7*	2	z = (1.60 1.60 7.51 3.02 3.02 1.06 1.06 1.04 1.18 1.11)	ESTÁVEL
VAR T8*	2	z = (1.55 1.55 1.07 1.07 2.34 4.73 3.21 1.06 138.38 1.14)	ESTÁVEL
VAR T9*	2	z = (1.611.61 1.08 1.08 1.14 1.63 7.65 4.08 2.09 2.78)	ESTÁVEL
VAR T10*	2	z = (1.55 1.55 79.36 2.913 2.25 1.06 1.06 1.24 1.04 7.56)	ESTÁVEL
VAR T11*	10	z = (1.07 1.07 1.50 1.50 1.21 2.71 1.91 1.91)	ESTÁVEL
VAR T12*	10	z = (1.38 1.38 3.46 4.56 1.08 1.08 1.13 1.18 1.48 1.48)	ESTÁVEL
VAR T13*	10	z = (1.43 1.43 2.74 15.14 1.06 1.06 1.31 1.31 1.39 1.39)	ESTÁVEL
VAR T14*	9	z = (1.40 1.40 3.18 1.99 1.99 1.05 1.05 1.26 1.24 1.08)	ESTÁVEL
VAR T15*	2	z = (1.37 1.37 1.06 1.06 1.76 1.76 1.28 14.66)	ESTÁVEL
VAR T16*	10	z = (1.36 1.36 2.99 1.07 1.07 1.91 1.91 1.14 13.33 1.23)	ESTÁVEL
VAR T17*	10	z = (1.37 1.37 2.26 1.06 1.06 13.48 1.53 1.53 1.36 8.08)	ESTÁVEL
VAR T18*	9	z = (1.36 1.36 3.20 11.88 1.89 1.89 1.05 1.05 1.20 1.10)	ESTÁVEL
VAR PPP1	1	z = (2.47 1.83 1.87)	ESTÁVEL
VAR PPP2	2	z = (1.05 49.08 1.93 1.93 1.84 1.84)	ESTÁVEL
VAR PPP3	2	 z = (1.29 1.29 1.70 0.98 0.98 3.23)	INSTÁVEL
VAR PPP4	2	z = (2.84 1.71 1.27 1.27 1.04 1.17)	ESTÁVEL
VAR PPP1*	1	z = (1.45 3.54 1.79)	ESTÁVEL
VAR PPP2*	2	z = (1.64 2.04 2.04 2.55 1.05)	ESTÁVEL
VAR PPP3*	2	 z = (1.38 1.38 2.09 2.09 0.96 0.96)	INSTÁVEL
VAR PPP4*	2	 z = (2.55 0.98 1.21 1.21 1.24 1.84)	INSTÁVEL

CONTINUA

ESPECIFICAÇÃO	DEFASAGEM	MÓDULO EIGENVALUES DA POLINOMIAL CARACTERÍSTICA REVERSA	RESULTADO
VAR UIP1	2	 z = (4.30 4.30 1.47 1.04 0.98 0.98)	INSTÁVEL
VAR UIP2	2	 z = (2.55 1.77 1.10 1.10 0.95 0.95)	INSTÁVEL
VAR UIP3	1	z = (2.32 2.05 1.24)	ESTÁVEL
VAR UIP4	1	z = (1.03 1.64 1.24)	ESTÁVEL
VAR UIP5	2	z = (2.56 1.06 1.12 1.12)	ESTÁVEL
VAR UIP6	1	z = (2.54 1.77)	ESTÁVEL
VAR UIP7	2	z = (2.27 1.02)	ESTÁVEL
VAR UIP8	1	z = (2.54 1.77)	ESTÁVEL
VAR UIP1*	2	z = (1.47 1.03 1.09 1.09 2.16)	ESTÁVEL
VAR UIP2*	2	z = (2.33 1.57 1.12 1.12 1.05 1.05)	ESTÁVEL
VAR UIP3*	1	z = (2.05 2.17 1.21)	ESTÁVEL
VAR UIP4*	1	z = (1.03 1.64 1.22)	ESTÁVEL
VAR UIP5*	2	 z = (2.57 0.98 1.11 1.11)	INSTÁVEL
VAR UIP6*	1	z = (1.83 2.15)	ESTÁVEL
VAR UIP7*	2	z = (1.01 2.17)	ESTÁVEL
VAR UIP8*	1	z = (1.83 2.15)	ESTÁVEL
VAR CIP1	2	 z = (3.70 1.59 1.28 1.28 1.10 1.11 0.98 0.98)	INSTÁVEL
VAR CIP2	2	 z = (7.60 1.81 1.81 2.21 1.11 1.11 0.97 0.97)	INSTÁVEL
VAR CIP3	2	z = (3.66 3.66 2.20 2.20 1.08 1.15 1.31 1.31)	ESTÁVEL
VAR CIP4	1	z = (1.05 2.05 2.05 1.24)	ESTÁVEL
VAR CIP5	2	z = (3.82 1.22 1.22 1.12 1.12 1.07)	ESTÁVEL
VAR CIP6	2	z = (7.24 2.04 2.04 1.06 1.12 1.12)	ESTÁVEL
VAR CIP7	2	z = (5.24 1.71 1.71 2.3 1.23 1.06)	ESTÁVEL
VAR CIP8	2	z = (1.05 7.54 1.87 1.87 2.20 2.20)	ESTÁVEL
VAR CIP1*	2	z = (4.54 1.42 1.27 1.27 1.12 1.12 1.05 1.04)	ESTÁVEL
VAR CIP2*	2	 z = (2.91 2.91 1.11 1.11 0.97 0.97 1.48)	INSTÁVEL
VAR CIP3*	2	z = (1.96 1.96 1.01 1.15 3.41 1.56 11.56 1.41)	ESTÁVEL
VAR CIP4*	1	z = (1.79 2.63 1.04 1.21)	ESTÁVEL
VAR CIP5*	2	z = (3.47 1.55 1.14 1.01 1.14 1.14)	ESTÁVEL
VAR CIP6*	2	z = (4.63 2.06 2.06 1.05 1.13 1.13)	ESTÁVEL
VAR CIP7*	2	z = (1.57 1.14 3.47 1.01 1.86 1.86)	ESTÁVEL
VAR CIP8*	2	z = (1.04 4.95 2.11 2.10 1.88 1.88)	ESTÁVEL
VAR C1	2	z = (2.41 4.79 4.79 1.58 1.58 19.19 3.76 1.61 1.09 1.09 1.00 1.00 1.11 0.93)	INSTÁVEL
VAR C2	1	z = (1.03 1.26 1.60 3.77 3.77 10.38 10.38)	ESTÁVEL
VAR C3	1	z = (1.03 1.51 14.68 14.68)	ESTÁVEL
VAR C4	2	z = (2.59 3.28 3.28 512.54 2.30 2.30 1.26 1.26 1.09 1.09 0.98 0.98 1.09 1.09)	INSTÁVEL
VAR C5	1	z = (1.05 3.22 6.17 6.17 1.48 1.27 4.11)	ESTÁVEL
VAR C6	1	z = (1.04 2.75 1.53 33.63)	ESTÁVEL
VAR C7	2	z = (2.27 2.70 2.70 4.15 4.15 1.42 1.42 1.11 1.11 0.94 1.0032 1.0032 1.15 30.45)	INSTÁVEL
VAR C8	1	z = (1.74 2.75 3.91 3.91 6.98 6.98 1.24)	ESTÁVEL
VAR C9	1	z = (1.64 2.68 9.25 9.25)	ESTÁVEL
VAR C10	2	z = (2.95 12.05 3.55 3.55 2.21 2.21 1.26 1.26 1.13 1.13 1.33 0.98 0.98 1.10)	INSTÁVEL
VAR C11	1	z = (1.26 1.62 5.31 5.31 5.32 15.20 2.85)	ESTÁVEL
VAR C12	1	z = (1.72 6.42 6.42 2.10)	ESTÁVEL
VAR C1*	2	Não calculado – Matriz não é semi-definida positiva	-
VAR C2*	1	z = (1.0086 1.22 1.76 257.10 4.49 4.49)	ESTÁVEL
VAR C3*	1	z = (1.0066 192.69 1.51)	ESTÁVEL
VAR C4*	2	Não calculado – Matriz não é semi-definida positiva	-
VAR C5*	1	z = (1.02 1.21 1.77 4.85 72.60 72.60 3.28)	ESTÁVEL
VAR C6*	1	z = (1.02 2.71 1.52)	ESTÁVEL
VAR C7*	2	Não calculado – Matriz não é semi-definida positiva	-
VAR C8*	1	z = (1.21 526.02 5.59 2.01 4.05 2.09)	ESTÁVEL

CONTINUA

ESPECIFICAÇÃO	DEFASAGEM	MÓDULO DOS EIGENVALUES DA POLINOMIAL CARACTERÍSTICA REVERSA	RESULTADO
VAR C9*	1	$ z = (1.82 \ 2.15)$	ESTÁVEL
VAR C10*	2	Não calculado – Matriz não é semi-definida positiva	-
VAR C11*	1	$ z = (1.25 \ 2.13 \ 5.88 \ 2.91 \ 2.79)$	ESTÁVEL
VAR C12*	1	$ z = (1.90 \ 2.48 \ 2.90)$	ESTÁVEL
VAR FLMA1	2	$ z = (2.34 \ 2.34 \ 2.23 \ 2.23 \ 1.12 \ 1.12 \ 1.07 \ 1.46 \ 3.69 \ 3.69)$	ESTÁVEL
VAR FLMA2	1	$ z = (1.03 \ 1.55 \ 5.18 \ 5.18 \ 36.10)$	ESTÁVEL
VAR FLMA3	2	$ z = (1.056 \ 1.05 \ 6.83 \ 2.82 \ 2.82)$	ESTÁVEL
VAR FLMA4	1	$ z = (1.04 \ 1.46 \ 2.70 \ 8.77 \ 8.77)$	ESTÁVEL
VAR FLMA5	1	$ z = (1.06 \ 1.06 \ 8.4 \ 8.4 \ 4.21)$	ESTÁVEL
VAR FLMA6	1	$ z = (1.04 \ 1.14 \ 2.01 \ 4.22 \ 4.26)$	ESTÁVEL
VAR FLMA7	2	$ z = (2.32 \ 2.01 \ 2.01 \ 4.86 \ 4.86 \ 2.46 \ 2.46 \ 1.10 \ 1.10 \ 1.39)$	ESTÁVEL
VAR FLMA8	1	$ z = (1.67 \ 2.71 \ 4.77 \ 4.77 \ 189.36)$	ESTÁVEL
VAR FLMA9	2	$ z = (1.13 \ 1.13 \ 1.45 \ 1.45 \ 2.74 \ 2.74 \ 2.55 \ 2.55 \ 1.93 \ 3.07)$	ESTÁVEL
VAR FLMA10	1	$ z = (1.57 \ 6.27 \ 6.27 \ 16.24 \ 2.68)$	ESTÁVEL
VAR FLMA11	2	$ z = (0.98 \ 2.12 \ 4.46 \ 16.57 \ 16.57)$	INSTÁVEL
VAR FLMA12	2	$ z = (1.09 \ 2.21 \ 3.83 \ 3.83 \ 4.02)$	ESTÁVEL
VAR FLMA1*	2	$ z = (0.99 \ 0.99 \ 1.09 \ 1.51 \ 1.83 \ 4.47 \ 4.47 \ 4.62 \ 4.62 \ 5.79)$	INSTÁVEL
VAR FLMA2*	1	$ z = (1.20 \ 3.94 \ 1.51)$	ESTÁVEL
VAR FLMA3*	2	$ z = (1.08 \ 1.02 \ 10.13 \ 4.60 \ 2.96)$	ESTÁVEL
VAR FLMA4*	1	$ z = (1.02 \ 1.60 \ 2.85)$	ESTÁVEL
VAR FLMA5*	1	$ z = (1.02 \ 10.2 \ 10.2 \ 1.18)$	ESTÁVEL
VAR FLMA6*	1	$ z = (3.71 \ 1.1^3 \ 1.09 \ 2.51)$	ESTÁVEL
VAR FLMA7*	2	$ z = (0.97 \ 0.97 \ 1.61 \ 2.54 \ 2.54 \ 2.87 \ 2.87 \ 19.52 \ 11.94)$	INSTÁVEL
VAR FLMA8*	1	$ z = (4.12 \ 1.88 \ 0.96)$	INSTÁVEL
VAR FLMA9*	2	$ z = (2.69 \ 2.69 \ 1.10 \ 1.10 \ 3.21 \ 3.21 \ 1.87 \ 1.87 \ 8.82 \ 12.00)$	ESTÁVEL
VAR FLMA10*	1	$ z = (1.86 \ 2.78 \ 2.80)$	ESTÁVEL
VAR FLMA11*	4	$ z = (1.05 \ 2.31)$	ESTÁVEL
VAR FLMA12*	2	$ z = (3.47 \ 4.45 \ 2.22 \ 1.01)$	ESTÁVEL
VAR SPMA1	3	$ z = (2.22 \ 2.22 \ 2.12 \ 2.12 \ 1.96 \ 1.54 \ 1.26 \ 1.26 \ 1.07 \ 1.07)$	ESTÁVEL
VAR SPMA2	1	$ z = (0.98 \ 0.98 \ 6.35 \ 1.48 \ 10.52)$	INSTÁVEL
VAR SPMA3	4	$ z = (2.99 \ 2.99 \ 4.94 \ 5.46 \ 1.65 \ 1.65 \ 1.11 \ 1.11 \ 1.18 \ 1.18)$	ESTÁVEL
VAR SPMA4	1	$ z = (1.15 \ 1.15 \ 2.72 \ 4.81 \ 1.44)$	ESTÁVEL
VAR SPMA5	2	$ z = (1.93 \ 2.05 \ 2.05 \ 1.93 \ 1.93 \ 1.19 \ 1.19 \ 1.11 \ 1.11 \ 3.10)$	ESTÁVEL
VAR SPMA6	1	$ z = (1.21 \ 1.42 \ 3.79 \ 6.03 \ 6.03)$	ESTÁVEL
VAR SPMA7	2	$ z = (2.43 \ 2.09 \ 2.09 \ 4.22 \ 2.29 \ 0.98 \ 0.98 \ 1.17 \ 1.17 \ 5.64)$	ESTÁVEL
VAR SPMA8	2	$ z = (1.31 \ 1.39 \ 3.43 \ 3.43 \ 5.68)$	ESTÁVEL
VAR SPMA1*	3	$ z = (2.31 \ 2.31 \ 2.30 \ 2.30 \ 1.61 \ 1.61 \ 1.07 \ 1.07 \ 1.21 \ 1.21)$	ESTÁVEL
VAR SPMA2*	1	$ z = (6.63 \ 1.13 \ 49.50 \ 1.09 \ 1.51)$	INSTÁVEL
VAR SPMA3*	4	$ z = (6.78 \ 6.78 \ 1.68 \ 1.68 \ 1.12 \ 1.12 \ 1.22 \ 1.22 \ 7.84)$	ESTÁVEL
VAR SPMA4*	1	$ z = (7.00 \ 1.20 \ 2.57 \ 1.11 \ 1.53)$	INSTÁVEL
VAR SPMA5*	2	$ z = (2.61 \ 2.21 \ 2.21 \ 2.49 \ 2.49 \ 1.22 \ 1.22 \ 0.97 \ 0.97 \ 2.54)$	INSTÁVEL
VAR SPMA6*	1	$ z = (6.38 \ 1.95 \ 2.21 \ 1.03)$	ESTÁVEL
VAR SPMA7*	2	$ z = (2.43 \ 2.11 \ 2.11 \ 1.13 \ 1.13 \ 1.26 \ 1.26 \ 2.26 \ 2.95 \ 5.1E+18)$	ESTÁVEL
VAR SPMA8*	2	$ z = (6.79 \ 2.01 \ 4.16 \ 2.20 \ 1.03)$	ESTÁVEL
VAR BPA1	3	$ z = (1.30 \ 1.47 \ 1.47 \ 7.10 \ 7.10 \ 1.52 \ 1.52 \ 1.36 \ 1.36 \ 1.07 \ 1.14 \ 1.23 \ 1.23 \ 1.40 \ 1.40)$	ESTÁVEL
VAR BPA2	1	$ z = (4.50 \ 1.05 \ 1.67 \ 1.36 \ 17.14)$	ESTÁVEL
VAR BPA3	1	$ z = (3.70 \ 1.08 \ 1.08 \ 1.08 \ 6.36)$	ESTÁVEL
VAR BPA4	2	$ z = (2.91 \ 2.91 \ 129.17 \ 4.17 \ 4.17 \ 1.56 \ 1.56 \ 1.20 \ 1.20 \ 1.42)$	ESTÁVEL
VAR BPA5	3	$ z = (1.31 \ 1.42 \ 1.42 \ 1.31 \ 1.31 \ 1.58 \ 1.58 \ 8.48 \ 8.48 \ 0.97 \ 0.97 \ 1.33 \ 1.33 \ 3.05 \ 3.05)$	INSTÁVEL
VAR BPA6	1	$ z = (0.94 \ 0.99 \ 0.99 \ 7.89 \ 4.65)$	INSTÁVEL
VAR BPA7	2	$ z = (2.35 \ 3.32 \ 2.11 \ 2.11 \ 1.13 \ 1.13 \ 2.31 \ 2.31 \ 1.48 \ 1.48)$	ESTÁVEL

CONTINUA

CONTINUA

ESPECIFICAÇÃO	DEFASAGEM	MÓDULO DOS EIGENVALUES DA POLINOMIAL CARACTERÍSTICA REVERSA	RESULTADO
VAR BPA8	2	$ z = (1.16 \ 1.16 \ 1.92 \ 1.92 \ 2.05 \ 2.05 \ 2.57 \ 2.57 \ 7.84 \ 7.84)$	ESTÁVEL
VAR BPA1*	3	$ z = (1.38 \ 1.56 \ 1.56 \ 4.75 \ 4.75 \ 1.75 \ 1.75 \ 1.59 \ 1.59 \ 1.07 \ 1.07 \ 1.19 \ 1.19 \ 2.23 \ 2.23)$	ESTÁVEL
VAR BPA2*	1	$ z = (1.86 \ 1.26 \ 1.08 \ 15.35)$	ESTÁVEL
VAR BPA3*	1	$ z = (8.24 \ 1.29 \ 1.04 \ 1.04 \ 3.32)$	ESTÁVEL
VAR BPA4*	2	$ z = (3.32 \ 2.39 \ 2.39 \ 1.46 \ 1.46 \ 1.1867 \ 1.18 \ 2.89 \ 2.89 \ 3.10)$	ESTÁVEL
VAR BPA5*	3	$ z = (1.37 \ 1.43 \ 1.43 \ 1.48 \ 1.48 \ 1.91 \ 1.91 \ 1.16 \ 1.16 \ 1.37 \ 1.37 \ 7.05 \ 8.00 \ 9.51)$	ESTÁVEL
VAR BPA6*	1	$ z = (1.03 \ 2.53 \ 2.53 \ 143.13)$	ESTÁVEL
VAR BPA7*	2	$ z = (2.23 \ 2.23 \ 2.53 \ 3.90 \ 1.13 \ 1.13 \ 1.59 \ 1.59 \ 4.75 \ 1.21)$	ESTÁVEL
VAR BPA8*	2	$ z = (1.20 \ 1.20 \ 1.89 \ 1.89 \ 2.44 \ 2.44 \ 2.92 \ 2.92 \ 1.55 \ 4.58)$	ESTÁVEL

TERMINA

FONTE: O autor.

NOTA : * denota o modelo VAR com restrição nos coeficientes pelo método TOP-DOWN.

ANEXO 3 – DEFASAGENS EM QUE AS AUTO-CORRELAÇÕES E AUTO-CORRELAÇÕES PARCIAIS ESTÃO FORA DA ÁREA LIMITADA POR $\pm 2/T^{1/2}$: MODELOS VAR T e T*, PPP e PPP*, UIP e UIP*, CIP e CIP*, C e C*, FLMA e FLMA*, SPMA e SPMA*, BPA e BPA*.

MODELO	DEFASAGENS EM QUE AS AUTO-CORRELAÇÕES E AUTO-CORRELAÇÕES PARCIAIS ESTÃO FORA DA ÁREA LIMITADA POR $\pm 2/T^{1/2}$													
	RESIDUOS													
	1		2		3		4		5		6		7	
	AC	FAC	AC	FAC	AC	FAC	AC	FAC	AC	FAC	AC	FAC	AC	FAC
T1	-	-	10	10	4	4,11								
T2	-	-	-	11	-	4,6								
T3	-	-	10	10	-	4,11	-	7						
T4	-	-	10	10	4	4	-	7						
T5	-	-	10	10	4	4	7	7	2	2,7				
T6	-	-	-	10	-	4	-	-	7	7				
T7	-	-	10	10	-	-	7	6,7	5,12	5,12				
T8	-	-	10	10	-	4	7	7	-	6,7				
T9	-	-	-	10	-	4	-	-	7	7				
T10	-	-	-	-	-	-	7	7	5,12	7				
T11	-	-	-	-	-	4,6	-	7		5,12				
T12	-	-	-	-	-	4,6,7	-	7	7	7				
T13	-	-	-	11	-	4	-	-	7	7				
T14	-	-	-	-	-	4	7	7	7,5,12	7				
T15	-	-	-	-	-	-	-	-	-	7,12				
T16	-	-	-	11	-	4	-	12	7					
T17	-	-	-	11	-	-	-	12	7	7				
T18	-	-	11	11	-	4,11	-	12		5,7,12				
T1*	-	-	10	10	4	4,6				2,7				
T2*	-	-	-	-	-	4,11				7				
T3*	-	-	10	10	4	4	7	7		5,12				
T4*	-	-	10	10	4	4	-	7	2,7	7				
T5*	-	-	10	10	4	4	7	7	7	7				
T6*	-	-	-	-	4	4,11	-	-	5,12	5,12				
T7*	-	-	10	10	-	4	7	6 e 7	6,7					
T8*	-	-	10	10	-	4	7	7	7	7				
T9*	-	-	-	-	4	4	-	-	7	7				
T10*	-	-	-	-	-	4	7	7	5,12	7,5,12				
T11*	-	-	-	-	-	4,6	7	7	7					
T12*	-	5	-	-	4	4,6	7	7	-	7				
T13*	-	-	-	11	7	4,6	-	-	7	7				
T14*	-	-	-	-	-	4	7	7	7,12					
T15*	-	-	-	11	-	4	-	-						
T16*	-	5	-	11	-	4	-	-	-					
T17*	-	-	-	11	-	-	-	-	7,5,12					
T18*	-	-	-	11	-	4	-	12						

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	DEFASAGENS EM QUE AS AUTO-CORRELAÇÕES E AUTO-CORRELAÇÕES PARCIAIS ESTÃO FORA DA ÁREA LIMITADA POR $\pm 2/T^{1/2}$													
	RESIDUOS													
	1		2		3		4		5		6		7	
	AC	FAC	AC	FAC	AC	FAC	AC	FAC	AC	FAC	AC	FAC	AC	FAC
PPP1	7	7	-	-	2,12	2,5,12								
PPP2	7	7	-	-	5,12	5,12								
PPP3	12	12	12	12	2,12	2,12								
PPP4	7	7	12	12	2,12	2,12								
PPP1*	7	7	-	-	2,12	2,12								
PPP2*	7	7	2	2	12	12								
PPP3*	12	12	12	12	12	2,12								
PPP4*	7	7	12	12	2,12	2,12								
UIP1	7	7	-	-	8	8,11								
UIP2	7	7	7	7	8	8,11								
UIP3	7	7	11	9,11	2	2,11,12								
UIP4	1,6,7,8	1,6,7	11	9,11	2	2,8,10,12								
UIP5	7	7	-	-										
UIP6	7	7	-	8,12										
UIP7	7	7	-	9										
UIP8	7	7	2	2,10,12										
UIP1*	7	7	-	-	8	8,11								
UIP2*	7	7	-	-	8	8,11								
UIP3*	7	7	-	9,11	2	2,12								
UIP4*	1,6,7,8	1,6,7	-	9,11	2	2,8,10								
UIP5*	7	7	-	9										
UIP6*	7	7	-	8,12										
UIP7*	7	7	9	9										
UIP8*	7	7	2	2,11,12										
CIP1	7	7	-	-	8	8,11	-	-						
CIP2	7	7	-	-	-	-	8	8,11						
CIP3	7	7	-	11	-	5,12	-	-						
CIP4	7	7	11	9,11	2	2,11,12	-	-						
CIP5	7	7	-	9	-	-	-	-						
CIP6	7	7,8	-	-	-	-	-	-						
CIP7	7	7	-	8,12	-	-								
CIP8	7	7,8	2	2,11,12	-	-								
CIP1*	7	7	-	-	7	7								
CIP2*	7	7	-	-	8	8								
CIP3*	7	7	11	11	-	5,8,12								
CIP4*	7	7	-	9,11	2	2,11,12								
CIP5*	7	7	-	-	-	-								
CIP6*	7	7	-	9	-	-								
CIP7*	7	7	-	8,12	-	-								
CIP8*	7	7,8	2	2,11,12	-	-								

CONTINUA

MODELO	DEFASAGENS EM QUE AS AUTO-CORRELAÇÕES E AUTO-CORRELAÇÕES PARCIAIS ESTÃO FORA DA ÁREA LIMITADA POR $\pm 2/T^{1/2}$													
	RESÍDUOS													
	1		2		3		4		5		6		7	
	AC	FAC	AC	FAC	AC	FAC	AC	FAC	AC	FAC	AC	FAC	AC	FAC
C2	7	7	-	-	-	4	-	9	-	12	-	-	-	7
C3	1,7	1,6,7	7	12	6	6,12	2	2,8,10,12						
C5	6,7	6,7	12	12	4,7	4,7	-	5	6	6,12	9	9	2	2,8,10,12
C6	1,6,7	1,6,7	12	12	6	6,12	2	2,6,8,10,12						
C8	7	7	-	10	-	9	-	5	6	6,12	-	9,11	2	2,7,12
C9	7	7	7,12	7,12	6	6,12	2	2						
C11	7	7	12	12	4	4	-	5	5	5,12	9	9	2	2,11,12
C12	7	7	12	12	6	6,12	2	2,11						
C2*	7	7	-	-	4	4	-	4,9	-	5	-	9	3	3,8,12
C3*	1,6,7	1,6,7	7,12	7,12	6	6,12	1,2	2,6,8,10,12						
C5*	6,7	6,7	12	12	4	4	5	5,11	6	6,12	9	9,11	2	2,8,10,12
C6*	1,6,7	1,6,7	12	12	6	6,12	2	2,6,8,10,12						
C8*	7	7	-	-	-	9	-	5	6	6,12	9	9,11	2	2,7,12
C9*	7	7	7,12	7,12	6	6,12	2	2,11,12						
C11*	7	7	12	12	4	4	5	5,11	6	6,12	9	9,11	2	2,7,12
C12*	7	7	12	12	6	6,12	2	2,11						
FLMA1	7	7	-	-	4	4	-	-	-	12				
FLMA2	1,7	1,6,7	-	10,12	-	-	2	2,8,10	6	6,12				
FLMA3	7	7	12	12	4,10	4,6,8	-	-	-	-				
FLMA4	6,7	6,7	12	12	4,7	4,7	2	2,8,10	6	6,12				
FLMA5	1,7	1,7	-	10	4,9	4,9	1,12	1,9,12	-	12				
FLMA6	7	7	12	12	4	4,5,10	1,6,12	1,2,9,12	-	12				
FLMA7	7	7	-	-	4	4,9	-	-	-	12				
FLMA8	7	7	10	10	-	-	2	2,11	6	6,12				
FLMA9	-	7	12	12	4,10	4, 6,7,8	-	9	-	-				
FLMA10	7	7	12	9,12	4	4,7	2	2,11	6	6,12				
FLMA11	-	-	-	10	4	4	1,3,10,12	1,2,12	-	12				
FLMA12	-	-	12	12	4	4,5,8,10	1,3,10,12	1,2,12	-	12				
FLMA1*	7	7	-	-	4	4	-	-	4	4,5,9				
FLMA2*	1,7	1,6,7	10	10	-	4	2	1,2,8,10,12	6	6,12				
FLMA3*	7	7	12	12	4	4	-	-	4	4				
FLMA4*	6,7	6,7	12	12	4	4,10	1,2,3,10,11,12	1	2,3,4	2,3,4				
FLMA5*	1,7	1,7	-	10	4,9	4,9	1,10	1,2,9,12	-	12				
FLMA6*	7	7	12	12	4	4,10	1,6,12	1,9,12	-	12				
FLMA7*	7	7	-	10	-	4	9	9	-	-				
FLMA8*	7	7	-	10	-	4	2	2,11	6	6,12				
FLMA9*	-	-	12	12	4	4	9	9	-	4				
FLMA10*	7	7	12	9,12	4	4,7	2	2,11	6	6,12				
FLMA11*	7	7	4	4,10	4,9	4,9	1,3	1,2,12	-	12				
FLMA12*	-	-	12	12	4	4,5,8,10	1,3	1,2,12	-	12				

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	DEFASAGENS EM QUE AS AUTO-CORRELAÇÕES E AUTO-CORRELAÇÕES PARCIAIS ESTÃO FORA DA ÁREA LIMITADA POR $\pm 2/T^{1/2}$													
	RESIDUOS													
	1		2		3		4		5		6		7	
	AC	FAC	AC	FAC	AC	FAC	AC	FAC	AC	FAC	AC	FAC	AC	FAC
SPMA1	-	7	7	7	-	-	12	12	11,12	11,12				
SPMA2	7	7	7,12	7,12	2	2,8,10	12	12	1,12	1,2,9,12				
SPMA3	-	7	-	12	-	-	-	12	12	10,12				
SPMA4	7	-	12	12	2	2,8,10	-	12	1,12	1,2,9,12				
SPMA5	-	-	7	7	-	9	-	12	2,3,12	2,3,12				
SPMA6	-	-	7,12	7,12	2	2	12	12	1,3,10,12	1,2,12				
SPMA7	-	-	-	12	-	5	-	12	3,12	2,3,8,12				
SPMA8	-	-	-	12	2	2,11	12	12	1,3,10,12	1,2,12				
SPMA1*	-	7	-	7	-	-	-	-	11,12	11,12				
SPMA2*	7	7	7	7,12	2	2,8,10,12	-	12	1,12	1,2,12				
SPMA3*	-	7	12	12	-	-	-	12	12	10,11,12				
SPMA4*	-	-	12	12	2	2,8,10,12	-	12	1	1,2,9,12				
SPMA5*	7	7	-	7	9	9	12	12	3,12	3,12				
SPMA6*	7	7	7	7,12	-	2	-	12	1,3	1,2,10				
SPMA7*	-	-	-	12	-	9	-	12	3,12	3,12				
SPMA8*	-	-	-	12	-	2	-	12	1,3	1,2,12				
BPA1	7	7	7,12	7,12	-	9,12	1,3,12	1,2,9,12	1,2,5,6	1				
BPA2	7	7	7	12	-	12	1,10,12	1,2,9,12	-	-				
BPA3	7	7	-	12	-	12	1,3,12	1,2,9,12	1,2,5,6	1				
BPA4	7	7,8	-	12	12	12	12	10,12	-	-				
BPA5	7	7	-	-	-	11,12	11,12	11,12	9	8,9				
BPA6	7	7	-	7,12	-	12	1,3,10,12	2,12	-	-				
BPA7	-	-	12	12	-	12	3,12	2,10,12	-	-				
BPA8	7,12	7	-	12	12	11,12	3,12	3,12	-	-				
BPA1*	7	7	-	-	-	12	12	12	-	8				
BPA2*	7	7	7,12	7,12	-	12	1,10	1,2,9,12	-	-				
BPA3*	-	-	-	12	-	12	1,3,12	1,2,9,12	1	1				
BPA4*	7	7,8	-	12	12	12	12	10,12	-	7				
BPA5*	7	7	-	-	-	11,12	12	12	9	-				
BPA6*	7	7	7,12	7,12	-	12	1,3	1,2,12	7	7				
BPA7*	7	7	12	12	-	12	3,12	3,10,12	-	-				
BPA8*	7	7	-	12	-	12	3,12	3,10,12	-	7				

TERMINA

FONTE: O autor.

NOTA : AC=auto-correlação e FAC=auto-correlação parcial .

ANEXO 4 – TESTE DE AUTO-CORRELAÇÃO RESIDUAL DE PORTMANTEAU – MODELOS VAR T e T*, PPP e PPP*, UIP e UIP*, CIP e CIP*, C e C*, FLMA e FLMA*, SPMA e SPMA*, BPA e BPA*

MODELO	DEFASAGEM	Q_h	p	Q_h^*	p	GL	Resultado a 1%
VAR T1	3	21.44	0.01	21.87	0.01	9	Rejeita H_0
	4	46.71	0.01	48.03	0.00	18	
	5	48.59	0.00	50.00	0.00	27	
	6	52.73	0.01	54.36	0.03	36	
	7	63.29	0.04	65.58	0.02	45	
	8	65.08	0.04	67.50	0.10	54	
	9	72.19	0.14	75.20	0.14	63	
	10	79.86	0.20	83.58	0.17	72	
	11	87.09	0.25	91.56	0.20	81	
	12	95.50	0.30	100.92	0.20	90	
VAR T2	3	36.89	0.00	37.90	0.00	9	Rejeita H_0
	4	47.28	0.00	48.78	0.00	18	
	5	52.70	0.00	54.52	0.00	27	
	6	60.45	0.01	62.81	0.00	36	
	7	71.62	0.01	74.93	0.00	45	
	8	85.70	0.00	90.38	0.00	54	
	9	92.82	0.01	98.30	0.00	63	
	10	108.76	0.00	116.22	0.00	72	
	11	128.66	0.00	138.89	0.00	81	
	12	131.55	0.00	142.24	0.00	90	
VAR T3	3	54.20	0.00	55.34	0.00	16	Rejeita H_0
	4	85.62	0.00	87.86	0.00	32	
	5	94.83	0.00	97.48	0.00	48	
	6	109.73	0.00	113.18	0.00	64	
	7	134.15	0.00	139.14	0.00	80	
	8	143.61	0.00	149.29	0.00	96	
	9	153.46	0.01	159.94	0.00	112	
	10	164.89	0.02	172.44	0.01	128	
	11	181.53	0.02	190.78	0.01	144	
	12	197.87	0.02	208.97	0.01	160	
VAR T4	3	45.14	0.00	46.09	0.00	16	Rejeita H_0
	4	72.05	0.00	73.95	0.00	32	
	5	76.65	0.01	78.75	0.00	48	
	6	88.69	0.02	91.44	0.01	64	
	7	110.98	0.01	115.13	0.01	80	
	8	121.31	0.04	126.21	0.02	96	
	9	132.04	0.09	137.83	0.05	112	
	10	141.65	0.19	148.32	0.11	128	
	11	156.20	0.23	164.38	0.12	144	
	12	171.49	0.25	181.40	0.12	160	
VAR T5	3	87.36	0.00	89.11	0.00	25	Rejeita H_0
	4	133.37	0.00	136.73	0.00	50	
	5	154.27	0.00	158.56	0.00	75	
	6	179.38	0.00	185.02	0.00	100	
	7	211.40	0.00	219.06	0.00	125	
	8	227.78	0.00	236.63	0.00	150	
	9	239.53	0.00	249.35	0.00	175	
	10	255.28	0.01	266.55	0.00	200	
	11	281.17	0.01	295.11	0.00	225	
	12	306.53	0.01	323.34	0.00	250	

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	DEFASAGEM	Q_h	p	Q_h^*	p	GL	Resultado a 1%
VAR T6	3	73.80	0.00	75.31	0.00	25	Rejeita H_0
	4	116.17	0.00	119.17	0.00	50	
	5	141.64	0.00	145.77	0.00	75	
	6	166.66	0.00	172.13	0.00	100	
	7	198.55	0.00	206.03	0.00	125	
	8	217.31	0.00	226.16	0.00	150	
	9	228.72	0.00	238.50	0.00	175	
	10	245.84	0.02	257.21	0.00	200	
	11	269.79	0.02	283.62	0.00	225	
	12	298.59	0.02	315.69	0.00	250	
VAR T7	3	82.53	0.00	84.29	0.00	25	Rejeita H_0
	4	123.94	0.00	127.15	0.00	50	
	5	142.98	0.00	147.04	0.00	75	
	6	176.55	0.00	182.41	0.00	100	
	7	213.29	0.00	221.46	0.00	125	
	8	241.16	0.00	251.37	0.00	150	
	9	256.08	0.00	267.51	0.00	175	
	10	277.07	0.00	290.45	0.00	200	
	11	306.30	0.00	322.69	0.00	225	
	12	337.31	0.00	357.20	0.00	250	
VAR T8	3	78.55	0.00	80.13	0.00	25	Rejeita H_0
	4	117.44	0.00	120.37	0.00	50	
	5	134.06	0.00	137.73	0.00	75	
	6	154.66	0.00	159.44	0.00	100	
	7	186.65	0.00	193.44	0.00	125	
	8	203.79	0.00	211.83	0.00	150	
	9	215.76	0.02	224.79	0.01	175	
	10	230.52	0.07	240.92	0.03	200	
	11	252.01	0.10	264.62	0.04	225	
	12	275.54	0.13	290.81	0.04	250	
VAR T9	3	64.47	0.00	65.77	0.00	25	Rejeita H_0
	4	101.15	0.00	103.74	0.00	50	
	5	121.21	0.00	124.69	0.00	75	
	6	141.98	0.00	146.57	0.00	100	
	7	171.78	0.00	178.26	0.00	125	
	8	190.77	0.01	198.63	0.00	150	
	9	203.36	0.07	212.25	0.03	175	
	10	219.49	0.16	229.88	0.07	200	
	11	240.45	0.23	253.00	0.10	225	
	12	268.20	0.20	283.88	0.07	250	
VAR T10	3	67.07	0.00	68.51	0.00	25	Rejeita H_0
	4	104.51	0.00	107.27	0.00	50	
	5	120.59	0.00	124.06	0.00	75	
	6	146.34	0.00	151.19	0.00	100	
	7	180.91	0.00	187.94	0.00	125	
	8	209.53	0.00	218.64	0.00	150	
	9	223.12	0.01	233.36	0.00	175	
	10	243.79	0.02	255.94	0.00	200	
	11	268.86	0.02	283.59	0.00	225	
	12	297.56	0.02	315.53	0.00	250	

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	DEFASAGEM	Q_h	p	Q_h^*	p	GL	Resultado a 1%
VAR T11	3	59.86	0.00	61.53	0.00	16	Rejeita H_0
	4	79.71	0.00	82.30	0.00	32	
	5	84.84	0.00	87.74	0.00	48	
	6	103.60	0.00	107.84	0.00	64	
	7	125.20	0.00	131.25	0.00	80	
	8	150.57	0.00	159.11	0.00	96	
	9	162.94	0.00	172.85	0.00	112	
	10	182.82	0.00	195.21	0.00	128	
	11	210.80	0.00	227.09	0.00	144	
	12	222.32	0.00	240.39	0.00	160	
VAR T12	3	101.52	0.00	104.32	0.00	25	Rejeita H_0
	4	139.67	0.00	144.25	0.00	50	
	5	156.58	0.00	162.15	0.00	75	
	6	188.02	0.00	195.83	0.00	100	
	7	227.71	0.00	238.87	0.00	125	
	8	263.36	0.00	278.00	0.00	150	
	9	279.73	0.00	296.18	0.00	175	
	10	300.74	0.00	319.83	0.00	200	
	11	338.46	0.00	362.80	0.00	225	
	12	352.53	0.00	379.04	0.00	250	
VAR T13	3	87.34	0.00	89.65	0.00	25	Rejeita H_0
	4	124.56	0.00	128.61	0.00	50	
	5	145.69	0.00	150.98	0.00	75	
	6	172.09	0.00	179.26	0.00	100	
	7	205.93	0.00	215.96	0.00	125	
	8	245.21	0.00	259.07	0.00	150	
	9	261.28	0.00	276.93	0.00	175	
	10	281.57	0.00	299.75	0.00	200	
	11	319.39	0.00	342.85	0.00	225	
	12	335.78	0.00	361.75	0.00	250	
VAR T14	3	87.26	0.00	89.77	0.00	25	Rejeita H_0
	4	118.74	0.00	122.72	0.00	50	
	5	137.20	0.00	142.27	0.00	75	
	6	163.82	0.00	170.79	0.00	100	
	7	201.97	0.00	212.16	0.00	125	
	8	235.58	0.00	249.05	0.00	150	
	9	256.23	0.00	272.00	0.00	175	
	10	283.87	0.00	303.08	0.00	200	
	11	317.66	0.00	341.58	0.00	225	
	12	349.36	0.00	378.16	0.00	250	
VAR T15	3	87.26	0.00	89.77	0.00	25	Rejeita H_0
	4	118.74	0.00	122.72	0.00	50	
	5	137.20	0.00	142.27	0.00	75	
	6	163.82	0.00	170.79	0.00	100	
	7	201.97	0.00	212.16	0.00	125	
	8	235.58	0.00	249.05	0.00	150	
	9	256.23	0.00	272.00	0.00	175	
	10	283.87	0.00	303.08	0.00	200	
	11	317.66	0.00	341.58	0.00	225	
	12	349.36	0.00	378.16	0.00	250	

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	DEFASAGEM	Q_h	p	Q_h^*	p	GL	Resultado a 1%
VAR T16	3	97.28	0.00	100.04	0.00	25	Rejeita H_0
	4	131.02	0.00	135.34	0.00	50	
	5	149.66	0.00	155.08	0.00	75	
	6	173.91	0.00	181.07	0.00	100	
	7	210.77	0.00	221.03	0.00	125	
	8	246.98	0.00	260.78	0.00	150	
	9	261.28	0.00	276.66	0.00	175	
	10	283.87	0.00	302.07	0.00	200	
	11	316.80	0.00	339.59	0.00	225	
	12	330.59	0.00	355.50	0.00	250	
VAR T17	3	80.27	0.00	82.37	0.00	25	
	4	115.26	0.00	118.98	0.00	50	
	5	142.60	0.00	147.93	0.00	75	
	6	162.58	0.00	169.34	0.00	100	
	7	192.19	0.00	201.44	0.00	125	
	8	230.51	0.00	243.50	0.00	150	
	9	245.23	0.00	259.86	0.00	175	
	10	265.06	0.00	282.17	0.00	200	
	11	300.03	0.00	322.01	0.00	225	
	12	315.02	0.00	339.30	0.00	250	
VAR T18	3	79.73	0.00	82.03	0.00	25	Rejeita H_0
	4	111.10	0.00	114.86	0.00	50	
	5	137.49	0.00	142.80	0.00	75	
	6	159.29	0.00	166.15	0.00	100	
	7	192.89	0.00	202.59	0.00	125	
	8	223.18	0.00	235.84	0.00	150	
	9	241.62	0.00	256.32	0.00	175	
	10	267.16	0.00	285.05	0.00	200	
	11	300.96	0.00	323.57	0.00	225	
	12	330.97	0.00	358.19	0.00	250	
VAR T1*	3	22.77	0.09	23.20	0.08	15	Rejeita H_0
	4	49.78	0.00	51.16	0.00	24	
	5	52.70	0.02	54.20	0.01	33	
	6	56.14	0.07	57.82	0.05	42	
	7	65.92	0.08	68.22	0.05	51	
	8	68.55	0.21	71.05	0.16	60	
	9	74.72	0.30	77.73	0.22	69	
	10	81.20	0.38	84.80	0.28	78	
	11	88.46	0.44	92.82	0.31	87	
	12	96.61	0.46	101.89	0.32	96	
VAR T2*	3	34.95	0.00	35.97	0.00	15	Rejeita H_0
	4	41.67	0.01	43.01	0.01	24	
	5	48.18	0.04	49.90	0.03	33	
	6	56.60	0.07	58.92	0.04	42	
	7	68.44	0.05	71.75	0.03	51	
	8	81.51	0.03	86.10	0.02	60	
	9	87.95	0.06	93.26	0.03	69	
	10	103.15	0.03	110.36	0.02	78	
	11	121.99	0.01	131.82	0.00	87	
	12	125.37	0.02	135.72	0.00	96	

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	DEFASAGEM	Q_h	p	Q_h^*	p	GL	Resultado a 1%
VAR T3*	3	54.20	0.00	55.34	0.00	16	Rejeita H_0
	4	85.62	0.00	87.86	0.00	32	
	5	94.83	0.00	97.48	0.00	48	
	6	109.73	0.00	113.18	0.00	64	
	7	134.15	0.00	139.14	0.00	80	
	8	143.61	0.00	149.29	0.00	96	
	9	153.46	0.01	159.94	0.00	112	
	10	164.89	0.02	172.44	0.01	128	
	11	181.53	0.02	190.78	0.01	144	
	12	197.87	0.02	208.97	0.01	160	
VAR T4*	3	42.58	0.04	43.45	0.03	16	Rejeita H_0
	4	74.21	0.00	76.18	0.00	32	
	5	81.85	0.03	84.17	0.02	48	
	6	93.29	0.09	96.22	0.06	64	
	7	117.01	0.04	121.43	0.02	80	
	8	129.61	0.08	134.95	0.04	96	
	9	139.57	0.16	145.73	0.09	112	
	10	150.17	0.26	157.31	0.15	128	
	11	164.97	0.29	173.63	0.16	144	
	12	177.89	0.36	188.02	0.19	160	
VAR T5*	3	89.45	0.00	91.18	0.00	39	Rejeita H_0
	4	137.38	0.00	140.78	0.00	64	
	5	159.16	0.00	163.53	0.00	89	
	6	183.01	0.00	188.65	0.00	114	
	7	214.78	0.00	222.43	0.00	139	
	8	232.07	0.00	240.98	0.00	164	
	9	243.02	0.00	252.84	0.00	189	
	10	255.81	0.03	266.80	0.01	214	
	11	279.98	0.04	293.46	0.01	239	
	12	301.84	0.05	317.80	0.01	264	
VAR T6*	3	81.19	0.00	82.76	0.00	43	Rejeita H_0
	4	127.33	0.00	130.53	0.00	68	
	5	157.82	0.00	162.37	0.00	93	
	6	180.90	0.00	186.68	0.00	118	
	7	213.42	0.00	221.25	0.00	143	
	8	232.21	0.00	241.41	0.00	168	
	9	241.95	0.01	251.95	0.00	193	
	10	257.79	0.02	269.26	0.01	218	
	11	283.61	0.03	297.73	0.01	243	
	12	309.95	0.03	327.05	0.01	268	
VAR T7*	3	87.75	0.00	89.50	0.00	45	Rejeita H_0
	4	135.34	0.00	138.76	0.00	70	
	5	159.19	0.00	163.67	0.00	95	
	6	196.54	0.00	203.01	0.00	120	
	7	230.28	0.00	238.89	0.00	145	
	8	257.08	0.00	267.63	0.00	170	
	9	270.23	0.00	281.87	0.00	195	
	10	292.10	0.00	305.76	0.00	220	
	11	322.00	0.00	338.74	0.00	245	
	12	348.94	0.00	368.73	0.00	270	

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	DEFASAGEM	Q_h	p	Q_h^*	p	GL	Resultado a 1%
VAR T8*	3	82.54	0.00	84.16	0.00	43	Rejeita H_0
	4	125.17	0.00	128.28	0.00	68	
	5	144.74	0.00	148.72	0.00	93	
	6	165.18	0.00	170.25	0.00	118	
	7	198.62	0.00	205.80	0.00	143	
	8	217.73	0.01	226.30	0.00	168	
	9	227.55	0.04	236.93	0.02	193	
	10	241.01	0.14	251.64	0.06	218	
	11	263.39	0.18	276.31	0.07	243	
	12	282.94	0.25	298.08	0.10	268	
VAR T9*	3	68.28	0.01	69.58	0.01	43	Rejeita H_0
	4	112.57	0.00	115.43	0.00	68	
	5	135.82	0.00	139.71	0.00	93	
	6	155.30	0.01	160.24	0.01	118	
	7	187.58	0.01	194.55	0.00	143	
	8	205.47	0.03	213.74	0.01	168	
	9	216.99	0.11	226.22	0.05	193	
	10	232.26	0.24	242.90	0.12	218	
	11	254.34	0.29	267.25	0.14	243	
	12	279.92	0.29	295.72	0.12	268	
VAR T10*	3	73.20	0.01	74.65	0.01	48	Rejeita H_0
	4	117.38	0.00	120.38	0.00	73	
	5	139.57	0.00	143.56	0.00	98	
	6	169.52	0.00	175.11	0.00	123	
	7	204.27	0.00	212.05	0.00	148	
	8	234.09	0.00	244.04	0.00	173	
	9	247.61	0.01	258.68	0.00	198	
	10	266.02	0.03	278.80	0.01	223	
	11	292.93	0.03	308.46	0.01	248	
	12	318.13	0.03	336.52	0.01	273	
VAR T11*	3	61.26	0.00	62.97	0.00	30	Rejeita H_0
	4	72.57	0.01	74.80	0.00	46	
	5	79.31	0.07	81.94	0.05	62	
	6	102.12	0.03	106.38	0.02	78	
	7	123.71	0.02	129.79	0.01	94	
	8	145.76	0.01	153.99	0.00	110	
	9	153.19	0.05	162.24	0.02	126	
	10	172.49	0.04	183.95	0.01	142	
	11	192.90	0.03	207.21	0.01	158	
	12	203.03	0.07	218.90	0.01	174	
VAR T12*	3	100.80	0.00	103.41	0.00	43	Rejeita H_0
	4	134.66	0.00	138.84	0.00	68	
	5	152.655	0.00	157.89	0.00	93	
	6	184.52	0.00	192.03	0.00	118	
	7	220.68	0.00	231.25	0.00	143	
	8	252.22	0.00	265.86	0.00	168	
	9	267.17	0.00	282.48	0.00	193	
	10	284.79	0.00	302.300	0.00	218	
	11	315.36	0.00	337.13	0.00	243	
	12	327.12	0.01	350.69	0.00	268	

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	DEFASAGEM	Q_h	p	Q_h^*	p	GL	Resultado a 1%
VAR T13*	3	87.26	0.00	89.54	0.00	45	Rejeita H_0
	4	116.29	0.00	119.92	0.00	70	
	5	143.07	0.00	148.26	0.00	95	
	6	173.77	0.00	181.16	0.00	120	
	7	208.21	0.00	218.51	0.00	145	
	8	244.94	0.00	258.82	0.00	170	
	9	257.26	0.00	272.51	0.00	195	
	10	275.84	0.01	293.41	0.00	220	
	11	307.62	0.00	329.62	0.00	245	
	12	320.13	0.02	344.05	0.00	270	
VAR T14*	3	94.52	0.00	97.18	0.00	47	Rejeita H_0
	4	118.42	0.00	122.19	0.00	72	
	5	136.87	0.00	141.73	0.00	97	
	6	161.57	0.01	168.19	0.00	122	
	7	203.18	0.00	213.30	0.00	147	
	8	233.35	0.00	246.42	0.00	172	
	9	251.19	0.00	266.25	0.00	197	
	10	280.43	0.00	299.14	0.00	222	
	11	306.82	0.01	329.20	0.00	247	
	12	334.80	0.01	361.49	0.00	272	
VAR T15*	3	94.52	0.00	97.18	0.00	47	Rejeita H_0
	4	118.42	0.00	122.19	0.00	72	
	5	136.87	0.00	141.73	0.00	97	
	6	161.57	0.01	168.19	0.00	122	
	7	203.18	0.00	213.30	0.00	147	
	8	233.35	0.00	246.42	0.00	172	
	9	251.19	0.01	266.25	0.00	197	
	10	280.43	0.00	299.14	0.00	222	
	11	306.82	0.01	329.20	0.00	247	
	12	334.80	0.01	361.49	0.00	272	
VAR T16*	3	98.35	0.00	101.02	0.00	46	Rejeita H_0
	4	129.62	0.00	133.74	0.00	71	
	5	151.86	0.00	157.29	0.00	96	
	6	176.57	0.00	183.77	0.00	121	
	7	210.61	0.00	220.68	0.00	146	
	8	244.57	0.00	257.95	0.00	171	
	9	258.71	0.00	273.66	0.00	196	
	10	279.91	0.00	297.51	0.00	221	
	11	313.20	0.00	335.44	0.00	246	
	12	324.54	0.00	348.53	0.00	271	
VAR T17*	3	76.62	0.00	78.62	0.00	44	Rejeita H_0
	4	105.02	0.00	108.35	0.00	69	
	5	131.71	0.00	136.60	0.00	94	
	6	156.88	0.00	163.57	0.00	119	
	7	185.40	0.00	194.50	0.00	144	
	8	224.03	0.00	236.89	0.00	169	
	9	235.62	0.00	249.77	0.00	194	
	10	253.94	0.00	270.39	0.01	219	
	11	283.55	0.00	304.12	0.01	244	
	12	297.29	0.00	319.97	0.02	269	

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	DEFASAGEM	Q_h	p	Q_h^*	p	GL	Resultado a 1%
VAR T18*	3	87.17	0.00	89.58	0.00	48	Rejeita H_0
	4	113.93	0.00	117.59	0.00	73	
	5	141.31	0.00	146.57	0.00	98	
	6	167.37	0.00	174.50	0.00	123	
	7	207.21	0.00	217.70	0.00	148	
	8	239.89	0.00	253.57	0.00	173	
	9	253.32	0.00	268.49	0.00	198	
	10	280.00	0.00	298.50	0.00	223	
	11	308.80	0.00	331.31	0.00	248	
	12	333.46	0.00	359.77	0.00	273	
VAR PPP1	2	17.66	0.04	17.93	0.04	9	Não Rejeita H_0
	3	27.68	0.04	28.21	0.06	18	
	4	34.76	0.14	35.53	0.13	27	
	5	46.83	0.11	48.12	0.09	36	
	6	58.55	0.01	60.47	0.06	45	
	7	70.20	0.07	72.84	0.05	54	
	8	80.86	0.06	84.26	0.04	63	
	9	95.26	0.08	99.83	0.04	72	
	10	98.87	0.09	103.76	0.05	81	
	11	109.57	0.08	115.55	0.04	90	
VAR PPP2	3	22.90	0.04	23.41	0.02	9	Não Rejeita H_0
	4	29.51	0.04	30.25	0.02	18	
	5	42.31	0.03	43.62	0.02	27	
	6	53.49	0.03	55.39	0.02	36	
	7	66.16	0.02	68.86	0.02	45	
	8	74.12	0.04	77.39	0.02	54	
	9	84.24	0.04	88.34	0.02	63	
	10	86.46	0.12	90.76	0.07	72	
	11	96.62	0.11	101.95	0.06	81	
	12	108.58	0.09	115.25	0.04	90	
VAR PPP3	3	33.17	0.00	33.82	0.00	9	Rejeita H_0
	4	44.06	0.00	45.08	0.00	18	
	5	48.92	0.01	50.16	0.00	27	
	6	61.78	0.00	63.69	0.00	36	
	7	70.59	0.01	73.06	0.00	45	
	8	85.20	0.00	88.72	0.00	54	
	9	96.36	0.00	100.79	0.00	63	
	10	109.07	0.00	114.67	0.00	72	
	11	120.03	0.00	126.75	0.00	81	
	12	176.07	0.00	189.07	0.00	90	
VAR PPP4	3	24.13	0.00	24.59	0.00	9	Rejeita H_0
	4	30.11	0.04	30.77	0.03	18	
	5	35.16	0.14	36.05	0.11	27	
	6	50.84	0.05	52.56	0.04	36	
	7	72.98	0.01	76.09	0.00	45	
	8	80.75	0.01	84.41	0.00	54	
	9	86.80	0.00	90.96	0.01	63	
	10	97.04	0.03	102.14	0.01	72	
	11	104.96	0.04	110.87	0.02	81	
	12	149.33	0.00	160.21	0.00	90	

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	DEFASAGEM	Q_h	p	Q_h^*	p	GL	Resultado a 1%
VAR PPP1*	2	19.62	0.05	19.93	0.05	11	Não Rejeita H_0
	3	28.58	0.10	29.12	0.09	20	
	4	35.66	0.18	36.45	0.16	29	
	5	46.73	0.16	47.99	0.13	38	
	6	57.71	0.14	59.55	0.10	47	
	7	68.28	0.13	70.78	0.09	56	
	8	79.21	0.11	82.49	0.07	65	
	9	93.88	0.06	98.35	0.03	74	
	10	97.97	0.13	102.81	0.07	83	
	11	108.25	0.12	114.13	0.06	92	
	12	120.90	0.09	128.18	0.04	101	
VAR PPP2*	3	23.33	0.11	23.82	0.09	16	Não Rejeita H_0
	4	30.06	0.22	30.78	0.20	25	
	5	39.88	0.23	41.03	0.19	34	
	6	49.14	0.24	50.79	0.19	43	
	7	61.75	0.17	64.19	0.12	52	
	8	69.12	0.22	72.08	0.16	61	
	9	78.46	0.23	82.18	0.15	70	
	10	80.75	0.42	84.69	0.31	79	
	11	91.24	0.39	96.24	0.26	88	
	12	101.40	0.36	107.54	0.22	97	
VAR PPP3*	3	30.70	0.01	31.29	0.01	15	Rejeita H_0
	4	39.54	0.03	40.44	0.02	24	
	5	44.51	0.09	45.63	0.07	33	
	6	56.67	0.07	58.42	0.05	42	
	7	66.33	0.07	68.69	0.05	51	
	8	77.88	0.06	81.08	0.04	60	
	9	88.45	0.06	92.51	0.03	69	
	10	99.93	0.05	105.05	0.02	78	
	11	110.02	0.05	116.16	0.02	87	
	12	158.20	0.00	169.75	0.00	96	
VAR PPP4*	3	27.43	0.02	27.92	0.02	14	Rejeita H_0
	4	34.29	0.06	35.02	0.05	23	
	5	37.96	0.22	38.86	0.19	32	
	6	52.79	0.10	54.47	0.08	41	
	7	78.50	0.01	81.79	0.00	50	
	8	87.20	0.00	91.12	0.01	59	
	9	93.69	0.02	98.13	0.01	68	
	10	104.06	0.02	109.46	0.01	77	
	11	113.14	0.03	119.46	0.01	86	
	12	154.04	0.00	164.95	0.00	95	
VAR UIP1	3	15.56	0.08	15.90	0.07	9	Não Rejeita H_0
	4	22.11	0.23	22.68	0.20	18	
	5	26.22	0.51	26.97	0.46	27	
	6	36.99	0.42	38.32	0.36	36	
	7	48.75	0.32	50.80	0.25	45	
	8	62.65	0.19	65.71	0.13	54	
	9	73.45	0.17	77.39	0.11	63	
	10	77.69	0.30	82.02	0.19	72	
	11	83.64	0.39	88.57	0.26	81	
	12	87.95	0.54	93.37	0.38	90	

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	DEFASAGEM	Q_h	p	Q_h^*	p	GL	Resultado a 1%
VAR UIP2	3	18.37	0.03	18.76	0.03	9	Não Rejeita H_0
	4	24.24	0.14	24.84	0.13	18	
	5	28.62	0.37	29.41	0.34	27	
	6	40.26	0.28	41.66	0.24	36	
	7	51.44	0.23	53.54	0.18	45	
	8	64.21	0.16	67.23	0.11	54	
	9	74.86	0.14	78.76	0.09	63	
	10	78.93	0.26	83.20	0.27	72	
	11	85.75	0.33	90.72	0.22	81	
	12	89.32	0.50	94.68	0.35	90	
VAR UIP3	2	19.27	0.02	19.55	0.02	9	Não Rejeita H_0
	3	28.54	0.05	29.06	0.05	18	
	4	43.54	0.02	44.58	0.02	27	
	5	52.52	0.04	53.96	0.03	36	
	6	58.87	0.08	60.64	0.06	45	
	7	74.58	0.06	77.34	0.02	54	
	8	83.28	0.03	86.67	0.03	63	
	9	92.15	0.04	96.26	0.03	72	
	10	96.87	0.06	101.42	0.06	81	
	11	108.58	0.11	114.32	0.04	90	
VAR UIP4	2	45.49	0.00	46.04	0.00	9	Rejeita H_0
	3	62.23	0.00	63.22	0.00	18	
	4	73.44	0.00	74.82	0.00	27	
	5	81.87	0.00	83.61	0.00	36	
	6	94.53	0.00	96.95	0.00	45	
	7	111.61	0.00	115.09	0.00	54	
	8	125.86	0.00	130.37	0.00	63	
	9	138.71	0.00	144.28	0.00	72	
	10	147.34	0.00	153.69	0.00	81	
	11	161.47	0.00	169.27	0.00	90	
VAR UIP5	3	9.87	0.04	10.08	0.04	4	Não Rejeita H_0
	4	13.40	0.10	13.74	0.09	8	
	5	16.11	0.19	16.56	0.17	12	
	6	24.33	0.08	25.21	0.07	16	
	7	34.84	0.02	36.39	0.01	20	
	8	38.59	0.03	40.41	0.02	24	
	9	42.91	0.04	45.08	0.02	28	
	10	44.70	0.07	47.04	0.04	32	
	11	50.56	0.05	53.49	0.03	36	
	12	51.32	0.11	54.34	0.06	40	
VAR UIP6	3	6.03	0.19	6.15	0.19	4	Não Rejeita H_0
	4	9.47	0.30	9.71	0.29	8	
	5	12.01	0.44	12.36	0.42	12	
	6	13.68	0.62	14.12	0.58	16	
	7	24.01	0.24	25.10	0.19	20	
	8	26.30	0.34	27.55	0.27	24	
	9	33.14	0.23	34.96	0.17	28	
	10	36.68	0.26	38.83	0.18	32	
	11	38.67	0.35	41.02	0.25	36	
	12	42.68	0.36	45.49	0.25	40	

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	DEFASAGEM	Q_h	p	Q_h^*	p	GL	Resultado a 1%
VAR UIP7	3	6.22	0.18	6.37	0.17	4	Não Rejeita H_0
	4	8.23	0.41	8.45	0.39	8	
	5	11.78	0.46	12.15	0.43	12	
	6	19.00	0.26	19.76	0.23	16	
	7	28.02	0.11	29.36	0.08	20	
	8	31.42	0.14	33.00	0.10	24	
	9	36.79	0.12	38.81	0.08	28	
	10	38.79	0.19	40.99	0.13	32	
	11	43.93	0.17	46.66	0.10	36	
	12	45.25	0.26	48.14	0.17	40	
VAR UIP8	2	11.68	0.02	11.85	0.02	4	Não Rejeita H_0
	3	11.98	0.15	12.16	0.14	8	
	4	19.52	0.08	19.96	0.07	12	
	5	20.56	0.19	21.05	0.17	16	
	6	22.55	0.31	23.14	0.28	20	
	7	32.36	0.11	33.57	0.09	24	
	8	34.38	0.18	35.73	0.15	28	
	9	38.18	0.20	39.84	0.16	32	
	10	40.22	0.28	42.07	0.22	36	
	11	42.43	0.36	44.51	0.29	40	
	12	47.26	0.34	49.88	0.25	44	
VAR UIP1*	3	15.14	0.76	15.46	0.74	20	Não Rejeita H_0
	4	20.63	0.87	21.14	0.85	29	
	5	26.60	0.91	27.37	0.89	38	
	6	37.22	0.84	38.56	0.80	47	
	7	47.60	0.78	49.59	0.71	56	
	8	64.36	0.49	67.55	0.38	65	
	9	77.62	0.36	81.89	0.24	74	
	10	81.03	0.54	85.62	0.40	83	
	11	86.95	0.62	92.14	0.47	92	
	12	91.26	0.74	96.93	0.59	101	
VAR UIP2*	3	18.15	0.25	18.52	0.23	15	Não Rejeita H_0
	4	23.38	0.49	23.94	0.46	24	
	5	28.31	0.69	29.08	0.66	33	
	6	39.74	0.57	41.12	0.50	42	
	7	51.30	0.46	53.40	0.38	51	
	8	66.76	0.25	69.97	0.17	60	
	9	77.59	0.22	81.69	0.14	69	
	10	80.58	0.39	84.96	0.27	78	
	11	87.39	0.46	92.47	0.32	87	
	12	90.08	0.65	95.45	0.49	96	
VAR UIP3*	2	18.29	0.19	18.56	0.18	14	Não Rejeita H_0
	3	27.76	0.22	28.28	0.20	23	
	4	40.07	0.15	41.02	0.13	32	
	5	47.58	0.22	48.85	0.18	41	
	6	54.22	0.31	54.22	0.26	50	
	7	68.62	0.18	71.15	0.13	59	
	8	76.22	0.23	79.30	0.16	68	
	9	86.71	0.21	90.65	0.13	77	
	10	91.45	0.32	95.82	0.21	86	
	11	101.76	0.29	107.18	0.18	95	
	12	107.72	0.38	113.82	0.23	104	

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	DEFASAGEM	Q_h	p	Q_h^*	p	GL	Resultado a 1%
VAR UIP4*	2	43.33	0.00	43.87	0.00	12	Rejeita H_0
	3	57.01	0.00	57.91	0.00	21	
	4	66.44	0.00	67.66	0.00	30	
	5	73.70	0.00	75.24	0.00	39	
	6	86.21	0.00	88.41	0.00	48	
	7	101.11	0.00	104.25	0.00	57	
	8	113.20	0.00	117.21	0.00	66	
	9	124.65	0.00	129.59	0.00	75	
	10	132.12	0.00	137.75	0.00	84	
	11	144.91	0.00	151.84	0.00	93	
	12	150.87	0.00	158.47	0.00	102	
VAR UIP5*	3	12.02	0.09	12.25	0.09	7	Não Rejeita H_0
	4	15.28	0.16	15.63	0.15	11	
	5	18.06	0.25	18.53	0.23	15	
	6	26.07	0.12	26.96	0.10	19	
	7	36.04	0.05	37.56	0.03	23	
	8	39.12	0.06	40.86	0.04	27	
	9	43.10	0.07	45.16	0.05	31	
	10	44.61	0.12	46.81	0.08	35	
	11	50.14	0.10	52.90	0.07	39	
	12	50.19	0.20	52.96	0.14	43	
VAR UIP6*	3	6.50	0.36	6.62	0.35	6	Não Rejeita H_0
	4	10.94	0.36	11.22	0.34	10	
	5	13.30	0.50	13.68	0.47	14	
	6	14.54	0.69	14.99	0.66	18	
	7	22.34	0.43	23.28	0.38	22	
	8	24.48	0.54	25.58	0.48	26	
	9	28.21	0.55	29.61	0.48	30	
	10	30.91	0.61	32.57	0.53	34	
	11	31.65	0.75	33.38	0.68	38	
	12	33.29	0.82	35.21	0.76	42	
VAR UIP7*	3	6.99	0.63	7.14	0.62	9	Não Rejeita H_0
	4	8.40	0.81	8.60	0.80	13	
	5	13.37	0.71	13.78	0.68	17	
	6	22.64	0.36	23.55	0.31	21	
	7	30.31	0.21	31.70	0.16	25	
	8	33.68	0.25	35.32	0.19	29	
	9	40.57	0.17	42.78	0.11	33	
	10	42.22	0.25	44.58	0.18	37	
	11	47.42	0.22	50.32	0.15	41	
	12	47.74	0.36	50.67	0.25	45	
VAR UIP8*	2	10.65	0.06	10.81	0.06	5	Não Rejeita H_0
	3	10.82	0.29	10.98	0.27	9	
	4	18.22	0.14	18.64	0.13	13	
	5	19.28	0.31	19.75	0.28	17	
	6	21.30	0.44	21.87	0.40	21	
	7	28.77	0.27	29.81	0.23	25	
	8	30.95	0.36	32.15	0.31	29	
	9	33.49	0.44	34.90	0.37	33	
	10	34.63	0.58	36.14	0.50	37	
	11	35.71	0.70	37.33	0.63	41	
	12	38.42	0.74	40.34	0.66	45	

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	DEFASAGEM	Q_h	p	Q_h^*	p	GL	Resultado a 1%
VAR CIP1	3	47.10	0.00	47.98	0.00	16	Rejeita H_0
	4	61.42	0.01	62.80	0.00	32	
	5	71.33	0.02	73.14	0.01	48	
	6	88.32	0.02	91.03	0.01	64	
	7	107.63	0.01	111.55	0.01	80	
	8	131.02	0.01	136.63	0.00	96	
	9	146.84	0.01	153.74	0.00	112	
	10	154.89	0.02	162.53	0.02	128	
VAR CIP2	3	33.95	0.00	34.68	0.00	16	Rejeita H_0
	4	47.45	0.03	48.65	0.02	32	
	5	65.29	0.04	67.28	0.03	48	
	6	83.42	0.05	86.37	0.03	64	
	7	105.48	0.02	109.81	0.01	80	
	8	126.35	0.02	132.19	0.00	96	
	9	141.23	0.03	148.28	0.01	112	
	10	154.78	0.05	163.08	0.01	128	
VAR CIP3	3	40.18	0.00	41.01	0.00	16	Rejeita H_0
	4	53.59	0.00	54.88	0.00	32	
	5	54.88	0.01	74.84	0.01	48	
	6	72.70	0.01	93.79	0.01	64	
	7	90.68	0.00	119.12	0.00	80	
	8	114.51	0.00	140.03	0.00	96	
	9	134.01	0.01	153.48	0.01	112	
	10	146.43	0.02	162.26	0.03	128	
VAR CIP4	2	44.44	0.00	45.00	0.00	16	Rejeita H_0
	3	62.88	0.00	63.92	0.00	32	
	4	81.74	0.00	83.44	0.00	48	
	5	107.87	0.00	110.72	0.00	64	
	6	129.04	0.00	133.01	0.00	80	
	7	159.24	0.00	165.09	0.00	96	
	8	175.13	0.00	182.14	0.00	112	
	9	190.43	0.00	198.68	0.00	128	
	10	203.48	0.00	212.93	0.00	144	
VAR CIP5	3	29.02	0.00	29.57	0.00	9	Rejeita H_0
	4	39.79	0.00	40.72	0.00	18	
	5	45.68	0.01	46.86	0.01	27	
	6	59.31	0.00	61.22	0.00	36	
	7	76.29	0.00	79.26	0.00	45	
	8	84.58	0.00	88.14	0.00	54	
	9	93.62	0.00	97.93	0.00	63	
	10	96.73	0.02	101.32	0.01	72	
VAR CIP6	3	16.16	0.06	16.53	0.05	9	Rejeita H_0
	4	25.37	0.11	26.06	0.09	18	
	5	32.69	0.20	33.70	0.17	27	
	6	48.34	0.08	50.18	0.05	36	
	7	70.39	0.00	73.61	0.00	45	
	8	76.61	0.02	80.28	0.01	54	
	9	84.14	0.03	88.43	0.01	63	
	10	89.35	0.08	94.10	0.04	72	

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	DEFASAGEM	Q_h	p	Q_h^*	p	GL	Resultado a 1%
VAR CIP7	3	17.64	0.00	17.99	0.00	9	Rejeita H_0
	4	28.26	0.06	28.98	0.05	18	
	5	36.66	0.10	37.75	0.08	27	
	6	42.68	0.21	44.10	0.16	36	
	7	55.76	0.13	58.00	0.09	45	
	8	68.23	0.09	71.37	0.06	54	
	9	79.62	0.08	83.71	0.05	63	
	10	83.11	0.17	87.52	0.10	72	
VAR CIP8	2	31.86	0.00	32.25	0.00	9	Rejeita H_0
	3	37.34	0.00	37.87	0.00	18	
	4	48.23	0.00	49.14	0.00	27	
	5	59.30	0.00	60.70	0.00	36	
	6	67.58	0.01	69.42	0.01	45	
	7	85.33	0.00	88.28	0.00	54	
	8	95.44	0.00	99.11	0.00	63	
	9	103.71	0.00	108.06	0.00	72	
	10	109.41	0.01	114.28	0.00	81	
VAR CIP1*	3	39.73	0.13	40.48	0.11	31	Não Rejeita H_0
	4	52.86	0.25	54.06	0.22	47	
	5	62.04	0.51	63.64	0.45	63	
	6	78.38	0.49	80.85	0.42	79	
	7	100.09	0.34	103.92	0.24	95	
	8	126.43	0.15	132.16	0.08	111	
	9	142.11	0.16	149.12	0.08	127	
	10	148.16	0.36	155.72	0.22	143	
VAR CIP2*	3	41.46	0.07	42.28	0.06	30	Não Rejeita H_0
	4	53.88	0.19	55.13	0.16	46	
	5	70.22	0.22	72.18	0.17	62	
	6	89.11	0.18	92.07	0.13	78	
	7	110.70	0.11	115.02	0.06	94	
	8	132.36	0.07	138.24	0.03	110	
	9	147.77	0.09	154.91	0.04	126	
	10	157.16	0.18	165.16	0.08	142	
VAR CIP3*	3	44.38	0.08	45.27	0.07	33	Não Rejeita H_0
	4	56.82	0.20	58.15	0.17	49	
	5	74.36	0.19	76.46	0.15	65	
	6	92.59	0.17	95.67	0.12	81	
	7	117.54	0.07	122.19	0.04	97	
	8	132.72	0.09	138.47	0.05	113	
	9	147.09	0.13	154.03	0.06	129	
	10	153.92	0.29	161.49	0.16	145	
VAR CIP4*	2	39.64	0.01	40.15	0.01	23	Rejeita H_0
	3	55.15	0.04	56.06	0.03	39	
	4	75.82	0.03	77.45	0.02	55	
	5	99.17	0.01	101.83	0.01	71	
	6	118.87	0.01	122.58	0.00	87	
	7	145.86	0.00	151.26	0.00	103	
	8	162.6	0.00	169.21	0.00	119	
	9	177.72	0.00	185.56	0.00	135	
	10	188.01	0.02	196.79	0.00	151	

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	DEFASAGEM	Q_h	p	Q_h^*	p	GL	Resultado a 1%
VAR CIP5*	3	29.37	0.02	29.93	0.02	16	Não Rejeita H_0
	4	40.67	0.02	41.63	0.02	25	
	5	46.72	0.07	47.95	0.06	34	
	6	57.98	0.06	59.80	0.05	43	
	7	76.83	0.02	79.83	0.01	52	
	8	83.39	0.03	86.87	0.02	61	
	9	93.56	0.03	97.87	0.02	70	
	10	96.79	0.08	101.40	0.02	79	
VAR CIP6*	3	17.22	0.30	17.59	0.28	15	Não Rejeita H_0
	4	27.33	0.28	28.05	0.25	24	
	5	33.92	0.42	34.92	0.37	33	
	6	51.12	0.15	53.04	0.11	42	
	7	73.16	0.02	76.46	0.02	51	
	8	81.03	0.03	84.90	0.02	60	
	9	89.49	0.04	94.05	0.03	69	
	10	94.76	0.09	99.81	0.04	78	
VAR CIP7*	3	21.89	0.14	22.32	0.13	16	Não Rejeita H_0
	4	32.42	0.14	33.22	0.12	25	
	5	40.37	0.20	41.52	0.17	34	
	6	43.60	0.44	44.93	0.39	43	
	7	56.00	0.32	58.11	0.26	52	
	8	65.74	0.31	68.56	0.23	61	
	9	77.60	0.24	81.40	0.16	70	
	10	82.15	0.38	86.36	0.26	79	
VAR CIP8*	2	29.59	0.00	29.96	0.00	12	Rejeita H_0
	3	35.60	0.02	36.12	0.02	21	
	4	47.41	0.02	48.35	0.01	30	
	5	58.39	0.02	59.81	0.01	39	
	6	66.86	0.03	68.72	0.02	48	
	7	82.92	0.01	85.79	0.00	57	
	8	93.41	0.01	97.04	0.00	66	
	9	101.01	0.02	105.25	0.01	75	
VAR C2	10	105.56	0.05	110.22	0.02	84	Rejeita H_0
	2	128.29	0.00	130.08	0.00	49	
	3	130.08	0.00	203.50	0.00	98	
	4	199.86	0.00	253.93	0.00	147	
	5	248.59	0.00	306.62	0.00	196	
	6	299.07	0.00	356.60	0.00	245	
	7	346.53	0.00	431.12	0.00	294	
	8	416.66	0.00	483.94	0.00	343	
VAR C3	9	465.94	0.00	546.40	0.00	392	Rejeita H_0
	10	523.67	0.00	589.12	0.00	441	
	2	64.03	0.00	64.90	0.00	16	
	3	97.36	0.00	99.09	0.00	32	
	4	111.73	0.00	113.96	0.00	48	
	5	138.39	0.00	141.79	0.00	64	
	6	159.99	0.00	164.54	0.00	80	
	7	198.37	0.00	205.32	0.00	96	
VAR C3	8	211.26	0.00	219.13	0.00	112	Rejeita H_0
	9	229.52	0.00	238.89	0.00	128	
	10	241.03	0.00	251.45	0.00	144	

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	DEFASAGEM	Q_h	p	Q_h^*	p	GL	Resultado a 1%
VAR C5	2	97.05	0.00	98.47	0.00	49	Rejeita H_0
	3	159.24	0.00	162.27	0.00	98	
	4	221.25	0.00	226.43	0.00	147	
	5	289.53	0.00	297.71	0.00	196	
	6	360.68	0.00	372.63	0.00	245	
	7	416.30	0.00	431.73	0.00	294	
	8	462.77	0.00	481.55	0.00	343	
	9	523.87	0.00	547.65	0.00	392	
	10	566.20	0.00	593.86	0.00	441	
VAR C6	2	49.98	0.00	50.67	0.00	16	Rejeita H_0
	3	77.74	0.00	79.16	0.00	32	
	4	91.91	0.00	93.81	0.00	48	
	5	120.18	0.00	123.33	0.00	64	
	6	149.43	0.00	154.13	0.00	80	
	7	172.42	0.00	178.56	0.00	96	
	8	186.16	0.00	193.28	0.00	112	
	9	208.22	0.00	217.15	0.00	128	
	10	222.92	0.00	233.20	0.00	144	
VAR C8	2	91.17	0.00	92.55	0.00	49	Rejeita H_0
	3	157.22	0.00	160.31	0.00	98	
	4	206.45	0.00	211.26	0.00	147	
	5	269.80	0.00	277.38	0.00	196	
	6	340.20	0.00	351.52	0.00	245	
	7	389.63	0.00	404.04	0.00	294	
	8	433.71	0.00	451.30	0.00	343	
	9	487.43	0.00	509.41	0.00	392	
	10	528.53	0.00	554.28	0.00	441	
VAR C9	2	32.76	0.00	33.24	0.00	16	Rejeita H_0
	3	57.89	0.00	59.02	0.00	32	
	4	73.05	0.01	74.71	0.01	48	
	5	97.58	0.03	100.31	0.03	64	
	6	127.31	0.00	131.62	0.00	80	
	7	144.68	0.00	150.08	0.00	96	
	8	157.24	0.00	163.54	0.00	112	
	9	179.76	0.00	187.90	0.00	128	
	10	191.91	0.00	201.17	0.00	144	
VAR C11	2	83.37	0.00	84.65	0.00	81	Rejeita H_0
	3	138.78	0.00	141.49	0.00	130	
	4	199.62	0.00	204.45	0.00	179	
	5	267.78	0.00	275.61	0.00	228	
	6	334.82	0.00	346.20	0.00	277	
	7	391.03	0.00	405.93	0.00	326	
	8	438.68	0.00	457.01	0.00	375	
	9	501.52	0.00	524.99	0.00	424	
	10	538.65	0.00	565.53	0.00	473	

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	DEFASAGEM	Q_h	p	Q_h^*	p	GL	Resultado a 1%
VAR C12	2	32.76	0.00	33.24	0.00	16	Rejeita H_0
	3	57.89	0.00	59.02	0.00	32	
	4	73.05	0.01	74.71	0.01	48	
	5	97.58	0.00	100.31	0.00	64	
	6	127.31	0.00	131.62	0.00	80	
	7	144.68	0.00	150.08	0.00	96	
	8	157.24	0.00	163.54	0.00	112	
	9	179.76	0.00	187.90	0.00	128	
	10	191.91	0.00	201.17	0.00	144	
VAR C2*	2	127.28	0.00	129.00	0.00	79	Rejeita H_0
	3	200.95	0.00	204.58	0.00	128	
	4	246.84	0.00	252.06	0.00	177	
	5	293.17	0.00	300.42	0.00	226	
	6	348.86	0.00	359.08	0.00	275	
	7	421.22	0.00	435.96	0.00	324	
	8	467.31	0.00	485.36	0.00	373	
	9	526.23	0.00	549.10	0.00	422	
	10	556.35	0.00	581.99	0.00	471	
VAR C3*	2	59.72	0.00	60.52	0.00	24	Rejeita H_0
	3	92.40	0.00	94.05	0.00	40	
	4	105.50	0.00	107.60	0.00	56	
	5	131.01	0.00	134.24	0.00	72	
	6	155.63	0.00	160.16	0.00	88	
	7	194.06	0.00	200.99	0.00	104	
	8	206.11	0.00	213.91	0.00	120	
	9	223.24	0.00	232.44	0.00	136	
	10	231.12	0.00	243.23	0.00	152	
VAR C5*	2	100.37	0.05	101.79	0.04	79	Rejeita H_0
	3	162.78	0.02	165.82	0.01	128	
	4	224.29	0.00	229.47	0.00	177	
	5	288.36	0.00	296.35	0.00	226	
	6	361.86	0.00	373.75	0.00	275	
	7	412.40	0.00	427.45	0.00	324	
	8	456.04	0.00	474.23	0.00	373	
	9	513.64	0.00	536.55	0.00	422	
	10	551.05	0.00	577.39	0.00	471	
VAR C6*	2	47.31	0.00	47.96	0.00	26	Rejeita H_0
	3	77.09	0.00	78.50	0.00	42	
	4	92.56	0.00	94.51	0.00	58	
	5	118.68	0.00	121.78	0.00	74	
	6	148.57	0.00	153.26	0.00	90	
	7	174.67	0.00	180.99	0.00	106	
	8	189.54	0.00	196.93	0.00	122	
	9	210.57	0.00	219.68	0.00	138	
	10	224.00	0.00	234.34	0.00	154	

CONTINUA

MODELO	DEFASAGEM	Q_h	p	Q_h^*	p	GL	Resultado a 1%
VAR C8*	2	98.09	0.00	99.51	0.00	79	Rejeita H_0
	3	161.85	0.00	164.92	0.00	128	
	4	211.59	0.00	216.39	0.00	177	
	5	265.58	0.00	272.75	0.00	226	
	6	335.11	0.00	345.97	0.00	275	
	7	380.33	0.00	394.01	0.00	324	
	8	421.06	0.00	437.68	0.00	373	
	9	471.35	0.00	492.09	0.00	422	
	10	508.15	0.00	532.26	0.00	471	
VAR C9*	2	34.52	0.12	35.02	0.11	26	Rejeita H_0
	3	59.13	0.04	60.26	0.03	42	
	4	75.40	0.06	77.09	0.04	58	
	5	100.27	0.02	103.05	0.01	74	
	6	129.59	0.00	133.93	0.00	90	
	7	147.24	0.00	152.69	0.00	106	
	8	162.52	0.00	169.06	0.00	122	
	9	181.96	0.01	190.09	0.00	138	
	10	193.89	0.01	203.12	0.00	154	
VAR C11*	2	90.98	0.21	92.32	0.18	81	Rejeita H_0
	3	145.87	0.16	148.63	0.12	130	
	4	205.44	0.08	210.28	0.05	179	
	5	267.44	0.03	275.00	0.01	228	
	6	337.33	0.00	348.60	0.00	277	
	7	385.37	0.01	399.63	0.00	326	
	8	430.39	0.02	447.90	0.00	375	
	9	485.27	0.02	507.27	0.00	424	
	10	517.99	0.07	542.99	0.01	473	
VAR C12*	2	34.52	0.12	35.02	0.11	26	Rejeita H_0
	3	59.13	0.04	60.26	0.03	42	
	4	75.40	0.06	77.09	0.04	58	
	5	100.27	0.02	103.05	0.01	74	
	6	129.59	0.00	133.93	0.00	90	
	7	147.24	0.00	152.69	0.00	106	
	8	162.52	0.00	169.06	0.00	122	
	9	181.96	0.00	190.09	0.00	138	
	10	193.89	0.01	203.12	0.00	154	
VARFLMA1	3	73.95	0.00	75.34	0.00	25	Rejeita H_0
	4	95.59	0.00	97.74	0.00	50	
	5	115.82	0.00	118.87	0.00	75	
	6	146.01	0.00	150.67	0.00	100	
	7	179.95	0.00	186.74	0.00	125	
	8	194.34	0.00	202.19	0.00	150	
	9	218.09	0.01	227.90	0.00	175	
	10	237.29	0.03	248.88	0.00	200	
VARFLMA2	2	86.10	0.00	87.27	0.00	25	Rejeita H_0
	3	124.61	0.00	126.78	0.00	50	
	4	149.21	0.00	152.23	0.00	75	
	5	179.49	0.00	183.84	0.00	100	
	6	208.93	0.00	214.84	0.00	125	
	7	262.80	0.00	272.08	0.00	150	
	8	286.51	0.00	297.50	0.00	175	
	9	310.40	0.00	323.34	0.00	200	
	10	327.17	0.00	341.65	0.00	225	

CONTINUA

MODELO	DEFASAGEM	Q_h	p	Q_h^*	p	GL	Resultado a 1%
VARFLMA3	3	48.62	0.00	49.61	0.00	25	Rejeita H_0
	4	85.20	0.00	87.47	0.00	50	
	5	119.68	0.00	123.47	0.00	75	
	6	155.16	0.00	160.86	0.00	100	
	7	191.64	0.00	199.64	0.00	125	
	8	205.95	0.00	214.98	0.00	150	
	9	226.55	0.00	237.28	0.00	175	
	10	255.70	0.00	269.14	0.00	200	
VARFLMA4	2	55.65	0.00	56.45	0.00	25	Rejeita H_0
	3	90.00	0.00	91.69	0.00	50	
	4	119.25	0.00	121.95	0.00	75	
	5	153.64	0.00	157.85	0.00	100	
	6	191.39	0.00	197.60	0.00	125	
	7	221.77	0.00	229.88	0.00	150	
	8	244.80	0.00	254.57	0.00	175	
	9	271.83	0.00	283.81	0.00	200	
10	294.60	0.00	308.68	0.00	225		
VARFLMA5	2	86.89	0.00	88.47	0.00	26	Rejeita H_0
	3	132.16	0.00	135.29	0.00	42	
	4	166.15	0.00	170.84	0.00	58	
	5	179.55	0.00	185.01	0.00	74	
	6	204.83	0.00	212.08	0.00	90	
	7	244.21	0.00	254.74	0.00	106	
	8	258.47	0.00	270.37	0.00	122	
	9	286.49	0.00	301.48	0.00	138	
10	319.43	0.00	338.48	0.00	154		
VARFLMA6	2	75.41	0.00	76.71	0.00	25	Rejeita H_0
	3	95.14	0.00	97.11	0.00	50	
	4	122.75	0.00	125.99	0.01	75	
	5	147.56	0.00	152.24	0.03	100	
	6	176.32	0.00	183.03	0.00	125	
	7	203.32	0.00	212.28	0.00	150	
	8	218.94	0.01	229.40	0.00	175	
	9	245.79	0.01	259.21	0.00	200	
10	277.52	0.00	294.85	0.00	225		
VARFLMA7	3	61.82	0.00	63.13	0.00	25	Rejeita H_0
	4	89.82	0.00	92.11	0.00	50	
	5	115.01	0.00	118.42	0.00	75	
	6	144.12	0.00	149.09	0.00	100	
	7	179.85	0.00	187.07	0.00	125	
	8	198.04	0.00	206.59	0.00	150	
	9	226.62	0.00	237.53	0.00	175	
	10	245.98	0.00	258.67	0.00	200	
VARFLMA8	2	54.84	0.00	55.68	0.00	25	Rejeita H_0
	3	92.02	0.00	93.83	0.00	50	
	4	118.70	0.00	121.43	0.01	75	
	5	149.09	0.00	153.15	0.00	100	
	6	180.74	0.00	186.48	0.00	125	
	7	228.41	0.00	237.14	0.00	150	
	8	250.35	0.00	260.66	0.00	175	
	9	271.32	0.00	283.34	0.00	200	
10	289.22	0.00	302.88	0.00	225		

CONTINUA

MODELO	DEFASAGEM	Q_h	p	Q_h^*	p	GL	Resultado a 1%
VARFLMA9	3	42.63	0.00	43.57	0.00	25	Rejeita H_0
	4	79.37	0.00	81.59	0.00	50	
	5	112.48	0.00	116.17	0.00	75	
	6	145.93	0.00	151.41	0.00	100	
	7	183.32	0.00	191.16	0.00	125	
	8	195.33	0.00	204.04	0.00	150	
	9	215.63	0.02	226.01	0.00	175	
	10	243.82	0.02	256.82	0.00	200	
VARFLMA10	3	39.45	0.03	40.03	0.02	25	Rejeita H_0
	4	71.21	0.02	72.61	0.02	50	
	5	100.37	0.02	102.79	0.01	75	
	6	132.59	0.01	136.42	0.00	100	
	7	169.46	0.00	175.24	0.00	125	
	8	197.73	0.00	205.29	0.00	150	
	9	219.85	0.01	228.99	0.00	175	
	10	249.23	0.01	260.78	0.00	200	
VARFLMA12	2	62.15	0.00	63.27	0.00	25	Rejeita H_0
	3	83.58	0.00	85.43	0.00	50	
	4	118.95	0.00	122.42	0.00	75	
	5	137.53	0.00	142.09	0.00	100	
	6	168.27	0.00	175.00	0.00	125	
	7	194.48	0.00	203.39	0.00	150	
	8	211.13	0.03	221.65	0.00	175	
	9	235.44	0.04	248.63	0.01	200	
VARFLMA2*	10	264.23	0.03	280.97	0.00	225	Rejeita H_0
	2	80.61	0.00	81.70	0.00	41	
	3	119.57	0.00	121.67	0.00	66	
	4	142.51	0.00	145.41	0.00	91	
	5	173.13	0.00	177.37	0.00	116	
	6	207.53	0.00	213.60	0.00	141	
	7	264.40	0.00	274.03	0.00	166	
	8	290.40	0.00	301.89	0.00	191	
VARFLMA3*	9	314.71	0.00	328.20	0.00	216	Não Rejeita H_0
	10	329.14	0.00	343.95	0.00	241	
	2	35.73	0.21	36.28	0.19	30	
	3	56.94	0.40	58.04	0.36	55	
	4	95.87	0.10	98.33	0.08	80	
	5	126.80	0.07	130.63	0.05	105	
	6	158.35	0.05	163.87	0.03	130	
	7	194.02	0.03	201.80	0.02	155	
VARFLMA4*	8	209.62	0.06	218.53	0.03	180	Rejeita H_0
	9	232.82	0.08	243.64	0.04	205	
	10	256.51	0.11	269.53	0.04	230	
	2	60.82	0.02	61.67	0.02	41	
	3	97.27	0.00	99.07	0.00	66	
	4	128.12	0.00	130.99	0.00	91	
	5	157.70	0.00	161.87	0.00	116	
	6	201.70	0.00	208.21	0.00	141	
VARFLMA4*	7	232.57	0.00	241.01	0.00	166	Rejeita H_0
	8	254.90	0.00	264.94	0.00	191	
	9	281.30	0.00	293.51	0.00	216	
	10	300.88	0.00	314.88	0.00	241	

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	DEFASAGEM	Q_h	p	Q_h^*	p	GL	Resultado a 1%
VARFLMA5*	2	91.84	0.00	93.35	0.00	41	Rejeita H_0
	3	140.99	0.00	144.17	0.00	66	
	4	177.19	0.00	182.04	0.00	91	
	5	190.37	0.00	195.99	0.00	116	
	6	214.06	0.00	221.35	0.00	141	
	7	252.36	0.00	262.84	0.00	166	
	8	267.03	0.00	278.92	0.00	191	
	9	297.59	0.00	312.83	0.00	216	
	10	328.03	0.00	347.03	0.00	241	
VARFLMA6*	2	83.28	0.00	84.67	0.00	40	Rejeita H_0
	3	104.88	0.00	107.02	0.00	65	
	4	134.87	0.00	138.38	0.00	90	
	5	159.72	0.00	164.68	0.00	115	
	6	185.89	0.00	192.70	0.00	140	
	7	210.02	0.01	218.84	0.00	165	
	8	225.28	0.04	235.57	0.01	190	
	9	250.93	0.04	264.03	0.01	215	
	10	282.22	0.03	299.18	0.00	240	
VARFLMA9*	3	54.60	0.63	55.70	0.59	59	Não Rejeita H_0
	4	89.51	0.32	91.84	0.26	84	
	5	121.37	0.19	125.11	0.13	109	
	6	156.75	0.08	162.39	0.05	134	
	7	183.00	0.09	190.29	0.05	159	
	8	196.81	0.24	205.10	0.13	184	
	9	221.34	0.26	231.66	0.13	209	
	10	245.80	0.28	258.38	0.13	234	
VARFLMA10*	2	44.88	0.35	45.52	0.32	26	Não Rejeita H_0
	3	76.36	0.20	77.81	0.17	42	
	4	107.69	0.12	110.23	0.09	58	
	5	138.31	0.08	142.19	0.05	74	
	6	176.67	0.03	182.59	0.02	90	
	7	204.04	0.03	211.67	0.02	106	
	8	226.94	0.04	236.23	0.02	122	
	9	252.74	0.04	264.14	0.02	138	
	10	268.47	0.11	281.31	0.05	154	
VARFLMA11*	2	62.95	0.01	64.06	0.01	41	Rejeita H_0
	3	104.45	0.00	106.97	0.00	66	
	4	141.51	0.00	145.73	0.00	91	
	5	156.63	0.00	161.73	0.00	116	
	6	175.86	0.02	182.32	0.01	141	
	7	209.14	0.01	218.38	0.00	166	
	8	222.17	0.06	232.67	0.02	191	
	9	245.79	0.08	258.88	0.02	216	
	10	273.93	0.07	290.49	0.01	241	
VARFLMA12*	2	67.70	0.00	68.88	0.00	39	Rejeita H_0
	3	89.27	0.02	91.18	0.01	64	
	4	123.74	0.00	127.24	0.00	89	
	5	142.49	0.03	147.08	0.02	114	
	6	171.77	0.03	178.43	0.01	139	
	7	194.49	0.05	203.04	0.02	164	
	8	211.49	0.12	221.68	0.05	189	
	9	233.38	0.17	245.97	0.06	214	
	10	263.57	0.13	279.89	0.03	239	

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	DEFASAGEM	Q_h	p	Q_h^*	p	GL	Resultado a 1%
VARSPMA1	3	74.63	0.00	76.54	0.00	25	Rejeita H_0
	4	100.39	0.00	103.50	0.00	50	
	5	116.34	0.00	120.38	0.00	75	
	6	149.08	0.00	155.47	0.00	100	
	7	184.33	0.00	193.69	0.00	125	
	8	198.86	0.00	209.64	0.00	150	
	9	234.70	0.00	249.46	0.00	175	
	10	256.33	0.00	273.80	0.01	200	
VARSPMA2	2	91.88	0.00	93.57	0.00	25	Rejeita H_0
	3	127.91	0.00	130.83	0.00	50	
	4	157.75	0.00	162.05	0.00	75	
	5	186.77	0.00	192.75	0.00	100	
	6	209.41	0.00	216.99	0.00	125	
	7	248.88	0.00	259.75	0.00	150	
	8	262.56	0.00	274.75	0.00	175	
	9	293.59	0.00	309.18	0.00	200	
VARSPMA3	10	320.27	0.00	339.16	0.00	225	Rejeita H_0
	3	72.24	0.00	74.09	0.00	25	
	4	98.36	0.00	101.42	0.00	50	
	5	127.63	0.00	132.42	0.00	75	
	6	168.21	0.00	175.89	0.00	100	
	7	194.02	0.00	203.88	0.00	125	
	8	209.07	0.00	220.39	0.00	150	
	9	241.23	0.00	256.13	0.00	175	
VARSPMA4	10	267.59	0.00	285.79	0.00	200	Rejeita H_0
	2	78.41	0.00	79.77	0.00	25	
	3	109.22	0.00	111.64	0.00	50	
	4	138.38	0.00	142.14	0.00	75	
	5	175.03	0.00	180.92	0.00	100	
	6	199.97	0.00	207.62	0.00	125	
	7	224.92	0.00	234.64	0.00	150	
	8	242.22	0.00	253.61	0.00	175	
VARSPMA5	9	271.77	0.00	286.40	0.00	200	Rejeita H_0
	10	310.77	0.00	330.23	0.00	225	
	3	67.46	0.00	69.30	0.00	25	
	4	92.33	0.00	95.33	0.00	50	
	5	107.0	0.00	110.89	0.00	75	
	6	137.60	0.00	143.64	0.00	100	
	7	168.06	0.00	176.67	0.00	125	
	8	179.73	0.04	189.48	0.00	150	
VARSPMA6	9	220.00	0.01	234.23	0.00	175	Rejeita H_0
	10	241.48	0.02	258.39	0.00	200	
	2	71.66	0.00	72.98	0.00	25	
	3	107.79	0.00	110.34	0.00	50	
	4	145.69	0.00	149.99	0.01	75	
	5	177.24	0.00	183.37	0.03	100	
	6	196.78	0.00	204.30	0.00	125	
	7	231.11	0.00	241.48	0.00	150	
VARSPMA6	8	246.44	0.01	258.29	0.00	175	Rejeita H_0
	9	266.00	0.01	280.00	0.00	200	
	10	290.30	0.00	307.30	0.00	225	

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	DEFASAGEM	Q_h	p	Q_h^*	p	GL	Resultado a 1%
VARSPMA7	3	59.94	0.00	61.56	0.00	25	Rejeita H_0
	4	86.59	0.00	89.45	0.00	50	
	5	112.11	0.00	116.47	0.00	75	
	6	148.25	0.00	155.19	0.00	100	
	7	165.72	0.00	174.14	0.00	125	
	8	173.97	0.08	183.19	0.03	150	
	9	206.78	0.05	219.64	0.01	175	
	10	229.76	0.07	245.50	0.01	200	
VARSPMA8	2	64.48	0.00	65.60	0.00	25	Rejeita H_0
	3	93.83	0.00	95.95	0.00	50	
	4	133.91	0.00	137.87	0.00	75	
	5	169.07	0.00	175.08	0.00	100	
	6	196.60	0.00	204.55	0.00	125	
	7	216.52	0.00	226.13	0.00	150	
	8	235.91	0.00	247.39	0.00	175	
	9	257.88	0.00	271.78	0.00	200	
	10	288.69	0.00	306.38	0.00	225	
VARSPMA1*	2	45.61	0.01	46.46	0.00	26	Rejeita H_0
	3	81.85	0.00	83.95	0.00	51	
	4	107.88	0.00	111.1	0.00	76	
	5	122.69	0.07	126.87	0.04	101	
	6	154.25	0.04	160.68	0.02	126	
	7	192.19	0.01	201.83	0.00	151	
	8	206.18	0.05	217.18	0.01	176	
	9	236.30	0.04	250.65	0.00	201	
	10	257.40	0.07	274.38	0.01	226	
VARSPMA2*	2	93.30	0.00	94.90	0.00	37	Rejeita H_0
	3	129.89	0.00	132.74	0.00	62	
	4	158.31	0.00	162.47	0.00	87	
	5	185.77	0.00	191.52	0.00	112	
	6	208.04	0.00	215.36	0.00	137	
	7	244.59	0.00	254.95	0.00	162	
	8	258.66	0.00	270.39	0.00	187	
	9	288.74	0.00	303.76	0.00	212	
	10	319.83	0.00	338.70	0.00	237	
VARSPMA3*	3	71.48	0.00	73.20	0.00	51	Rejeita H_0
	4	95.68	0.00	98.52	0.00	76	
	5	126.04	0.00	130.67	0.00	101	
	6	158.56	0.00	165.52	0.00	126	
	7	184.88	0.00	194.05	0.00	151	
	8	198.96	0.00	209.51	0.00	176	
	9	229.54	0.00	243.48	0.00	201	
	10	253.92	0.00	270.92	0.00	226	
VARSPMA4*	2	78.94	0.00	80.28	0.00	37	Rejeita H_0
	3	109.05	0.00	111.41	0.00	62	
	4	136.85	0.00	140.49	0.00	87	
	5	168.47	0.00	173.95	0.00	112	
	6	194.42	0.00	201.73	0.00	137	
	7	217.57	0.00	226.81	0.00	162	
	8	232.81	0.01	243.52	0.01	187	
	9	263.00	0.01	277.02	0.00	212	
	10	302.55	0.00	321.46	0.00	237	

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	DEFASAGEM	Q_h	p	Q_h^*	p	GL	Resultado a 1%
VARSPMA5*	3	76.02	0.00	78.05	0.00	52	Rejeita H_0
	4	97.54	0.00	100.58	0.00	77	
	5	110.62	0.26	114.42	0.18	102	
	6	145.28	0.12	151.56	0.06	127	
	7	174.99	0.09	183.77	0.04	152	
	8	187.09	0.28	197.05	0.14	177	
	9	222.20	0.15	236.07	0.05	202	
	10	241.79	0.23	258.10	0.07	227	
VARSPMA6*	2	67.95	0.00	69.11	0.00	39	Rejeita H_0
	3	100.52	0.00	102.80	0.00	64	
	4	142.01	0.00	146.19	0.00	89	
	5	172.73	0.00	178.70	0.00	114	
	6	192.09	0.00	199.42	0.00	139	
	7	224.11	0.00	234.11	0.00	164	
	8	239.49	0.00	250.97	0.00	189	
	9	258.05	0.02	271.58	0.00	214	
VARSPMA7*	3	64.62	0.11	66.20	0.08	52	Não Rejeita H_0
	4	89.64	0.15	92.38	0.11	77	
	5	114.53	0.18	118.73	0.12	102	
	6	146.48	0.11	152.97	0.05	127	
	7	164.44	0.23	172.44	0.12	152	
	8	172.92	0.57	181.75	0.38	177	
	9	204.27	0.44	216.58	0.22	202	
	10	223.62	0.55	238.35	0.28	227	
VARSPMA8*	2	63.85	0.02	64.92	0.00	38	Rejeita H_0
	3	92.32	0.00	94.37	0.00	63	
	4	133.54	0.00	137.48	0.00	88	
	5	165.73	0.00	171.54	0.00	113	
	6	192.38	0.00	200.07	0.00	138	
	7	208.81	0.01	217.87	0.00	163	
	8	228.60	0.02	239.57	0.00	188	
	9	250.75	0.03	264.15	0.00	213	
VAR BPA1	4	220.38	0.00	226.24	0.00	75	Rejeita H_0
	5	248.28	0.00	255.77	0.00	100	
	6	286.92	0.00	297.13	0.00	125	
	7	320.11	0.00	333.09	0.00	150	
	8	342.22	0.00	357.33	0.00	175	
	9	374.44	0.00	393.08	0.00	200	
	10	401.79	0.00	423.82	0.00	225	
VAR BPA2	2	87.38	0.00	88.94	0.00	25	Rejeita H_0
	3	126.94	0.00	129.85	0.00	50	
	4	147.10	0.00	150.94	0.00	75	
	5	158.81	0.00	163.33	0.00	100	
	6	178.84	0.00	184.78	0.00	125	
	7	210.21	0.00	218.76	0.00	150	
	8	225.36	0.00	235.37	0.00	175	
	9	254.63	0.00	267.85	0.00	200	
	10	278.90	0.00	295.11	0.00	225	

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	DEFASAGEM	Q_h	p	Q_h^*	p	GL	Resultado a 1%
VAR BPA3	2	107.44	0.00	109.15	0.00	25	Rejeita H_0
	3	147.26	0.00	150.33	0.00	50	
	4	186.49	0.00	191.36	0.00	75	
	5	215.52	0.00	222.07	0.00	100	
	6	255.15	0.00	264.50	0.00	125	
	7	280.63	0.00	292.11	0.00	150	
	8	303.79	0.00	317.50	0.00	175	
	9	327.22	0.00	343.51	0.00	200	
	10	353.85	0.00	373.42	0.00	225	
VAR BPA4	3	57.87	0.06	59.57	0.00	25	Não Rejeita H_0
	4	75.85	0.06	78.39	0.00	50	
	5	101.08	0.05	105.09	0.01	75	
	6	128.64	0.05	134.63	0.01	100	
	7	149.21	0.06	156.93	0.02	125	
	8	172.04	0.10	181.99	0.03	150	
	9	198.13	0.11	210.97	0.03	175	
	10	215.80	0.21	230.86	0.06	200	
VARBPA5	4	66.00	0.00	68.11	0.00	25	Rejeita H_0
	5	84.89	0.00	88.12	0.00	50	
	6	119.55	0.00	125.29	0.00	75	
	7	147.47	0.00	155.59	0.00	100	
	8	168.04	0.00	178.20	0.00	125	
	9	200.80	0.00	214.63	0.00	150	
	10	214.25	0.02	229.79	0.00	175	
VARBPA6	2	62.46	0.00	63.62	0.00	25	Rejeita H_0
	3	107.03	0.00	109.71	0.00	50	
	4	137.36	0.00	137.36	0.00	75	
	5	151.26	0.00	156.19	0.00	100	
	6	174.15	0.00	180.70	0.00	125	
	7	207.65	0.00	216.98	0.00	150	
	8	224.41	0.00	235.36	0.00	175	
	9	250.23	0.01	264.02	0.00	200	
	10	273.23	0.02	289.85	0.00	225	
VARBPA7	3	71.84	0.00	73.90	0.00	25	Rejeita H_0
	4	92.69	0.00	95.71	0.00	50	
	5	113.02	0.00	117.24	0.00	75	
	6	148.58	0.00	155.35	0.00	100	
	7	166.11	0.00	174.35	0.00	125	
	8	180.75	0.04	190.42	0.01	150	
	9	214.65	0.02	228.08	0.00	175	
	10	232.86	0.05	248.57	0.01	200	
VAR BPA8	3	53.29	0.08	54.85	0.05	25	Não Rejeita H_0
	4	72.39	0.06	74.84	0.05	50	
	5	95.14	0.07	98.93	0.05	75	
	6	126.08	0.06	132.08	0.05	100	
	7	144.40	0.11	151.95	0.05	125	
	8	167.04	0.16	176.80	0.06	150	
	9	193.46	0.16	206.15	0.05	175	
	10	208.67	0.32	223.26	0.12	200	

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	DEFASAGEM	Q_h	p	Q_h^*	p	GL	Resultado a 1%
VAR BPA1*	4	86.78	0.02	89.39	0.02	60	Não Rejeita H_0
	5	107.20	0.06	111.02	0.04	85	
	6	138.19	0.04	144.25	0.02	110	
	7	165.70	0.04	174.11	0.02	135	
	8	184.0	0.09	194.27	0.04	160	
	9	210.10	0.09	223.25	0.03	185	
	10	223.16	0.25	237.96	0.09	210	
VAR BPA2*	2	82.41	0.00	83.82	0.00	38	Rejeita H_0
	3	125.74	0.00	128.62	0.00	63	
	4	147.45	0.00	151.33	0.00	88	
	5	158.96	0.00	163.51	0.00	113	
	6	177.09	0.01	182.92	0.00	138	
	7	209.35	0.00	217.86	0.00	163	
	8	224.64	0.03	234.63	0.01	188	
	9	253.75	0.02	266.94	0.00	213	
	10	277.67	0.03	293.81	0.01	238	
VAR BPA3*	2	100.97	0.00	102.54	0.00	35	Rejeita H_0
	3	140.97	0.00	143.91	0.00	60	
	4	180.25	0.00	184.99	0.00	85	
	5	204.70	0.00	210.87	0.00	110	
	6	238.78	0.00	247.35	0.00	135	
	7	263.94	0.00	274.61	0.00	160	
	8	284.50	0.00	297.22	0.00	185	
	9	306.39	0.00	321.44	0.00	210	
	10	333.85	0.00	352.29	0.00	235	
VAR BPA4*	3	57.45	0.24	59.02	0.20	51	Não Rejeita H_0
	4	73.41	0.56	75.72	0.48	76	
	5	96.70	0.60	100.39	0.49	101	
	6	118.26	0.67	123.48	0.54	126	
	7	141.09	0.70	148.23	0.54	151	
	8	164.37	0.72	173.79	0.53	176	
	9	191.21	0.67	203.61	0.43	201	
	10	208.22	0.79	222.74	0.54	226	
VAR BPA5*	4	80.11	0.19	82.57	0.14	70	Não Rejeita H_0
	5	99.81	0.34	103.44	0.25	95	
	6	133.40	0.19	139.46	0.10	120	
	7	156.19	0.24	164.19	0.13	145	
	8	175.74	0.36	185.67	0.19	170	
	9	209.51	0.22	223.24	0.08	195	
	10	225.30	0.38	241.04	0.15	220	
VAR BPA6*	2	63.22	0.00	64.36	0.00	39	Rejeita H_0
	3	108.40	0.00	111.08	0.00	64	
	4	136.23	0.00	140.19	0.00	89	
	5	154.51	0.00	159.54	0.00	114	
	6	176.35	0.02	182.91	0.00	139	
	7	212.44	0.00	222.01	0.00	164	
	8	231.37	0.02	242.77	0.00	189	
	9	257.55	0.02	271.82	0.00	214	
	10	277.10	0.04	293.78	0.00	239	

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	DEFASAGEM	Q_h	p	Q_h^*	p	GL	Resultado a 1%
VAR BPA7*	3	71.84	0.00	73.90	0.00	25	Rejeita H_0
	4	92.69	0.00	95.71	0.00	50	
	5	113.02	0.00	117.24	0.00	75	
	6	148.58	0.00	155.35	0.00	100	
	7	166.11	0.00	174.35	0.00	125	
	8	180.75	0.04	190.42	0.01	150	
	9	214.65	0.00	228.08	0.00	175	
	10	232.86	0.05	248.57	0.01	200	
VAR BPA8*	3	55.22	0.28	56.73	0.23	50	Não Rejeita H_0
	4	72.43	0.56	74.73	0.48	75	
	5	94.75	0.62	98.37	0.52	100	
	6	121.69	0.56	127.23	0.42	125	
	7	144.33	0.61	151.79	0.44	150	
	8	164.44	0.70	173.86	0.51	175	
	9	188.63	0.70	200.73	0.47	200	
	10	205.40	0.82	219.59	0.58	225	

TERMINA

FONTE: O autor.

NOTA₁ : Q_h = estatística de Portmanteau; Q_h^* = estatística de Portmanteau ajustada, p=valor p, GL=graus de liberdade da distribuição χ^2 .

NOTA₂ : Referência Lütkepohl (1993), Introduction to Multiple Time Series Analysis, 2ed, p. 150.

ANEXO 5 – TESTE DE AUTO-CORRELAÇÃO RESIDUAL DE BREUSCH-GODFREY E EDGERTON-SHUKUR, MODELOS VAR T, T*, PPP, PPP*, UIP, UIP*, CIP, CIP*, C, C*, FLMA, FLMA*, SPMA, SPMA*, BPA e BPA*.

MODELO	h-th	LM _h	p	χ^2 (GL)	LMF _h	p	F(GLn, GLd)	Resultado a 1%
VAR T1	1	12.11	0.20	9	1.12	0.34	(9,228)	Rejeita H ₀
	2	27.98	0.06	18	1.31	0.17	(18,257)	
	3	43.82	0.02	27	1.39	0.09	(27,257)	
	4	68.46	0.00	36	1.77	0.00	(36,251)	
	5	78.36	0.00	45	1.60	0.01	(45,244)	
	6	85.22	0.00	54	1.44	0.03	(54,236)	
	7	95.77	0.00	63	1.40	0.03	(63,227)	
	8	103.04	0.01	72	1.31	0.07	(72,219)	
	9	112.52	0.01	81	1.27	0.08	(81,210)	
	10	122.66	0.01	90	1.27	0.08	(90,201)	
	11	136.80	0.01	99	1.30	0.05	(99,192)	
VAR T2	1	24.79	0.00	9	2.39	0.01	(9,160)	Rejeita H ₀
	2	35.38	0.01	18	1.67	0.05	(18,178)	
	3	50.63	0.00	27	1.64	0.03	(27,175)	
	4	62.11	0.00	36	1.51	0.04	(36,169)	
	5	74.20	0.00	45	1.44	0.05	(45,161)	
	6	79.09	0.01	54	1.23	0.16	(54,152)	
	7	89.58	0.02	63	1.21	0.17	(63,144)	
	8	111.34	0.00	72	1.46	0.03	(72,135)	
	9	120.75	0.00	81	1.39	0.05	(81,126)	
	10	142.18	0.00	90	1.68	0.00	(90,117)	
	11	154.70	0.00	99	1.82	0.00	(99,108)	
VAR T3	1	28.98	0.02	16	1.53	0.09	(16,275)	Rejeita H ₀
	2	53.67	0.01	32	1.42	0.07	(32,318)	
	3	88.51	0.00	48	1.64	0.01	(48,317)	
	4	121.81	0.00	64	1.77	0.00	(64,307)	
	5	144.23	0.00	80	1.72	0.00	(80,294)	
	6	161.47	0.00	96	1.59	0.00	(96,279)	
	7	176.59	0.00	112	1.48	0.01	(112,264)	
	8	188.65	0.00	128	1.36	0.02	(128,249)	
	9	206.12	0.00	144	1.31	0.03	(144,233)	
	10	225.08	0.00	160	1.33	0.03	(160,217)	
	11	254.00	0.00	176	1.46	0.00	(176,202)	
VAR T4	1	28.00	0.03	16	1.48	0.10	(16,275)	Rejeita H ₀
	2	48.15	0.03	32	1.26	0.16	(32,318)	
	3	89.87	0.00	48	1.66	0.01	(48,317)	
	4	103.87	0.00	64	1.43	0.03	(64,307)	
	5	116.87	0.00	80	1.28	0.07	(80,294)	
	6	140.40	0.00	96	1.29	0.05	(96,279)	
	7	151.50	0.01	112	1.17	0.15	(112,264)	
	8	167.79	0.01	128	1.12	0.21	(128,249)	
	9	189.28	0.01	144	1.13	0.19	(144,233)	
	10	207.65	0.01	160	1.14	0.06	(160,217)	
	11	236.13	0.00	176	1.24	0.03	(176,202)	

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	h-th	LM _h	p	χ^2 (GL)	LMF _h	p	F(GLn, GLd)	Resultado a 1%
VAR T5	1	53.06	0.00	25	1.83	0.01	(25,320)	Rejeita H ₀
	2	94.87	0.00	50	1.65	0.01	(50,372)	
	3	136.41	0.00	75	1.63	0.00	(75,368)	
	4	184.84	0.00	100	1.75	0.00	(100,351)	
	5	215.85	0.00	125	1.65	0.00	(125,329)	
	6	238.39	0.00	150	1.50	0.00	(150,306)	
	7	266.09	0.00	175	1.43	0.00	(175,282)	
	8	286.24	0.00	200	1.31	0.02	(200,258)	
	9	312.95	0.00	225	1.30	0.02	(225,234)	
	10	336.62	0.00	250	1.25	0.05	(250,209)	
	11	377.03	0.00	275	1.39	0.01	(275,184)	
VAR T6	1	46.01	0.01	25	1.52	0.05	(25,320)	Rejeita H ₀
	2	78.51	0.01	50	1.30	0.09	(50,372)	
	3	142.14	0.00	75	1.68	0.00	(75,368)	
	4	172.57	0.00	100	1.54	0.00	(100,351)	
	5	209.45	0.00	125	1.53	0.00	(125,329)	
	6	231.23	0.00	150	1.40	0.01	(150,306)	
	7	261.02	0.00	175	1.36	0.01	(175,282)	
	8	282.93	0.00	200	1.25	0.04	(200,258)	
	9	306.48	0.00	225	1.21	0.07	(225,234)	
	10	332.24	0.00	250	1.15	0.14	(250,209)	
	11	382.34	0.00	275	1.45	0.00	(275,184)	
VAR T7	1	42.33	0.02	25	1.39	0.10	(25,320)	Rejeita H ₀
	2	72.07	0.02	50	1.17	0.20	(50,372)	
	3	140.61	0.00	75	1.71	0.00	(75,368)	
	4	170.42	0.00	100	1.57	0.00	(100,351)	
	5	214.53	0.00	125	1.66	0.00	(125,329)	
	6	294.57	0.00	150	1.73	0.00	(150,306)	
	7	327.86	0.00	175	1.72	0.00	(175,282)	
	8	356.63	0.00	200	1.80	0.00	(200,258)	
	9	372.30	0.00	225	1.75	0.00	(225,234)	
	10	417.21	0.00	250	1.59	0.00	(250,209)	
	11	439.36	0.00	275	1.80	0.00	(275,184)	
VAR T8	1	52.12	0.00	25	1.79	0.01	(25,320)	Rejeita H ₀
	2	82.65	0.00	50	1.41	0.04	(50,372)	
	3	130.93	0.00	75	1.55	0.00	(75,368)	
	4	161.13	0.00	100	1.44	0.01	(100,351)	
	5	184.43	0.00	125	1.30	0.03	(125,329)	
	6	212.20	0.00	150	1.25	0.05	(150,306)	
	7	245.06	0.00	175	1.26	0.04	(175,282)	
	8	267.22	0.00	200	1.17	0.11	(200,258)	
	9	298.63	0.00	225	1.17	0.11	(225,234)	
	10	322.82	0.00	250	1.14	0.16	(250,209)	
	11	374.04	0.00	275	1.38	0.01	(275,184)	

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	h-th	LM _h	p	χ^2 (GL)	LMF _h	p	F(GLn, GLd)	Resultado a 1%
VAR T9	1	46.99	0.00	25	1.58	0.04	(25,320)	Rejeita H ₀
	2	82.70	0.00	50	1.38	0.05	(50,372)	
	3	129.30	0.05	75	1.50	0.01	(75,368)	
	4	156.06	0.00	100	1.35	0.02	(100,351)	
	5	182.30	0.00	125	1.24	0.06	(125,329)	
	6	213.32	0.00	150	1.23	0.06	(150,306)	
	7	240.69	0.00	175	1.19	0.09	(175,282)	
	8	264.16	0.00	200	1.11	0.21	(200,258)	
	9	297.13	0.00	225	1.12	0.18	(225,234)	
	10	317.73	0.00	250	1.04	0.38	(250,209)	
VAR T10	1	46.99	0.00	25	1.58	0.04	(25,320)	Rejeita H ₀
	2	82.70	0.00	50	1.38	0.05	(50,372)	
	3	129.30	0.00	75	1.50	0.01	(75,368)	
	4	156.06	0.00	100	1.35	0.02	(100,351)	
	5	182.30	0.00	125	1.24	0.06	(125,329)	
	6	213.32	0.00	150	1.23	0.06	(150,306)	
	7	240.69	0.00	175	1.19	0.09	(175,282)	
	8	264.16	0.00	200	1.11	0.21	(200,258)	
	9	297.13	0.00	225	1.12	0.19	(225,234)	
	10	317.73	0.00	250	1.04	0.38	(250,209)	
VAR T11	1	23.89	0.09	16	1.15	0.30	(16,190)	Rejeita H ₀
	2	46.90	0.04	32	1.17	0.25	(32,215)	
	3	81.24	0.00	48	1.40	0.06	(48,210)	
	4	106.95	0.00	64	1.40	0.04	(64,198)	
	5	138.45	0.00	80	1.57	0.01	(80,183)	
	6	154.03	0.00	96	1.44	0.02	(96,168)	
	7	180.46	0.00	112	1.54	0.01	(112,153)	
	8	209.38	0.00	128	1.77	0.00	(128,137)	
	9	232.20	0.00	144	1.89	0.00	(144,122)	
	10	242.98	0.00	160	1.77	0.00	(160,106)	
	11	257.98	0.00	176	1.72	0.00	(176,90)	
VAR T12	1	51.15	0.00	16	1.65	0.03	(25,216)	Rejeita H ₀
	2	99.95	0.00	32	1.63	0.01	(50,245)	
	3	154.41	0.00	48	1.83	0.00	(75,234)	
	4	209.65	0.00	64	2.13	0.00	(100,214)	
	5	241.11	0.00	80	2.09	0.00	(125,191)	
	6	271.49	0.00	96	2.01	0.00	(150,168)	
	7	297.52	0.00	112	1.86	0.00	(175,144)	
	8	328.40	0.00	128	1.99	0.00	(200,119)	
	9	351.17	0.00	144	1.88	0.00	(225,94)	
	10	369.55	0.00	160	1.92	0.00	(250,70)	
	11	396.54	0.00	176	2.04	0.00	(275,45)	
VAR T13	1	55.60	0.00	25	1.80	0.01	(25,216)	Rejeita H ₀
	2	96.53	0.00	50	1.60	0.01	(50,245)	
	3	146.48	0.01	75	1.67	0.00	(75,234)	
	4	194.65	0.00	100	1.81	0.00	(100,214)	
	5	224.33	0.00	125	1.78	0.00	(125,191)	
	6	247.29	0.00	150	1.62	0.00	(150,168)	
	7	278.16	0.00	175	1.57	0.00	(175,144)	
	8	315.44	0.00	200	1.71	0.00	(200,119)	
	9	344.90	0.00	225	1.67	0.00	(225,94)	
	10	364.62	0.00	250	1.69	0.01	(250,70)	
	11	394.97	0.00	275	1.78	0.01	(275,45)	

CONTINUA

MODELO	h-th	LM _h	p	χ^2 (GL)	LMF _h	p	F(GLn, GLd)	Resultado a 1%
VAR T14	1	39.12	0.04	25	1.19	0.00	(25,216)	Rejeita H ₀
	2	83.45	0.00	50	1.30	0.10	(50,245)	
	3	135.08	0.00	75	1.47	0.02	(75,234)	
	4	178.29	0.00	100	1.52	0.01	(100,214)	
	5	229.10	0.00	125	1.79	0.00	(125,191)	
	6	254.00	0.00	150	1.65	0.25	(150,168)	
	7	288.68	0.00	175	1.67	0.00	(175,144)	
	8	327.10	0.00	200	1.80	0.00	(200,119)	
	9	352.36	0.00	225	1.77	0.00	(225,94)	
	10	367.89	0.00	250	1.61	0.01	(250,70)	
	11	392.55	0.00	275	1.49	0.05	(275,45)	
VAR T15	1	26.07	0.05	16	1.27	0.21	(16,190)	Rejeita H ₀
	2	53.20	0.01	32	1.33	0.12	(32,215)	
	3	77.33	0.00	48	1.30	0.11	(48,210)	
	4	92.65	0.01	64	1.15	0.22	(64,198)	
	5	114.07	0.01	80	1.16	0.20	(80,183)	
	6	128.99	0.01	96	1.06	0.37	(96,168)	
	7	149.09	0.01	112	1.04	0.39	(112,153)	
	8	184.13	0.00	128	1.24	0.10	(128,137)	
	9	207.00	0.00	144	1.27	0.08	(144,122)	
	10	235.42	0.00	160	1.50	0.01	(160,106)	
	11	249.54	0.00	176	1.48	0.02	(176,90)	
VAR T16	1	49.30	0.00	25	1.56	0.05	(25,216)	Rejeita H ₀
	2	97.46	0.00	50	1.56	0.01	(50,245)	
	3	161.11	0.00	75	1.96	0.00	(75,234)	
	4	205.84	0.00	100	1.98	0.00	(100,214)	
	5	228.04	0.00	125	1.71	0.00	(125,191)	
	6	256.90	0.00	150	1.68	0.00	(150,168)	
	7	287.90	0.00	175	1.71	0.00	(175,144)	
	8	320.76	0.00	200	1.81	0.00	(200,119)	
	9	346.09	0.00	225	1.86	0.00	(225,94)	
	10	371.61	0.00	250	2.07	0.00	(250,70)	
	11	393.77	0.00	275	1.92	0.00	(275,45)	
VAR T17	1	58.24	0.00	25	1.90	0.01	(25,216)	Rejeita H ₀
	2	95.67	0.00	50	1.52	0.02	(50,245)	
	3	144.11	0.00	75	1.59	0.00	(75,234)	
	4	186.32	0.00	100	1.62	0.00	(100,214)	
	5	212.56	0.00	125	1.50	0.01	(125,191)	
	6	239.21	0.00	150	1.48	0.01	(150,168)	
	7	269.99	0.00	175	1.46	0.01	(175,144)	
	8	309.91	0.00	200	1.58	0.00	(200,119)	
	9	339.66	0.00	225	1.65	0.00	(225,94)	
	10	360.82	0.00	250	1.61	0.01	(250,70)	
	11	382.80	0.00	275	1.53	0.04	(275,45)	
VAR T18	1	38.30	0.04	25	1.14	0.29	(25,216)	Rejeita H ₀
	2	77.68	0.01	50	1.19	0.19	(50,245)	
	3	134.05	0.00	75	1.45	0.02	(75,234)	
	4	169.47	0.00	100	1.40	0.02	(100,214)	
	5	204.76	0.00	125	1.37	0.02	(125,191)	
	6	230.98	0.00	150	1.28	0.06	(150,168)	
	7	271.25	0.00	175	1.37	0.02	(175,144)	
	8	314.08	0.00	200	1.60	0.00	(200,119)	
	9	339.63	0.00	225	1.59	0.01	(225,94)	
	10	360.30	0.00	250	1.54	0.02	(250,70)	

CONTINUA

MODELO	h-th	LM _h	p	χ^2 (GL)	LMF _h	p	F(GLn, GLd)	Resultado a 1%
VAR T1*	1	9.31	0.40	9				Não Rejeita H ₀
	2	15.61	0.61	18				
	3	30.83	0.27	27				
	4	54.91	0.03	36				
	5	59.98	0.06	45				
	6	63.97	0.16	54				
	7	75.33	0.13	63				
	8	81.14	0.21	72				
	9	90.64	0.21	81				
	10	100.87	0.20	90				
	11	111.91	0.17	99				
	12	125.32	0.12	108				
VAR T2*	1	11.60	0.23	9				Não Rejeita H ₀
	2	24.97	0.12	18				
	3	45.43	0.02	27				
	4	49.44	0.06	36				
	5	65.11	0.03	45				
	6	74.73	0.03	54				
	7	84.88	0.03	63				
	8	104.10	0.01	72				
	9	112.96	0.01	81				
	10	134.12	0.01	90				
	11	145.88	0.02	99				
	12	152.72	0.01	108				
VAR T3*	1	18.18	0.31	16				Não Rejeita H ₀
	2	30.74	0.52	32				
	3	68.77	0.02	48				
	4	98.84	0.01	64				
	5	115.98	0.01	80				
	6	129.35	0.01	96				
	7	147.57	0.01	112				
	8	161.43	0.02	128				
	9	175.69	0.04	144				
	10	191.48	0.05	160				
	11	217.29	0.02	176				
	12	240.62	0.02	192				
VAR T4*	1	14.43	0.56	16				Não Rejeita H ₀
	2	21.76	0.91	32				
	3	57.83	0.15	48				
	4	86.72	0.03	64				
	5	100.20	0.06	80				
	6	112.88	0.11	96				
	7	130.17	0.11	112				
	8	145.33	0.14	128				
	9	164.95	0.11	144				
	10	177.50	0.16	160				
	11	198.81	0.11	176				
	12	222.59	0.06	192				

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	h-th	LM _h	p	χ^2 (GL)	LMF _h	p	F(GLn, GLd)	Resultado a 1%
VAR T5*	1	31.38	0.17	25				Rejeita H ₀
	2	68.05	0.05	50				
	3	111.00	0.00	75				
	4	155.44	0.00	100				
	5	183.16	0.00	125				
	6	202.78	0.00	150				
	7	228.28	0.00	175				
	8	247.87	0.01	200				
	9	267.11	0.03	225				
	10	288.43	0.05	250				
	11	323.76	0.02	275				
	12	357.01	0.01	300				
VAR T6*	1	31.63	0.16	25				Rejeita H ₀
	2	47.41	0.57	50				
	3	95.84	0.05	75				
	4	138.06	0.01	100				
	5	172.20	0.00	125				
	6	197.49	0.00	150				
	7	222.39	0.00	175				
	8	242.98	0.02	200				
	9	264.52	0.03	225				
	10	287.85	0.05	250				
	11	324.37	0.02	275				
	12	356.51	0.01	300				
VAR T7*	1	23.54	0.54	25				Rejeita H ₀
	2	53.69	0.33	50				
	3	105.62	0.01	75				
	4	143.00	0.00	100				
	5	181.52	0.00	125				
	6	216.88	0.00	150				
	7	243.70	0.00	175				
	8	277.64	0.00	200				
	9	296.98	0.00	225				
	10	307.82	0.01	250				
	11	347.93	0.00	275				
VAR T8*	1	24.52	0.48	25				Não Rejeita H ₀
	2	49.88	0.47	50				
	3	94.95	0.05	75				
	4	137.56	0.02	100				
	5	159.44	0.02	125				
	6	179.85	0.05	150				
	7	208.55	0.04	175				
	8	231.88	0.06	200				
	9	253.16	0.10	225				
	10	272.06	0.16	250				
	11	310.67	0.07	275				
	12	345.15	0.04	300				

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	h-th	LM _h	p	χ^2 (GL)	LMF _h	p	F(GLn, GLd)	Resultado a 1%
VAR T9*	1	26.39	0.38	25				Não Rejeita H ₀
	2	44.03	0.71	50				
	3	84.21	0.22	75				
	4	121.35	0.07	100				
	5	149.91	0.06	125				
	6	172.25	0.10	150				
	7	202.25	0.08	175				
	8	223.74	0.12	200				
	9	251.32	0.11	225				
	10	269.88	0.18	250				
	11	301.47	0.13	275				
	12	336.50	0.07	300				
VAR T10*	1	26.39	0.38	25				Não Rejeita H ₀
	2	44.03	0.71	50				
	3	84.21	0.22	75				
	4	121.35	0.07	100				
	5	149.91	0.06	125				
	6	172.25	0.10	150				
	7	202.25	0.08	175				
	8	223.74	0.11	200				
	9	251.32	0.11	225				
	10	269.88	0.18	250				
	11	301.47	0.13	275				
	12	336.50	0.07	300				
VAR T11*	1	20.45	0.20	25				Rejeita H ₀
	2	33.89	0.37	50				
	3	74.91	0.00	75				
	4	84.80	0.04	100				
	5	96.57	0.10	125				
	6	122.04	0.04	150				
	7	146.73	0.02	175				
	8	176.52	0.00	200				
	9	193.01	0.00	225				
	10	206.99	0.01	250				
	11	229.79	0.00	275				
VAR T12*	1	32.66	0.13	25				Rejeita H ₀
	2	65.33	0.07	50				
	3	125.46	0.00	75				
	4	161.50	0.00	100				
	5	186.94	0.00	125				
	6	213.14	0.00	150				
	7	252.89	0.00	175				
	8	280.17	0.00	200				
	9	300.12	0.00	225				
	10	311.74	0.00	250				
	11	347.16	0.00	275				
	12	330.92	0.10	300				

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	h-th	LM _h	p	χ^2 (GL)	LMF _h	p	F(GLn, GLd)	Resultado a 1%
VAR T13*	1	35.04	0.09	25				Rejeita H ₀
	2	54.46	0.30	50				
	3	112.00	0.00	75				
	4	153.02	0.00	100				
	5	183.75	0.00	125				
	6	208.40	0.00	150				
	7	232.75	0.00	175				
	8	261.22	0.00	200				
	9	289.24	0.00	225				
	10	313.79	0.00	250				
	11	331.89	0.01	275				
	12	358.73	0.01	300				
VAR T14*	1	22.32	0.61	25				Rejeita H ₀
	2	45.61	0.64	50				
	3	109.96	0.00	75				
	4	132.68	0.01	100				
	5	168.69	0.00	125				
	6	195.56	0.00	150				
	7	228.11	0.00	175				
	8	265.62	0.00	200				
	9	290.95	0.00	225				
	10	309.84	0.00	250				
	11	331.25	0.01	275				
	12	350.58	0.02	300				
VAR T15*	1	18.24	0.30	16				Não Rejeita H ₀
	2	35.93	0.28	32				
	3	67.17	0.03	48				
	4	84.68	0.04	64				
	5	102.06	0.04	80				
	6	119.39	0.05	96				
	7	135.19	0.06	112				
	8	164.01	0.02	128				
	9	184.19	0.02	144				
	10	205.86	0.02	160				
	11	225.25	0.02	176				
	12	236.67	0.02	192				
VAR T16*	1	23.57	0.54	25				Rejeita H ₀
	2	64.92	0.07	50				
	3	117.62	0.00	75				
	4	155.09	0.00	100				
	5	187.13	0.00	125				
	6	205.57	0.00	150				
	7	240.72	0.00	175				
	8	273.29	0.00	200				
	9	294.48	0.00	225				
	10	322.09	0.00	250				
	11	354.33	0.00	275				
	12	347.20	0.03	300				

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	h-th	LM _h	p	χ^2 (GL)	LMF _h	p	F(GLn, GLd)	Resultado a 1%
VAR T17*	1	31.56	0.17	25				Rejeita H ₀
	2	56.38	0.24	50				
	3	106.24	0.01	75				
	4	148.24	0.00	100				
	5	184.79	0.00	125				
	6	206.86	0.00	150				
	7	222.62	0.00	175				
	8	266.22	0.00	200				
	9	291.76	0.00	225				
	10	315.95	0.00	250				
	11	340.02	0.00	275				
	12	361.33	0.00	300				
VAR T18*	1	24.18	0.50	25				Rejeita H ₀
	2	50.86	0.43	50				
	3	107.25	0.00	75				
	4	133.12	0.01	100				
	5	172.09	0.00	125				
	6	191.57	0.01	150				
	7	221.32	0.01	175				
	8	263.47	0.00	200				
	9	278.48	0.00	225				
	10	299.46	0.01	250				
	11	323.31	0.02	275				
	12	349.52	0.02	300				
VAR PPP1	1	13.71	0.13	9	1.35	0.21	9,241	Não Rejeita H ₀
	2	25.62	0.11	18	1.25	0.22	18,272	
	3	39.50	0.06	27	1.29	0.16	27, 272	
	4	48.12	0.09	36	1.17	0.24	36, 266	
	5	63.80	0.03	45	1.27	0.13	45, 259	
	6	77.92	0.02	54	1.32	0.08	54, 281	
	7	85.10	0.03	63	1.22	0.15	63, 242	
	8	105.85	0.02	72	1.36	0.04	72, 243	
	9	111.03	0.02	81	1.25	0.10	81, 225	
	10	116.63	0.03	90	1.16	0.20	90, 216	
	11	129.54	0.02	99	1.19	0.16	99, 207	
	12	146.78	0.03	108	1.29	0.06	108,198	
VAR PPP2	1	3.98	0.91	9	0.36	0.95	9, 231	Não Rejeita H ₀
	2	23.22	0.18	18	1.10	0.35	18, 260	
	3	40.24	0.05	27	1.30	0.15	27, 260	
	4	49.31	0.07	36	1.18	0.23	36, 254	
	5	57.26	0.10	45	1.08	0.34	45, 247	
	6	68.47	0.09	54	1.09	0.32	54, 239	
	7	81.71	0.06	63	1.12	0.28	63, 230	
	8	91.59	0.06	72	1.08	0.33	72, 222	
	9	108.36	0.02	81	1.16	0.20	81, 213	
	10	115.28	0.04	90	1.09	0.30	90, 204	
	11	125.95	0.04	99	1.09	0.31	99, 195	
	12	141.39	0.02	108	1.14	0.21	108, 186	

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	h-th	LM _h	p	$\chi^2(\text{GL})$	LMF _h	p	F(GLn, GLd)	Resultado a 1%
VAR PPP3	1	19.05	0.03	9	1.873	0.06	9, 231	Rejeita H ₀
	2	38.71	0.00	18	1.923	0.02	18, 260	
	3	45.44	0.02	27	1.476	0.07	27, 260	
	4	56.74	0.02	36	1.395	0.08	36, 254	
	5	73.40	0.01	45	1.464	0.04	45, 247	
	6	87.44	0.00	54	1.507	0.02	54, 239	
	7	98.75	0.00	63	1.449	0.03	63, 230	
	8	114.22	0.00	72	1.557	0.01	72, 222	
	9	121.57	0.00	81	1.446	0.02	81, 213	
	10	142.83	0.00	90	1.587	0.00	90, 204	
	11	157.02	0.00	99	1.646	0.00	99, 195	
	12	175.40	0.00	108	1.805	0.00	108, 186	
VAR PPP4	1	14.09	0.12	9	1.361	0.21	9, 231	Rejeita H ₀
	2	28.71	0.05	18	1.380	0.14	18, 260	
	3	39.35	0.06	27	1.251	0.19	27, 260	
	4	43.09	0.19	36	1.002	0.47	36, 254	
	5	62.32	0.05	45	1.192	0.20	45, 247	
	6	74.50	0.03	54	1.208	0.17	54, 239	
	7	93.26	0.01	63	1.325	0.07	63, 230	
	8	102.08	0.01	72	1.265	0.10	72, 222	
	9	108.76	0.02	81	1.179	0.18	81, 213	
	10	129.98	0.00	90	1.319	0.06	90, 204	
	11	154.81	0.00	99	1.576	0.00	99, 195	
	12	179.23	0.00	108	1.828	0.00	108, 186	
VAR PPP1*	1	7.66	0.57	9				Não Rejeita H ₀
	2	25.54	0.11	18				
	3	33.15	0.19	27				
	4	40.24	0.29	36				
	5	52.43	0.21	45				
	6	60.63	0.25	54				
	7	69.28	0.27	63				
	8	83.50	0.17	72				
	9	96.68	0.11	81				
	10	101.23	0.20	90				
	11	113.60	0.15	99				
	12	130.89	0.07	108				
VAR PPP2*	1	3.68	0.93	9				Não Rejeita H ₀
	2	17.27	0.50	18				
	3	27.54	0.43	27				
	4	35.49	0.49	36				
	5	45.68	0.44	45				
	6	54.73	0.44	54				
	7	69.28	0.27	63				
	8	77.42	0.31	72				
	9	88.15	0.27	81				
	10	93.00	0.39	90				
	11	102.39	0.38	99				
	12	115.26	0.29	108				

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	h-th	LM _h	p	χ^2 (GL)	LMF _h	p	F(GLn, GLd)	Resultado a 1%
VAR PPP3*	1	12.22	0.20	9				Rejeita H ₀
	2	24.60	0.13	18				
	3	38.64	0.07	27				
	4	46.95	0.11	36				
	5	55.23	0.14	45				
	6	66.22	0.12	54				
	7	72.75	0.18	63				
	8	84.29	0.15	72				
	9	94.32	0.14	81				
	10	106.95	0.11	90				
	11	113.26	0.15	99				
	12	147.76	0.00	108				
VAR PPP4*	1	11.70	0.23	9				Rejeita H ₀
	2	27.57	0.07	18				
	3	35.58	0.13	27				
	4	39.96	0.30	36				
	5	54.63	0.15	45				
	6	67.94	0.10	54				
	7	92.98	0.01	63				
	8	100.22	0.02	72				
	9	105.47	0.05	81				
	10	127.35	0.01	90				
	11	156.85	0.00	99				
	12	180.56	0.00	108				

MODELO	h-th	LM _h	p	χ^2 (GL)	LMF _h	p	F(GLn, GLd)	Resultado a 1%
VAR UIP1	1	22.02	0.23	18	1.04	0.41	18,260	Não Rejeita H ₀
	2	28.92	0.36	27	0.91	0.59	27,260	
	3	37.87	0.38	36	0.88	0.66	36,254	
	4	43.94	0.52	45	0.80	0.81	45,247	
	5	54.52	0.45	54	0.82	0.79	54,239	
	6	75.99	0.13	63	1.01	0.45	63,230	
	7	94.16	0.04	72	1.12	0.25	72,222	
	8	104.94	0.04	81	1.12	0.25	81,213	
	9	109.92	0.08	90	1.02	0.42	90,204	
	10	120.92	0.07	99	1.02	0.44	99,195	
	11	130.82	0.07	108	1.01	0.46	108,186	
VAR UIP2	1	5.54	0.78	9	0.50	0.86	9,231	Não Rejeita H ₀
	2	20.48	0.31	18	0.95	0.95	18,260	
	3	29.70	0.33	27	0.92	0.58	27,260	
	4	39.06	0.33	36	0.90	0.63	36,254	
	5	48.12	0.35	45	0.88	0.67	45,247	
	6	58.02	0.33	54	0.88	0.69	54,239	
	7	77.81	0.10	63	1.04	0.40	63,230	
	8	98.01	0.02	72	1.19	0.16	72,222	
	9	107.20	0.03	81	1.15	0.20	81,213	
	10	109.01	0.08	90	1.01	0.45	90,204	
	11	125.60	0.04	99	1.08	0.30	99,195	
	12	134.42	0.04	108	1.05	0.37	108,186	

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	h-th	LM _h	p	χ^2 (GL)	LMF _h	p	F(GLn, GLd)	Resultado a 1%
VAR UIP3	1	18.15	0.03	9	1.84	0.06	9,239	Rejeita H ₀
	2	32.23	0.02	18	1.62	0.05	18,268	
	3	38.93	0.06	27	1.29	0.15	27,268	
	4	47.98	0.09	36	1.19	0.22	36,263	
	5	69.22	0.01	45	1.41	0.05	45,256	
	6	77.54	0.02	54	1.31	0.08	54,248	
	7	99.02	0.00	63	1.48	0.02	63,239	
	8	112.35	0.00	72	1.50	0.01	72,231	
	9	124.84	0.00	81	1.51	0.00	81,222	
	10	129.34	0.00	90	1.38	0.03	90,213	
	11	137.22	0.00	99	1.31	0.05	99,204	
	12	148.79	0.00	108	1.30	0.05	108,195	
VAR UIP4	1	38.14	0.00	9	4.25	0.00	9,238	Rejeita H ₀
	2	48.22	0.00	18	2.65	0.00	18,269	
	3	63.35	0.00	27	2.29	0.00	27,269	
	4	73.06	0.00	36	1.96	0.00	36,263	
	5	85.86	0.00	45	1.88	0.00	45,256	
	6	105.38	0.00	54	1.99	0.00	54,248	
	7	117.19	0.00	63	1.93	0.00	63,239	
	8	130.47	0.00	72	1.94	0.00	72,231	
	9	138.97	0.00	81	1.84	0.00	81,222	
	10	146.04	0.00	90	1.76	0.00	90,213	
	11	153.48	0.00	99	1.65	0.00	99,204	
	12	167.98	0.00	108	1.66	0.00	108,195	
VAR UIP5	1	2.32	0.68	4	0.49	0.74	4,198	Rejeita H ₀
	2	9.54	0.30	8	1.01	0.42	8,194	
	3	14.31	0.28	12	1.01	0.43	12,190	
	4	17.48	0.36	16	0.92	0.54	16,186	
	5	23.23	0.28	20	0.98	0.47	20,182	
	6	31.20	0.15	24	1.12	0.32	24,178	
	7	41.87	0.04	28	1.34	0.13	28,174	
	8	47.01	0.04	32	1.33	0.12	32,170	
	9	52.33	0.04	36	1.31	0.12	36,166	
	10	54.26	0.07	40	1.20	0.20	40,162	
	11	68.32	0.00	44	1.44	0.00	44,158	
	12	69.24	0.02	48	1.31	0.00	48,154	
VAR UIP6	1	7.83	0.10	4	1.70	0.15	4,196	Rejeita H ₀
	2	8.78	0.36	8	0.93	0.48	8,192	
	3	12.63	0.40	12	0.88	0.55	12,188	
	4	14.85	0.54	16	0.77	0.71	16,184	
	5	22.11	0.33	20	0.93	0.54	20,180	
	6	28.11	0.26	24	0.99	0.47	24,176	
	7	34.64	0.18	28	1.06	0.38	28,172	
	8	41.53	0.12	32	1.12	0.30	32,168	
	9	53.54	0.03	36	1.33	0.11	36,164	
	10	60.427	0.02	40	1.38	0.08	40,160	
	11	66.87	0.00	44	1.41	0.00	44,156	
	12	74.74	0.00	48	1.47	0.00	48,152	

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	h-th	LM _h	p	χ^2 (GL)	LMF _h	p	F(GLn, GLd)	Resultado a 1%
VAR UIP7	1	5.30	0.26	4	1.14	0.33	4,198	Não Rejeita H ₀
	2	7.42	0.49	8	0.78	0.61	8,194	
	3	9.63	0.65	12	0.67	0.77	12,190	
	4	13.39	0.64	16	0.70	0.78	16,186	
	5	16.54	0.68	20	0.68	0.83	20,182	
	6	23.66	0.48	24	0.82	0.70	24,178	
	7	33.95	0.20	28	1.04	0.41	28,174	
	8	38.84	0.19	32	1.05	0.40	32,170	
	9	45.86	0.13	36	1.10	0.32	36,166	
	10	47.30	0.20	40	1.01	0.46	40,162	
	11	59.14	0.06	44	1.18	0.22	44,158	
	12	60.14	0.11	48	1.08	0.34	48,154	
VAR UIP8	1	10.09	0.04	4	2.28	0.06	4,202	Não Rejeita H ₀
	2	15.78	0.05	8	1.82	0.07	8,198	
	3	19.61	0.07	12	1.51	0.12	12,194	
	4	22.43	0.13	16	1.29	0.20	16,190	
	5	27.72	0.12	20	1.25	0.21	20,186	
	6	30.76	0.16	24	1.15	0.29	24,182	
	7	43.82	0.03	28	1.43	0.08	28,178	
	8	49.48	0.02	32	1.43	0.07	32,174	
	9	57.07	0.01	36	1.49	0.05	36,170	
	10	60.52	0.02	40	1.41	0.06	40,166	
	11	65.66	0.02	44	1.40	0.06	44,162	
	12	72.11	0.01	48	1.43	0.05	48,158	
VAR UIP1*	1	4.70	0.86	9				Não Rejeita H ₀
	2	10.38	0.92	18				
	3	17.49	0.92	27				
	4	27.37	0.85	36				
	5	34.38	0.87	45				
	6	46.35	0.76	54				
	7	57.57	0.67	63				
	8	75.6	0.36	72				
	9	90.26	0.23	81				
	10	95.30	0.33	90				
	11	112.91	0.16	99				
	12	119.54	0.21	108				
VAR UIP2*	1	6.02	0.74	9				Não Rejeita H ₀
	2	12.80	0.80	18				
	3	20.25	0.82	27				
	4	29.88	0.75	36				
	5	35.05	0.86	45				
	6	47.33	0.73	54				
	7	62.55	0.49	63				
	8	81.76	0.20	72				
	9	92.76	0.18	81				
	10	97.76	0.27	90				
	11	115.35	0.12	99				
	12	123.29	0.15	108				

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	h-th	LM _h	p	χ^2 (GL)	LMF _h	p	F(GLn, GLd)	Resultado a 1%
VAR UIP3*	1	9.63	0.38	9				Rejeita H ₀
	2	23.29	0.18	18				
	3	36.97	0.10	27				
	4	43.64	0.18	36				
	5	56.18	0.12	45				
	6	68.76	0.09	54				
	7	91.63	0.01	63				
	8	105.18	0.00	72				
	9	117.64	0.00	81				
	10	124.25	0.01	90				
	11	130.90	0.02	99				
	12	139.27	0.02	108				
VAR UIP4*	1	32.05	0.00	9				Rejeita H ₀
	2	44.80	0.00	18				
	3	59.06	0.00	27				
	4	65.93	0.00	36				
	5	79.62	0.00	45				
	6	97.54	0.00	54				
	7	110.73	0.00	63				
	8	122.83	0.00	72				
	9	128.17	0.00	81				
	10	135.13	0.00	90				
	11	142.44	0.00	99				
	12	153.16	0.00	108				
VAR UIP5*	1	3.76	0.44	4				Não Rejeita H ₀
	2	7.17	0.52	8				
	3	12.24	0.43	12				
	4	15.05	0.52	16				
	5	19.17	0.51	20				
	6	28.21	0.25	24				
	7	38.80	0.08	28				
	8	43.07	0.09	32				
	9	47.31	0.10	36				
	10	49.86	0.14	40				
	11	65.79	0.02	44				
	12	66.67	0.04	48				
VAR UIP6*	1	5.62	0.23	4				Não Rejeita H ₀
	2	7.81	0.45	8				
	3	8.74	0.72	12				
	4	15.69	0.47	16				
	5	19.28	0.50	20				
	6	21.17	0.63	24				
	7	33.09	0.23	28				
	8	39.43	0.17	32				
	9	49.52	0.07	36				
	10	55.28	0.05	40				
	11	58.49	0.07	44				
	12	63.76	0.06	48				

CONTINUA

MODELO	h-th	LM _h	p	$\chi^2(\text{GL})$	LMF _h	p	F(GLn, GLd)	Resultado a 1%
VAR UIP7*	1	1.77	0.78	4				Não Rejeita H ₀
	2	3.69	0.88	8				
	3	9.61	0.65	12				
	4	10.27	0.85	16				
	5	15.69	0.74	20				
	6	26.86	0.31	24				
	7	33.46	0.22	28				
	8	37.63	0.23	32				
	9	43.82	0.17	36				
	10	45.44	0.26	40				
	11	55.67	0.11	44				
	12	55.82	0.20	48				
VAR UIP8*	1	7.29	0.12	4				Não Rejeita H ₀
	2	14.48	0.07	8				
	3	18.56	0.10	12				
	4	22.31	0.13	16				
	5	23.15	0.28	20				
	6	25.41	0.38	24				
	7	38.30	0.09	28				
	8	41.74	0.12	32				
	9	52.14	0.04	36				
	10	55.52	0.05	40				
	11	59.14	0.06	44				
	12	64.39	0.06	48				
VAR CIP1	1	23.58	0.09	16	1.24	0.23	16,278	Rejeita H ₀
	2	47.06	0.04	32	1.23	0.18	32,322	
	3	71.63	0.02	48	1.29	0.10	48,321	
	4	89.76	0.02	64	1.20	0.14	64,311	
	5	106.69	0.02	80	1.16	0.18	80,298	
	6	125.36	0.02	96	1.12	0.23	96,283	
	7	157.34	0.00	112	1.24	0.07	112,268	
	8	197.10	0.00	128	1.47	0.00	128,253	
	9	214.73	0.00	144	1.42	0.00	144,237	
	10	228.53	0.00	160	1.36	0.01	160,221	
VAR CIP2	1	23.64	0.09	16	0.74	0.74	16,156	Rejeita H ₀
	2	92.20	0.00	32	1.62	0.02	32,174	
	3	130.40	0.00	48	1.55	0.02	48,167	
	4	162.49	0.00	64	1.50	0.02	64,154	
	5	194.36	0.00	80	1.49	0.00	80,140	
	6	220.54	0.00	96	1.37	0.04	96,125	
	7	247.37	0.00	112	1.32	0.06	112,109	
	8	260.62	0.00	128	1.11	0.29	128,94	
	9	310.92	0.00	144	1.34	0.07	144,78	
	10	335.63	0.00	160	1.30	0.11	160,62	
VAR CIP3	1	25.77	0.05	16	1.34	0.17	16,275	Rejeita H ₀
	2	54.06	0.00	32	1.43	0.06	32,318	
	3	83.24	0.00	48	1.54	0.01	48,317	
	4	109.62	0.00	64	1.60	0.00	64,307	
	5	137.31	0.00	80	1.58	0.00	80,294	
	6	163.07	0.00	96	1.60	0.00	96,279	
	7	179.71	0.00	112	1.51	0.00	112,264	
	8	215.04	0.00	128	1.68	0.00	128,249	
	9	233.42	0.00	144	1.65	0.00	144,233	
	10	241.13	0.00	160	1.48	0.00	160,217	

CONTINUA

MODELO	h-th	LM _h	p	χ^2 (GL)	LMF _h	p	F(GLn, GLd)	Resultado a 1%
VAR CIP4	1	14.14	0.58	16	0.71	0.77	16,275	Rejeita H ₀
	2	47.48	0.03	32	1.23	0.18	32,318	
	3	72.13	0.01	48	1.28	0.10	48,317	
	4	88.92	0.02	64	1.17	0.19	64,307	
	5	112.17	0.01	80	1.18	0.15	80,294	
	6	131.64	0.00	96	1.17	0.16	96,279	
	7	158.17	0.00	112	1.24	0.08	112,264	
	8	195.17	0.00	128	1.43	0.00	128,249	
	9	222.46	0.00	144	1.51	0.00	144,233	
	10	231.57	0.00	160	1.39	0.01	160,217	
VAR CIP5	1	15.53	0.12	9	1.49	0.14	9,231	Rejeita H ₀
	2	25.09	0.01	18	1.18	0.27	18,260	
	3	46.54	0.01	27	1.52	0.05	27,260	
	4	56.71	0.01	36	1.42	0.06	36,254	
	5	67.76	0.01	45	1.37	0.06	45,247	
	6	78.61	0.00	54	1.31	0.08	54,239	
	7	96.78	0.00	63	1.44	0.02	63,230	
	8	110.89	0.00	72	1.48	0.05	72,222	
	9	116.81	0.01	81	1.36	0.03	81,213	
	10	122.06	0.01	90	1.26	0.08	90,204	
VAR CIP6	1	3.75	0.76	9	0.33	0.96	9,231	Rejeita H ₀
	2	13.44	0.11	18	0.60	0.89	18,260	
	3	35.91	0.26	27	1.14	0.28	27,260	
	4	41.00	0.24	36	0.95	0.54	36,254	
	5	51.06	0.17	45	0.94	0.56	45,247	
	6	63.74	0.01	54	0.99	0.49	54,239	
	7	89.70	0.00	63	1.25	0.00	63,230	
	8	99.95	0.00	72	1.23	0.12	72,222	
	9	109.77	0.01	81	1.18	0.16	81,213	
	10	123.59	0.01	90	1.22	0.12	90,204	
VAR CIP7	1	16.89	0.05	9	1.63	0.10	9,228	Rejeita H ₀
	2	29.52	0.04	18	1.43	0.11	18,257	
	3	46.47	0.01	27	1.56	0.04	27,257	
	4	57.07	0.01	36	1.41	0.06	36,251	
	5	70.84	0.00	45	1.41	0.05	45,244	
	6	79.09	0.01	54	1.29	0.09	54,236	
	7	88.06	0.02	63	1.23	0.00	63,227	
	8	105.77	0.00	72	1.33	0.00	72,219	
	9	119.33	0.00	81	1.36	0.00	81,210	
	10	125.76	0.00	90	1.27	0.00	90,201	
VAR CIP8	1	29.04	0.00	9	3.04	0.00	9,238	Rejeita H ₀
	2	37.55	0.00	18	1.94	0.01	18,269	
	3	48.01	0.00	27	1.64	0.02	27,269	
	4	54.96	0.02	36	1.40	0.07	36,263	
	5	63.70	0.03	45	1.31	0.10	45,256	
	6	75.58	0.02	54	1.27	0.10	54,248	
	7	99.43	0.00	63	1.48	0.01	63,239	
	8	110.87	0.00	72	1.46	0.01	72,230	
	9	122.88	0.00	81	1.46	0.01	81,222	
	10	129.84	0.00	90	1.37	0.03	90,213	

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	h-th	LM _h	p	χ^2 (GL)	LMF _h	p	F(GLn, GLd)	Resultado a 1%
VAR CIP1*	1	10.45	0.84	16				Não Rejeita H ₀
	2	36.60	0.26	32				
	3	46.71	0.52	48				
	4	65.48	0.42	64				
	5	75.46	0.62	80				
	6	92.09	0.59	96				
	7	113.62	0.43	112				
	8	148.32	0.10	128				
	9	168.12	0.08	144				
	10	178.37	0.15	160				
VAR CIP2*	1	13.21	0.65	16				Não Rejeita H ₀
	2	32.69	0.43	32				
	3	46.97	0.51	48				
	4	62.63	0.52	64				
	5	86.26	0.29	80				
	6	107.79	0.19	96				
	7	127.20	0.15	112				
	8	149.55	0.09	128				
	9	169.33	0.07	144				
	10	193.88	0.06	160				
VAR CIP3*	1	13.55	0.63	16				Rejeita H ₀
	2	41.82	0.11	32				
	3	65.64	0.04	48				
	4	79.98	0.08	64				
	5	111.02	0.01	80				
	6	127.53	0.01	96				
	7	157.14	0.00	112				
	8	187.37	0.00	128				
	9	207.67	0.00	144				
	10	220.87	0.00	160				
VAR CIP4*	1	13.55	0.63	16				Rejeita H ₀
	2	41.82	0.11	32				
	3	65.64	0.04	48				
	4	79.98	0.08	64				
	5	111.02	0.01	80				
	6	127.53	0.01	96				
	7	157.14	0.00	112				
	8	187.37	0.00	128				
	9	207.67	0.00	144				
	10	220.87	0.00	160				
VAR CIP5*	1	14.00	0.12	9				Rejeita H ₀
	2	28.41	0.05	18				
	3	36.50	0.10	27				
	4	46.50	0.11	36				
	5	56.25	0.12	45				
	6	62.83	0.19	54				
	7	83.15	0.04	63				
	8	97.96	0.02	72				
	9	115.03	0.00	81				
	10	121.11	0.01	90				

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	h-th	LM _h	p	χ^2 (GL)	LMF _h	p	F(GLn, GLd)	Resultado a 1%
VAR CIP6*	1	4.44	0.87	9				Não Rejeita H ₀
	2	10.71	0.90	18				
	3	24.26	0.61	27				
	4	33.00	0.61	36				
	5	41.00	0.64	45				
	6	58.29	0.32	54				
	7	80.13	0.07	63				
	8	88.66	0.08	72				
	9	97.74	0.09	81				
	10	109.73	0.07	90				
VAR CIP7*	1	9.38	0.40	9				Não Rejeita H ₀ (1%) Rejeita H ₀ (5%)
	2	26.98	0.07	18				
	3	40.56	0.04	27				
	4	52.44	0.03	36				
	5	59.28	0.07	45				
	6	72.59	0.04	54				
	7	87.90	0.02	63				
	8	99.24	0.02	72				
	9	109.00	0.02	81				
	10	114.96	0.03	90				
VAR CIP8*	1	29.91	0.00	9				Rejeita H ₀
	2	38.34	0.00	18				
	3	47.84	0.00	27				
	4	57.09	0.01	36				
	5	67.04	0.01	45				
	6	77.57	0.01	54				
	7	94.10	0.00	63				
	8	108.67	0.00	72				
	9	120.79	0.00	81				
	10	127.12	0.00	90				
VAR C2	1	113.53	0.00	49	2.24	0.00	49,441	Rejeita H ₀
	2	201.27	0.00	98	1.98	0.00	98,508	
	3	263.19	0.00	147	1.75	0.00	147,491	
	4	315.77	0.00	196	1.56	0.00	196,454	
	5	374.07	0.00	245	1.58	0.00	245,411	
	6	437.78	0.00	294	1.57	0.00	365,294	
	7	493.89	0.00	343	1.52	0.00	343,318	
	8	548.13	0.00	392	1.50	0.00	392,270	
	9	596.54	0.00	441	1.50	0.00	441,222	
	10	640.88	0.00	490	1.46	0.00	490,174	
VAR C3	1	55.98	0.00	16	3.47	0.00	16,290	Rejeita H ₀
	2	80.00	0.00	32	2.50	0.00	32,337	
	3	115.87	0.00	48	2.49	0.00	48,337	
	4	134.22	0.00	64	2.16	0.00	64,327	
	5	156.88	0.00	80	2.11	0.00	80,314	
	6	186.22	0.00	96	2.22	0.00	96,299	
	7	207.95	0.00	128	2.18	0.00	112,284	
	8	215.50	0.00	144	1.94	0.00	128,269	
	9	230.15	0.00	160	1.82	0.00	144,253	
	10	246.81	0.00	176	1.78	0.00	160,237	

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	h-th	LM _h	p	χ^2 (GL)	LMF _h	p	F(GLn, GLd)	Resultado a 1%
VAR C5	1	87.61	0.00	49	1.63	0.00	49,441	Rejeita H ₀
	2	159.30	0.00	98	1.48	0.00	98,508	
	3	228.28	0.00	147	1.44	0.00	147,491	
	4	277.97	0.00	196	1.30	0.00	196,454	
	5	350.27	0.00	245	1.38	0.00	245,411	
	6	422.83	0.00	294	1.43	0.00	294,365	
	7	472.45	0.00	343	1.39	0.00	343,318	
	8	540.40	0.00	392	1.43	0.00	392,270	
	9	583.21	0.00	441	1.38	0.00	441,222	
	10	634.58	0.00	490	1.39	0.00	490,174	
VAR C6	1	50.72	0.00	16	3.05	0.00	16,290	Rejeita H ₀
	2	75.32	0.00	32	2.28	0.00	32,337	
	3	96.23	0.00	48	2.04	0.00	48,337	
	4	114.04	0.00	64	1.79	0.00	64,327	
	5	135.95	0.00	80	1.83	0.00	80,314	
	6	169.48	0.00	96	1.96	0.00	96,299	
	7	184.10	0.00	128	1.81	0.00	112,284	
	8	199.72	0.00	144	1.74	0.00	128,269	
	9	217.58	0.00	160	1.76	0.00	144,253	
	10	230.92	0.00	176	1.67	0.00	160,237	
VAR C8	1	87.26	0.76	49	1.58	0.00	49,441	Rejeita H ₀
	2	157.34	0.11	98	1.42	0.00	98,508	
	3	231.50	0.26	147	1.47	0.00	147,491	
	4	283.46	0.24	196	1.31	0.00	196,454	
	5	364.77	0.17	245	1.47	0.00	245,411	
	6	417.57	0.01	294	1.42	0.00	365,294	
	7	489.08	0.00	343	1.51	0.00	343,318	
	8	539.58	0.00	392	1.40	0.00	392,270	
	9	580.52	0.01	441	1.31	0.00	441,222	
	10	648.58	0.01	490	1.45	0.00	490,174	
VAR C9	1	36.49	0.00	16	2.05	0.00	16,290	Rejeita H ₀
	2	57.20	0.00	32	1.63	0.00	32,337	
	3	92.11	0.00	48	1.83	0.00	48,337	
	4	112.27	0.00	64	1.67	0.00	64,327	
	5	142.10	0.00	80	1.81	0.00	80,314	
	6	158.57	0.00	96	1.67	0.00	96,299	
	7	190.62	0.00	128	1.84	0.00	112,284	
	8	203.65	0.00	144	1.73	0.00	128,269	
	9	226.28	0.00	160	1.73	0.00	44,253	
	10	241.77	0.00	176	1.68	0.00	160,237	
VAR C11	1	74.54	0.00	49	1.31	0.08	49,441	Rejeita H ₀
	2	155.37	0.00	98	1.41	0.00	98,508	
	3	213.02	0.00	147	1.30	0.01	147,491	
	4	272.51	0.00	196	1.25	0.02	196,454	
	5	358.09	0.00	245	1.42	0.00	245,411	
	6	406.05	0.00	294	1.31	0.00	365,294	
	7	470.30	0.00	343	1.37	0.00	343,318	
	8	533.86	0.00	392	1.38	0.00	392,270	
	9	577.61	0.00	441	1.33	0.00	441,222	
	10	627.63	0.00	490	1.29	0.02	490,174	

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	h-th	LM _h	p	χ^2 (GL)	LMF _h	p	F(GLn, GLd)	Resultado a 1%
VAR C12	1	36.97	0.00	16	2.07	0.00	16,290	Rejeita H ₀
	2	54.97	0.00	32	1.54	0.00	32,337	
	3	83.11	0.00	48	1.63	0.00	48,337	
	4	100.99	0.00	64	1.5	0.00	64,327	
	5	130.78	0.00	80	1.69	0.00	80,314	
	6	157.43	0.00	96	1.69	0.00	96,299	
	7	180.15	0.00	128	1.69	0.00	112,284	
	8	188.77	0.00	144	1.51	0.00	128,269	
	9	220.16	0.00	160	1.72	0.00	144,253	
	10	232.26	0.00	176	1.62	0.00	160,237	
VAR C2*	1	70.59	0.00	49				Rejeita H ₀
	2	155.04	0.00	98				
	3	225.70	0.00	147				
	4	265.57	0.00	196				
	5	319.68	0.00	245				
	6	381.34	0.00	294				
	7	434.91	0.00	343				
	8	475.72	0.00	392				
	9	528.54	0.00	441				
	10	577.81	0.00	490				
VAR C3*	1	35.45	0.00	16				Rejeita H ₀
	2	70.04	0.00	32				
	3	104.63	0.00	48				
	4	116.82	0.00	64				
	5	141.73	0.00	80				
	6	171.92	0.00	96				
	7	197.51	0.00	128				
	8	208.64	0.00	144				
	9	222.18	0.00	160				
	10	236.39	0.00	176				
VAR C5*	1	53.67	0.29	49				Rejeita H ₀
	2	128.40	0.02	98				
	3	188.99	0.01	147				
	4	254.00	0.00	196				
	5	314.43	0.00	245				
	6	385.32	0.00	294				
	7	429.32	0.00	343				
	8	502.97	0.00	392				
	9	530.69	0.00	441				
	10	577.69	0.00	490				
VAR C6*	1	32.51	0.00	16				Rejeita H ₀
	2	64.02	0.00	32				
	3	87.22	0.00	48				
	4	102.38	0.00	64				
	5	124.10	0.00	80				
	6	158.05	0.00	96				
	7	176.60	0.00	128				
	8	191.56	0.00	144				
	9	208.69	0.00	160				
	10	222.30	0.00	176				

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	h-th	LM _h	p	χ^2 (GL)	LMF _h	p	F(GLn, GLd)	Resultado a 1%
VAR C8*	1	58.41	0.00	49				Rejeita H ₀
	2	125.09	0.00	98				
	3	187.07	0.00	147				
	4	247.20	0.00	196				
	5	312.82	0.00	245				
	6	369.12	0.00	294				
	7	436.77	0.00	343				
	8	493.73	0.00	392				
	9	533.95	0.00	441				
	10	594.16	0.00	490				
VAR C9*	1	21.11	0.00	16				Rejeita H ₀
	2	48.38	0.00	32				
	3	81.90	0.00	48				
	4	98.50	0.00	64				
	5	120.91	0.00	80				
	6	142.54	0.00	96				
	7	179.85	0.00	128				
	8	195.72	0.00	144				
	9	215.72	0.00	160				
	10	225.08	0.00	176				
VAR C11*	1	38.80	0.85	49				Rejeita H ₀
	2	110.86	0.17	98				
	3	172.21	0.07	147				
	4	238.74	0.02	196				
	5	299.91	0.00	245				
	6	362.16	0.00	294				
	7	416.64	0.00	343				
	8	487.05	0.00	392				
	9	525.03	0.00	441				
	10	561.13	0.01	490				
VAR C12*	1	23.74	0.00	16				Rejeita H ₀
	2	47.37	0.00	32				
	3	78.92	0.00	48				
	4	92.76	0.00	64				
	5	117.70	0.00	80				
	6	147.38	0.00	96				
	7	169.80	0.00	128				
	8	183.89	0.00	144				
	9	208.89	0.00	160				
	10	219.87	0.00	176				

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	h-th	LM _h	p	χ^2 (GL)	LMF _h	p	F(GLn, GLd)	Resultado a 1%
VARFLMA1	1	60.69	0.00	25	2.18	0.00	25,320	Rejeita H ₀
	2	107.23	0.00	50	1.95	0.00	50,372	
	3	137.91	0.00	75	1.67	0.00	75,368	
	4	168.69	0.00	100	1.50	0.00	100,351	
	5	209.10	0.00	125	1.54	0.00	125,329	
	6	236.34	0.00	150	1.43	0.00	150,306	
	7	282.21	0.00	175	1.56	0.00	175,282	
	8	299.52	0.00	200	1.41	0.00	200,258	
	9	319.81	0.00	225	1.31	0.01	225,234	
	10	351.61	0.00	250	1.30	0.02	250,209	
VARFLMA2	1	57.57	0.00	25	2.02	0.00	25,320	Rejeita H ₀
	2	100.57	0.00	50	1.77	0.00	50,372	
	3	133.58	0.00	75	1.60	0.00	75,368	
	4	171.62	0.00	100	1.57	0.00	100,351	
	5	213.63	0.00	125	1.62	0.00	125,329	
	6	258.82	0.00	150	1.69	0.00	150,306	
	7	277.83	0.00	175	1.53	0.00	175,282	
	8	302.28	0.00	200	1.46	0.00	200,258	
	9	317.02	0.00	225	1.29	0.02	225,234	
	10	341.91	0.00	250	1.25	0.04	250,209	
VARFLMA3	1	42.67	0.01	25	1.41	0.09	25,320	Rejeita H ₀
	2	94.26	0.00	50	1.63	0.00	50,372	
	3	126.02	0.00	75	1.46	0.01	75,368	
	4	164.59	0.00	100	1.46	0.00	100,351	
	5	194.90	0.00	125	1.40	0.00	125,329	
	6	219.68	0.00	150	1.31	0.02	150,306	
	7	252.80	0.00	175	1.30	0.02	175,282	
	8	291.38	0.00	200	1.35	0.01	200,258	
	9	318.30	0.00	225	1.32	0.01	225,234	
	10	361.20	0.00	250	1.40	0.00	250,209	
VARFLMA4	1	58.79	0.00	25	2.21	0.00	25,343	Rejeita H ₀
	2	100.71	0.00	50	2.02	0.00	50,400	
	3	117.07	0.00	75	1.51	0.00	75,396	
	4	150.12	0.00	100	1.43	0.00	100,380	
	5	185.62	0.00	125	1.48	0.00	125,359	
	6	223.10	0.00	150	1.49	0.00	150,336	
	7	247.23	0.00	175	1.40	0.00	175,312	
	8	272.49	0.00	200	1.36	0.00	200,288	
	9	300.13	0.00	225	1.39	0.00	225,264	
	10	331.15	0.00	250	1.42	0.00	250,239	
VARFLMA5	1	76.23	0.00	25	3.39	0.00	25,239	Rejeita H ₀
	2	123.89	0.00	50	2.78	0.00	50,272	
	3	153.25	0.00	75	2.21	0.00	75,262	
	4	179.80	0.00	100	1.92	0.00	100,243	
	5	197.92	0.00	125	1.65	0.00	125,221	
	6	229.84	0.00	150	1.57	0.00	150,197	
	7	274.49	0.00	175	1.74	0.00	175,173	
	8	292.47	0.00	200	1.54	0.00	200,149	
	9	315.13	0.00	225	1.45	0.01	225,124	
	10	352.33	0.00	250	1.63	0.00	250,100	

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	h-th	LM _h	p	χ^2 (GL)	LMF _h	p	F(GLn, GLd)	Resultado a 1%
VARFLMA6	1	79.01	0.00	25	3.53	0.00	25,239	Rejeita H ₀
	2	105.60	0.00	50	2.34	0.00	50,272	
	3	131.51	0.00	75	1.86	0.00	75,262	
	4	164.74	0.00	100	1.68	0.00	100,243	
	5	192.65	0.00	125	1.60	0.00	125,221	
	6	228.61	0.00	150	1.57	0.00	150,197	
	7	248.63	0.00	175	1.40	0.01	175,173	
	8	278.69	0.00	200	1.40	0.01	200,149	
	9	303.87	0.00	225	1.34	0.00	225,124	
	10	348.94	0.00	250	1.72	0.00	250,100	
VARFLMA7	1	56.51	0.00	25	1.95	0.00	25,320	Rejeita H ₀
	2	95.47	0.00	50	1.65	0.00	50,372	
	3	138.82	0.00	75	1.69	0.00	75,368	
	4	159.11	0.00	100	1.40	0.01	100,351	
	5	185.74	0.00	125	1.32	0.02	125,329	
	6	217.26	0.00	150	1.27	0.03	150,306	
	7	257.96	0.00	175	1.33	0.01	175,282	
	8	292.59	0.00	200	1.36	0.00	200,258	
	9	314.40	0.00	225	1.28	0.03	225,234	
	10	349.58	0.00	250	1.29	0.02	250,209	
VARFLMA8	1	42.30	0.00	25	1.47	0.06	25,343	Rejeita H ₀
	2	84.97	0.00	50	1.53	0.01	50,400	
	3	130.13	0.00	75	1.62	0.00	75,396	
	4	163.91	0.00	100	1.56	0.00	100,380	
	5	202.64	0.00	125	1.62	0.00	125,359	
	6	227.97	0.00	150	1.53	0.00	150,336	
	7	270.33	0.00	175	1.61	0.00	175,312	
	8	293.26	0.00	200	1.53	0.00	200,288	
	9	321.33	0.00	225	1.51	0.00	225,264	
	10	348.29	0.00	250	1.49	0.00	250,239	
VARFLMA9	1	33.55	0.11	25	1.09	0.34	25,320	Rejeita H ₀
	2	76.91	0.00	50	1.29	0.09	50,372	
	3	112.49	0.00	75	1.25	0.08	75,368	
	4	155.36	0.00	100	1.33	0.03	100,351	
	5	184.97	0.00	125	1.26	0.05	125,329	
	6	219.68	0.00	150	1.27	0.04	150,306	
	7	249.64	0.00	175	1.28	0.04	175,282	
	8	279.04	0.00	200	1.24	0.05	200,258	
	9	307.03	0.00	225	1.21	0.06	225,234	
	10	349.12	0.00	250	1.27	0.04	250,209	
VARFLMA10	1	42.79	0.01	25	1.50	0.05	25,343	Rejeita H ₀
	2	72.38	0.02	50	1.27	0.10	50,400	
	3	106.48	0.00	75	1.31	0.05	75,396	
	4	136.18	0.00	100	1.23	0.07	100,380	
	5	186.63	0.00	125	1.44	0.00	125,359	
	6	210.52	0.00	150	1.33	0.01	150,336	
	7	239.56	0.00	175	1.30	0.02	175,312	
	8	258.08	0.00	200	1.21	0.06	200,288	
	9	296.29	0.00	225	1.32	0.01	225,264	
	10	322.98	0.00	250	1.32	0.01	250,239	

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	h-th	LM _h	p	χ^2 (GL)	LMF _h	p	F(GLn, GLd)	Resultado a 1%
VARFLMA12	1	71.74	0.00	25	2.85	0.00	25,239	Rejeita H ₀
	2	94.46	0.00	50	1.83	0.00	50,272	
	3	122.32	0.00	75	1.58	0.00	75,262	
	4	156.30	0.00	100	1.47	0.00	100,243	
	5	184.78	0.00	125	1.41	0.01	125,221	
	6	214.93	0.00	150	1.32	0.03	150,197	
	7	243.35	0.00	175	1.25	0.06	175,173	
	8	273.59	0.00	200	1.26	0.06	200,149	
	9	295.54	0.00	225	1.16	0.16	225,124	
	10	348.38	0.00	250	1.63	0.00	250,100	
VARFLMA2*	1	17.63	0.85	25				Rejeita H ₀
	2	44.66	0.68	50				
	3	102.80	0.01	75				
	4	121.97	0.06	100				
	5	153.45	0.04	125				
	6	182.62	0.03	150				
	7	223.09	0.00	175				
	8	250.46	0.00	200				
	9	278.56	0.00	225				
	10	299.24	0.01	250				
VARFLMA3*	1	11.22	0.99	25				Rejeita H ₀
	2	49.35	0.49	50				
	3	81.38	0.28	75				
	4	119.24	0.09	100				
	5	156.83	0.02	125				
	6	187.30	0.02	150				
	7	220.20	0.01	175				
	8	242.82	0.02	200				
	9	270.26	0.02	225				
	10	309.58	0.00	250				
VARFLMA4*	1	32.61	0.14	25				Rejeita H ₀
	2	76.16	0.01	50				
	3	104.85	0.01	75				
	4	134.83	0.01	100				
	5	168.94	0.00	125				
	6	210.39	0.00	150				
	7	234.75	0.00	175				
	8	260.94	0.00	200				
	9	282.90	0.00	225				
	10	312.34	0.00	250				
VARFLMA5*	1	55.15	0.00	25				Rejeita H ₀
	2	92.26	0.00	50				
	3	130.84	0.00	75				
	4	158.13	0.00	100				
	5	177.40	0.00	125				
	6	207.58	0.00	150				
	7	252.64	0.00	175				
	8	267.07	0.00	200				
	9	285.27	0.00	225				
	10	320.51	0.00	250				

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	h-th	LM _h	p	χ^2 (GL)	LMF _h	p	F(GLn, GLd)	Resultado a 1%
VARFLMA6*	1	47.32	0.00	25				Rejeita H ₀
	2	84.98	0.00	50				
	3	99.83	0.02	75				
	4	132.20	0.01	100				
	5	167.45	0.00	125				
	6	202.72	0.00	150				
	7	223.93	0.00	175				
	8	254.12	0.00	200				
	9	277.40	0.00	225				
	10	307.77	0.00	250				
VARFLMA9*	1	8.63	0.99	25				Rejeita H ₀
	2	36.41	0.92	50				
	3	64.02	0.81	75				
	4	102.91	0.40	100				
	5	144.84	0.10	125				
	6	189.50	0.00	150				
	7	220.81	0.00	175				
	8	242.73	0.02	200				
	9	269.50	0.02	225				
	10	311.31	0.00	250				
VARFLMA10*	1	28.42	0.28	25				Rejeita H ₀
	2	59.05	0.17	50				
	3	93.43	0.07	75				
	4	124.03	0.05	100				
	5	157.41	0.02	125				
	6	194.94	0.00	150				
	7	220.88	0.01	175				
	8	246.25	0.01	200				
	9	283.60	0.00	225				
	10	308.19	0.00	250				
VARFLMA11*	1	42.79	0.01	25				Rejeita H ₀
	2	72.38	0.02	50				
	3	106.48	0.00	75				
	4	136.18	0.00	100				
	5	186.63	0.00	125				
	6	210.52	0.00	150				
	7	239.56	0.00	175				
	8	258.08	0.00	200				
	9	296.29	0.00	225				
	10	322.98	0.00	250				
VARFLMA12*	1	40.51	0.02	25				Rejeita H ₀
	2	83.22	0.00	50				
	3	98.98	0.03	75				
	4	130.80	0.02	100				
	5	163.63	0.01	125				
	6	197.01	0.00	150				
	7	220.48	0.01	175				
	8	247.44	0.01	200				
	9	270.16	0.02	225				
	10	307.30	0.00	250				

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	h-th	LM _h	p	χ^2 (GL)	LMF _h	p	F(GLn, GLd)	Resultado a 1%
VARSPMA1	1	52.39	0.00	25	1.73	0.00	25,216	Rejeita H ₀
	2	88.49	0.00	50	1.47	0.00	50,245	
	3	122.85	0.00	75	1.34	0.00	75,234	
	4	140.90	0.00	100	1.08	0.00	100,214	
	5	184.87	0.00	125	1.18	0.00	125,191	
	6	213.48	0.00	150	1.11	0.00	150,168	
	7	241.35	0.00	175	1.10	0.00	175,144	
	8	272.13	0.00	200	1.05	0.00	200,119	
	9	315.66	0.00	225	1.20	0.00	225,94	
	10	358.25	0.00	250	1.30	0.00	250,70	
VARSPMA2	1	80.82	0.00	25	3.52	0.00	25,239	Rejeita H ₀
	2	130.32	0.00	50	2.78	0.00	50,272	
	3	154.63	0.00	75	2.13	0.00	75,262	
	4	187.81	0.00	100	1.94	0.00	100,243	
	5	227.68	0.00	125	2.01	0.00	125,221	
	6	254.24	0.00	150	1.92	0.00	150,197	
	7	286.67	0.00	175	1.92	0.00	175,173	
	8	308.08	0.00	200	1.77	0.00	200,149	
	9	322.48	0.00	225	1.55	0.02	225,124	
	10	344.99	0.00	250	1.48	0.04	250,100	
VARSPMA3	1	42.38	0.01	25	1.41	0.00	25,216	Rejeita H ₀
	2	79.66	0.00	50	1.31	0.00	50,245	
	3	125.88	0.00	75	1.44	0.00	75,234	
	4	168.83	0.00	100	1.48	0.00	100,214	
	5	206.20	0.00	125	1.45	0.00	125,191	
	6	244.26	0.00	150	1.44	0.01	150,168	
	7	271.64	0.00	175	1.43	0.01	175,144	
	8	305.61	0.00	200	1.55	0.00	200,119	
	9	335.03	0.00	225	1.61	0.00	225,94	
	10	370.57	0.00	250	1.93	0.00	250,70	
VARSPMA4	1	76.80	0.00	25	3.22	0.00	25,239	Rejeita H ₀
	2	112.82	0.00	50	2.42	0.00	50,272	
	3	137.79	0.00	75	1.84	0.00	75,262	
	4	174.11	0.00	100	1.81	0.00	100,243	
	5	207.97	0.00	125	1.86	0.00	125,221	
	6	238.26	0.00	150	1.73	0.00	150,197	
	7	252.65	0.00	175	1.48	0.00	175,173	
	8	284.56	0.00	200	1.58	0.00	200,149	
	9	301.25	0.00	225	1.42	0.00	225,124	
	10	342.15	0.00	250	1.58	0.00	250,100	
VARSPMA5	1	49.78	0.00	25	1.54	0.00	25,216	Rejeita H ₀
	2	79.32	0.00	50	1.22	0.00	50,245	
	3	118.82	0.00	75	1.24	0.00	75,234	
	4	137.00	0.00	100	1.02	0.00	100,214	
	5	174.8	0.00	125	1.04	0.00	125,191	
	6	206.92	0.00	150	1.05	0.00	150,168	
	7	235.56	0.00	175	1.01	0.00	175,144	
	8	272.68	0.00	200	1.01	0.00	200,119	
	9	319.60	0.00	225	1.16	0.00	225,94	
	10	348.19	0.00	250	1.07	0.00	250,70	

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	h-th	LM _h	p	χ^2 (GL)	LMF _h	p	F(GLn, GLd)	Resultado a 1%
VARSPMA6	1	59.06	0.00	25	2.29	0.00	25,239	Rejeita H ₀
	2	114.01	0.00	50	2.20	0.00	50,272	
	3	145.05	0.00	75	1.86	0.00	75,262	
	4	172.51	0.00	100	1.65	0.00	100,243	
	5	204.02	0.00	125	1.66	0.00	125,221	
	6	222.18	0.00	150	1.43	0.00	150,197	
	7	272.63	0.00	175	1.65	0.01	175,173	
	8	301.90	0.00	200	1.66	0.00	200,149	
	9	318.08	0.00	225	1.50	0.00	225,124	
	10	336.33	0.00	250	1.39	0.03	250,100	
VARSPMA7	1	36.43	0.00	25	1.08	0.00	25,216	Rejeita H ₀
	2	68.60	0.00	50	1.02	0.00	50,245	
	3	106.33	0.00	75	1.08	0.00	75,234	
	4	143.18	0.00	100	1.10	0.00	100,214	
	5	180.49	0.00	125	1.10	0.00	125,191	
	6	222.31	0.00	150	1.16	0.00	150,168	
	7	245.62	0.00	175	1.10	0.00	175,144	
	8	293.29	0.00	200	1.28	0.00	200,119	
	9	323.01	0.00	225	1.22	0.00	225,94	
	10	359.44	0.00	250	1.35	0.00	250,70	
VARSPMA8	1	67.02	0.00	25	2.60	0.00	25,239	Rejeita H ₀
	2	102.20	0.00	50	1.98	0.00	50,272	
	3	137.55	0.00	75	1.75	0.00	75,262	
	4	171.20	0.00	100	1.71	0.00	100,243	
	5	204.57	0.00	125	1.77	0.00	125,221	
	6	233.29	0.00	150	1.62	0.00	150,197	
	7	254.16	0.00	175	1.43	0.01	175,173	
	8	284.49	0.00	200	1.44	0.01	200,149	
	9	305.28	0.00	225	1.38	0.02	225,124	
	10	349.01	0.00	250	1.58	0.00	250,100	
VARSPMA1*	1	26.63	0.37	25				Não Rejeita H ₀
	2	56.67	0.24	50				
	3	96.06	0.05	75				
	4	118.82	0.09	100				
	5	139.70	0.17	125				
	6	174.33	0.08	150				
	7	216.86	0.02	175				
	8	236.90	0.04	200				
	9	265.70	0.04	225				
	10	290.82	0.04	250				
VARSPMA2*	1	58.54	0.00	25				Rejeita H ₀
	2	106.45	0.00	50				
	3	141.33	0.00	75				
	4	171.83	0.00	100				
	5	193.37	0.00	125				
	6	219.35	0.00	150				
	7	261.75	0.00	175				
	8	282.56	0.00	200				
	9	294.01	0.00	225				
	10	321.09	0.00	250				

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	h-th	LM _h	p	χ^2 (GL)	LMF _h	p	F(GLn, GLd)	Resultado a 1%
VARSPMA3*	1	24.13	0.51	25				Não Rejeita H ₀
	2	58.33	0.19	50				
	3	92.44	0.08	75				
	4	117.02	0.11	100				
	5	149.63	0.06	125				
	6	185.61	0.03	150				
	7	212.68	0.03	175				
	8	241.69	0.03	200				
	9	263.49	0.04	225				
	10	290.57	0.04	250				
VARSPMA4*	1	53.65	0.00	25				Rejeita H ₀
	2	94.60	0.00	50				
	3	120.14	0.00	75				
	4	154.04	0.00	100				
	5	185.16	0.00	125				
	6	210.20	0.00	150				
	7	229.87	0.00	175				
	8	265.12	0.00	200				
	9	283.15	0.00	225				
	10	316.13	0.00	250				
VARSPMA5*	1	21.47	0.00	25				Rejeita H ₀
	2	50.41	0.00	50				
	3	91.59	0.00	75				
	4	113.45	0.00	100				
	5	140.81	0.00	125				
	6	166.75	0.00	150				
	7	203.77	0.00	175				
	8	229.98	0.00	200				
	9	262.55	0.00	225				
	10	290.99	0.00	250				
VARSPMA6*	1	46.03	0.66	25				Não Rejeita H ₀
	2	88.96	0.45	50				
	3	119.43	0.09	75				
	4	149.46	0.16	100				
	5	173.68	0.15	125				
	6	198.46	0.16	150				
	7	251.27	0.06	175				
	8	273.13	0.07	200				
	9	286.43	0.05	225				
	10	309.23	0.04	250				
VARSPMA7*	1	26.32	0.39	25				Não Rejeita H ₀
	2	45.41	0.65	50				
	3	77.75	0.39	75				
	4	106.67	0.30	100				
	5	145.35	0.10	125				
	6	189.69	0.02	150				
	7	215.37	0.03	175				
	8	243.55	0.02	200				
	9	273.19	0.02	225				
	10	288.72	0.05	250				

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	h-th	LM _h	p	χ^2 (GL)	LMF _h	p	F(GLn, GLd)	Resultado a 1%
VARSPMA8*	1	51.87	0.00	25				Rejeita H ₀
	2	81.47	0.00	50				
	3	109.56	0.00	75				
	4	145.25	0.00	100				
	5	175.86	0.00	125				
	6	205.13	0.00	150				
	7	228.04	0.00	175				
	8	255.85	0.00	200				
	9	273.10	0.00	225				
	10	307.12	0.00	250				
VAR BPA1	1	106.98	0.00	25	4.86	0.00	25,239	Rejeita H ₀
	2	145.98	0.00	50	3.42	0.00	50,272	
	3	176.20	0.00	75	2.71	0.00	75,262	
	4	196.98	0.00	100	2.25	0.00	100,243	
	5	219.31	0.00	125	1.99	0.00	125,221	
	6	248.75	0.00	150	1.87	0.00	150,197	
	7	278.74	0.00	175	1.87	0.00	175,173	
	8	304.31	0.00	200	1.76	0.00	200,149	
	9	316.56	0.00	225	1.47	0.00	225,124	
	10	333.70	0.00	250	1.33	0.00	250,100	
VAR BPA2	1	85.71	0.00	25	3.60	0.00	25,239	Rejeita H ₀
	2	122.12	0.00	50	2.59	0.00	50,272	
	3	150.38	0.00	75	2.06	0.00	75,262	
	4	171.56	0.00	100	1.71	0.00	100,243	
	5	200.43	0.00	125	1.57	0.00	125,221	
	6	221.63	0.00	150	1.37	0.02	150,197	
	7	261.08	0.00	175	1.51	0.01	175,173	
	8	285.50	0.00	200	1.41	0.02	200,149	
	9	305.45	0.00	225	1.33	0.04	225,124	
	10	335.02	0.00	250	1.35	0.04	250,100	
VAR BPA3	1	88.17	0.01	25	3.85	0.00	25,239	Rejeita H ₀
	2	132.60	0.00	50	3.16	0.00	50,272	
	3	160.17	0.00	75	2.43	0.00	75,262	
	4	181.49	0.00	100	2.02	0.00	100,243	
	5	215.49	0.00	125	1.91	0.00	125,221	
	6	244.53	0.00	150	1.75	0.01	150,197	
	7	263.74	0.00	175	1.59	0.01	175,173	
	8	293.57	0.00	200	1.56	0.00	200,149	
	9	311.66	0.00	225	1.44	0.00	225,124	
	10	351.51	0.00	250	1.57	0.00	250,100	
VAR BPA4	1	40.14	0.00	25	1.24	0.20	25,216	Rejeita H ₀
	2	69.26	0.00	50	1.07	0.34	50,245	
	3	121.42	0.00	75	1.28	0.08	75,234	
	4	149.67	0.00	100	1.14	0.20	100,214	
	5	193.55	0.00	125	1.22	0.10	125,191	
	6	212.49	0.00	150	1.05	0.35	150,168	
	7	248.76	0.00	175	1.08	0.31	175,144	
	8	285.87	0.00	200	1.09	0.29	200,119	
	9	316.53	0.00	225	1.07	0.35	225,94	
	10	353.13	0.00	250	1.22	0.15	250,70	

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	h-th	LM _h	p	χ^2 (GL)	LMF _h	p	F(GLn, GLd)	Resultado a 1%
VAR BPA5	1	53.43	0.00	25	1.54	0.05	25,194	Rejeita H ₀
	2	103.46	0.00	50	1.56	0.01	50,217	
	3	137.30	0.00	75	1.37	0.04	75,205	
	4	187.21	0.00	100	1.53	0.00	100,185	
	5	236.96	0.00	125	1.76	0.00	125,162	
	6	260.20	0.00	150	1.55	0.00	150,138	
	7	285.11	0.00	175	1.42	0.02	175,114	
	8	307.55	0.00	200	1.30	0.07	200,89	
	9	336.20	0.00	225	1.18	0.21	225,65	
	10	381.66	0.00	250	1.26	0.19	250,40	
VAR BPA6	1	78.81	0.00	25	3.17	0.00	25,239	Rejeita H ₀
	2	105.91	0.00	50	2.04	0.00	50,272	
	3	136.17	0.00	75	1.72	0.00	75,262	
	4	162.01	0.00	100	1.50	0.00	100,243	
	5	194.02	0.00	125	1.45	0.00	125,221	
	6	221.50	0.00	150	1.34	0.02	150,197	
	7	270.08	0.00	175	1.58	0.00	175,173	
	8	296.33	0.00	200	1.51	0.01	200,149	
	9	315.51	0.00	225	1.40	0.02	225,124	
	10	337.66	0.00	250	1.36	0.04	250,100	
VAR BPA7	1	30.95	0.19	25	0.91	0.59	25,216	Rejeita H ₀
	2	82.20	0.00	50	1.29	0.10	50,245	
	3	122.82	0.00	75	1.31	0.06	75,234	
	4	151.86	0.00	100	1.17	0.16	100,214	
	5	210.14	0.00	125	1.54	0.00	125,191	
	6	247.63	0.00	150	1.66	0.00	150,168	
	7	280.04	0.00	175	1.59	0.00	175,144	
	8	306.35	0.00	200	1.55	0.00	200,119	
	9	333.51	0.00	225	1.42	0.02	225,94	
	10	358.94	0.00	250	1.39	0.05	250,70	
VAR BPA8	1	34.31	0.10	25	1.05	0.40	25,216	Rejeita H ₀
	2	73.12	0.01	50	1.13	0.26	50,245	
	3	108.93	0.00	75	1.10	0.29	75,234	
	4	138.83	0.00	100	1.04	0.39	100,214	
	5	177.85	0.00	125	1.08	0.30	125,191	
	6	209.94	0.00	150	1.06	0.33	150,168	
	7	244.79	0.00	175	1.06	0.35	175,144	
	8	275.56	0.00	200	1.00	0.48	200,119	
	9	304.02	0.00	225	0.93	0.65	225,94	
	10	335.55	0.00	250	0.95	0.60	250,70	
VAR BPA1*	1	25.21	0.45	25				Não Rejeita H ₀
	2	66.66	0.05	50				
	3	110.64	0.02	75				
	4	135.18	0.02	100				
	5	151.52	0.05	125				
	6	195.48	0.02	150				
	7	220.54	0.02	175				
	8	247.11	0.02	200				
	9	266.81	0.03	225				
	10	275.15	0.13	250				

CONTINUA

CONTINUA

MODELO	h-th	LM _h	p	χ^2 (GL)	LMF _h	p	F(GLn, GLd)	Resultado a 1%
VAR BPA2*	1	56.51	0.00	25				Rejeita H ₀
	2	101.00	0.00	50				
	3	131.35	0.00	75				
	4	150.95	0.00	100				
	5	171.41	0.00	125				
	6	188.31	0.00	150				
	7	232.29	0.00	175				
	8	253.82	0.00	200				
	9	278.24	0.00	225				
	10	305.16	0.00	250				
VAR BPA3*	1	73.49	0.00	25				Rejeita H ₀
	2	105.74	0.00	50				
	3	135.37	0.00	75				
	4	157.04	0.00	100				
	5	188.67	0.00	125				
	6	220.19	0.00	150				
	7	240.20	0.00	175				
	8	269.76	0.00	200				
	9	287.57	0.00	225				
	10	316.07	0.00	250				
VAR BPA4*	1	13.17	0.97	25				Não Rejeita H ₀
	2	33.94	0.95	50				
	3	68.55	0.68	75				
	4	88.70	0.78	100				
	5	118.13	0.65	125				
	6	147.67	0.53	150				
	7	173.15	0.52	175				
	8	218.74	0.17	200				
	9	265.43	0.03	225				
	10	281.71	0.08	250				
VAR BPA5*	1	71.20	0.00	25				Rejeita H ₀
	2	117.63	0.00	50				
	3	154.40	0.00	75				
	4	174.90	0.00	100				
	5	195.06	0.00	125				
	6	219.68	0.00	150				
	7	248.09	0.00	175				
	8	270.26	0.00	200				
	9	288.79	0.00	225				
	10	305.64	0.00	250				
VAR BPA6*	1	37.19	0.05	25				Rejeita H ₀
	2	86.78	0.00	50				
	3	126.69	0.00	75				
	4	148.33	0.00	100				
	5	175.02	0.00	125				
	6	190.92	0.01	150				
	7	233.85	0.00	175				
	8	260.14	0.00	200				
	9	281.91	0.00	225				
	10	302.60	0.01	250				

CONTINUA

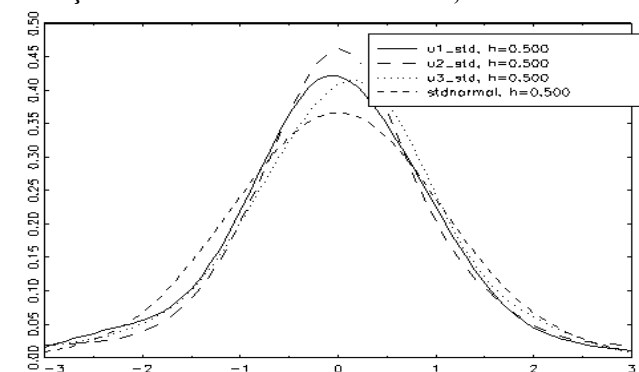
MODELO	h-th	LM _h	p	χ^2 (GL)	LMF _h	p	F(GLn, GLd)	Resultado a 1%
VAR BPA7*	1	17.00	0.88	25				Não Rejeita H ₀
	2	47.51	0.57	50				
	3	94.47	0.06	75				
	4	120.66	0.07	100				
	5	151.74	0.05	125				
	6	190.11	0.02	150				
	7	205.30	0.06	175				
	8	256.40	0.10	200				
	9	290.47	0.07	225				
	10	225.95	0.04	250				
VAR BPA8*	1	12.05	0.98	25				Não Rejeita H ₀
	2	42.23	0.77	50				
	3	73.33	0.53	75				
	4	94.33	0.64	100				
	5	127.13	0.42	125				
	6	170.94	0.11	150				
	7	188.55	0.22	175				
	8	222.12	0.13	200				
	9	255.90	0.07	225				
	10	285.93	0.06	250				

FONTE: O autor.

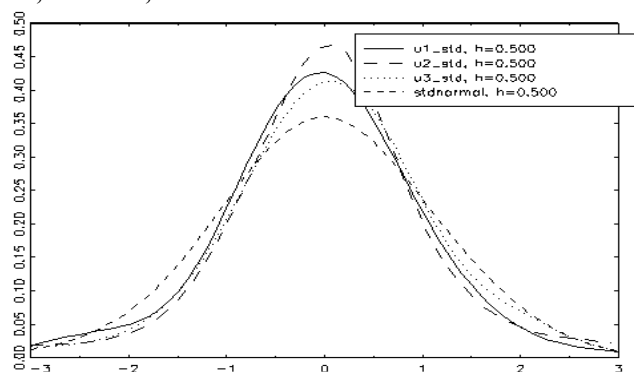
NOTA₁: LM_h = estatística de Breush-Godfrey; LMF_h = estatística de Edgerton-Shukur; p=valor, χ^2 (GL)=graus de liberdade da distribuição; F(GLn, GLd) = graus de liberdade do numerador e demoninador da distribuição F. Para os modelos VAR* com restrição nos coeficientes não calcula-se a estatística LMF.

NOTA₂ : Referência Doornik (1996), teste LM e teste LMF (com aproximação F).

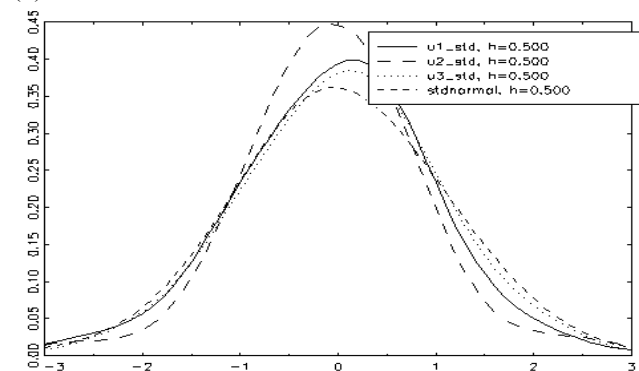
ANEXO 6 – DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS COMPARADOS A DISTRIBUIÇÃO NORMAL GERADAS PELA FUNÇÃO DE KERNEL GAUSSIANA, MODELOS VAR T, VAR T*, VAR PPP E VAR PPP*.



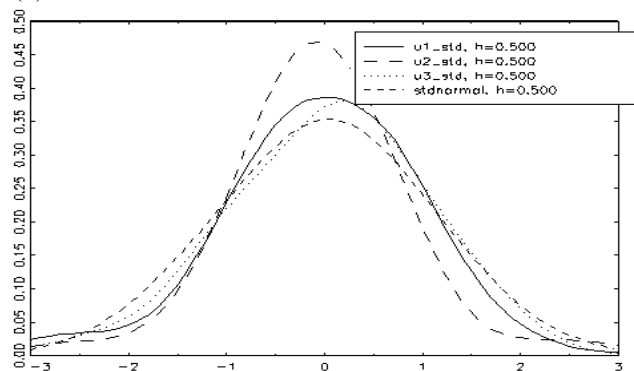
(1) VAR T1



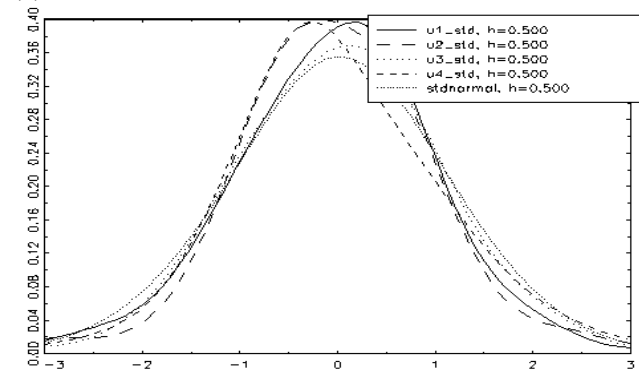
(2) VAR T1*



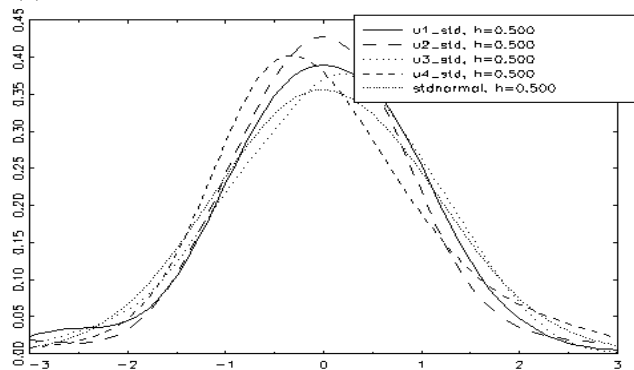
(3) VAR T2



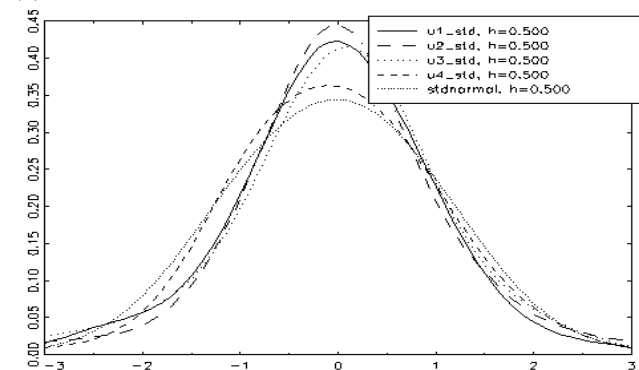
(4) VAR T2*



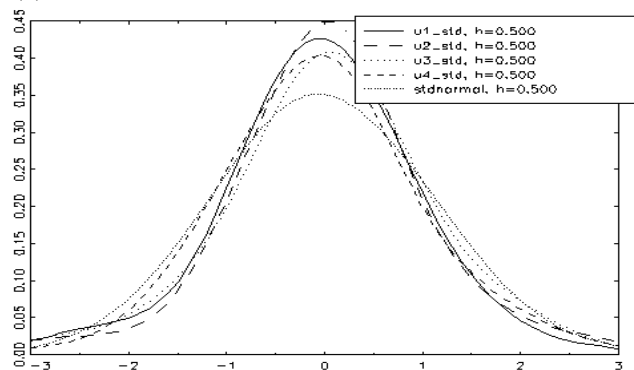
(5) VAR T3



(6) VAR T3*

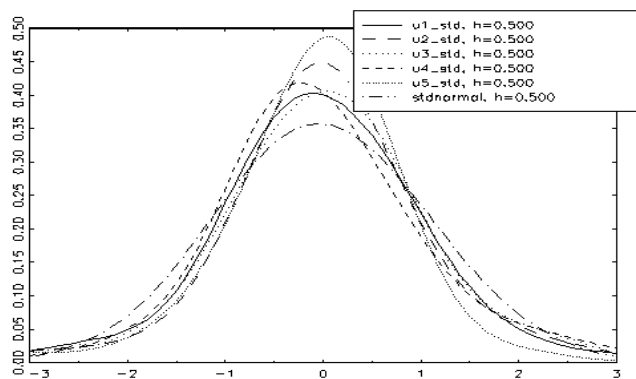


(7) VAR T4

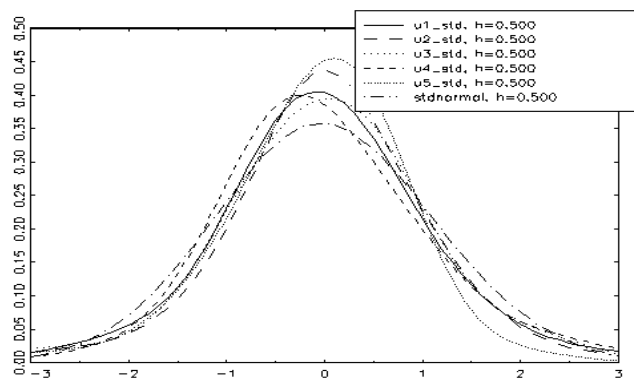


(8) VAR T4*

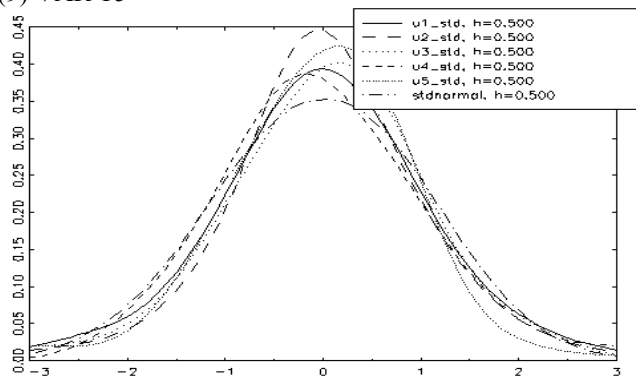
CONTINUA



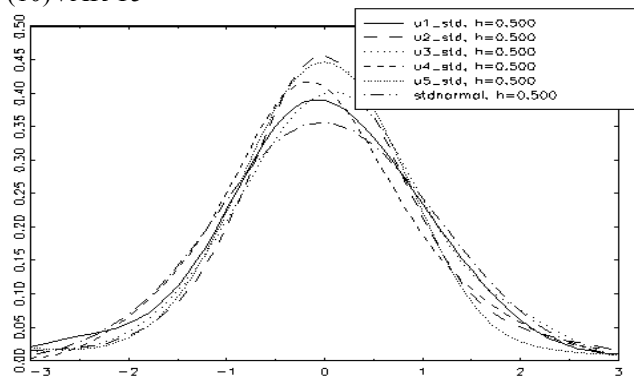
(9) VAR T5



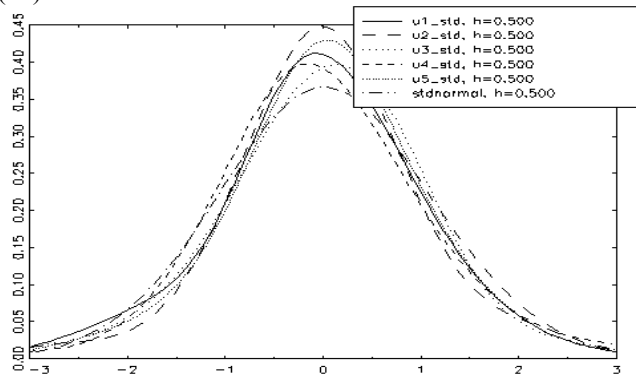
(10) VAR T5*



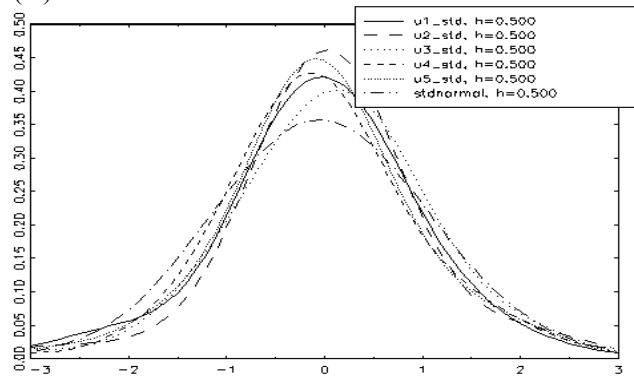
(11) VAR T6



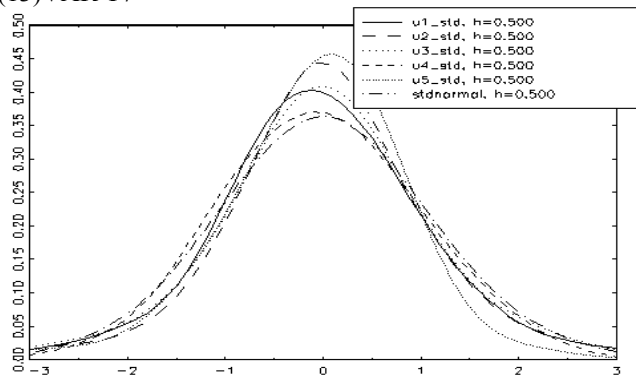
(12) VAR T6*



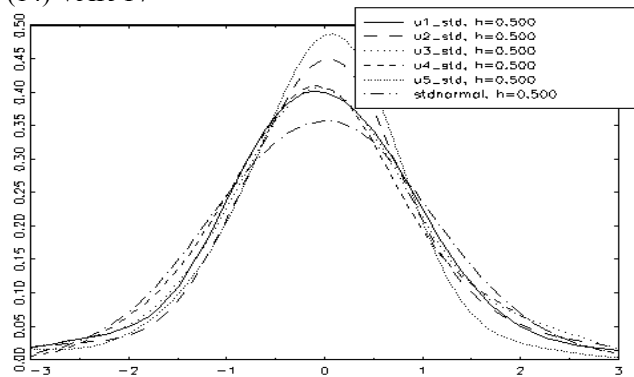
(13) VAR T7



(14) VAR T7*

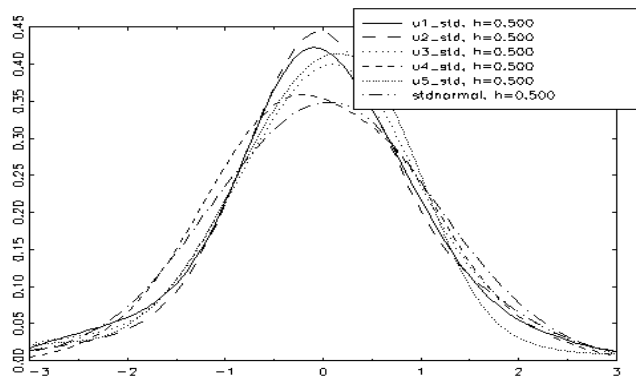


(15) VAR T8

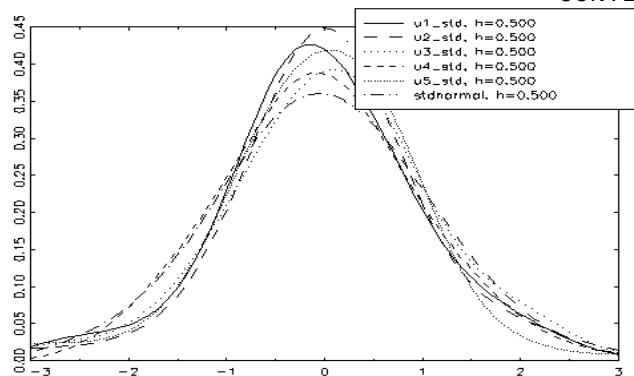


(16) VAR T8*

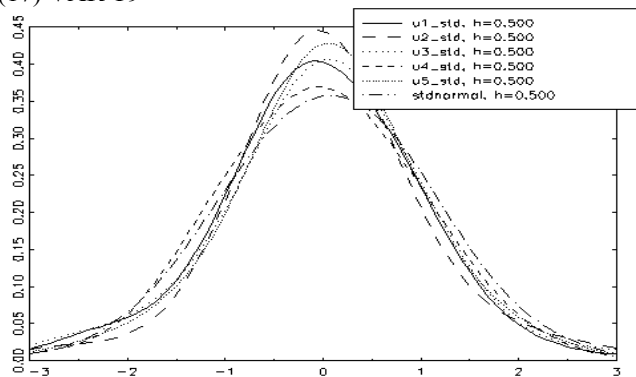
CONTINUA



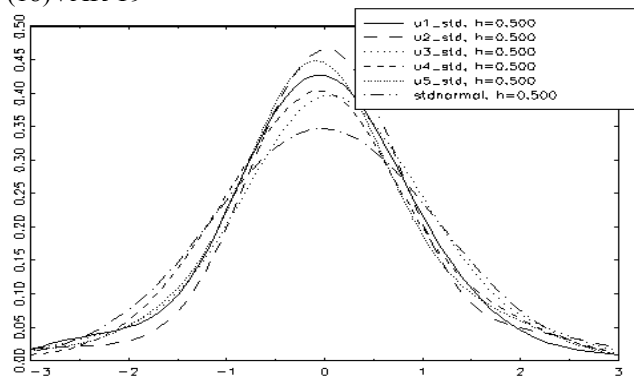
(17) VAR T9



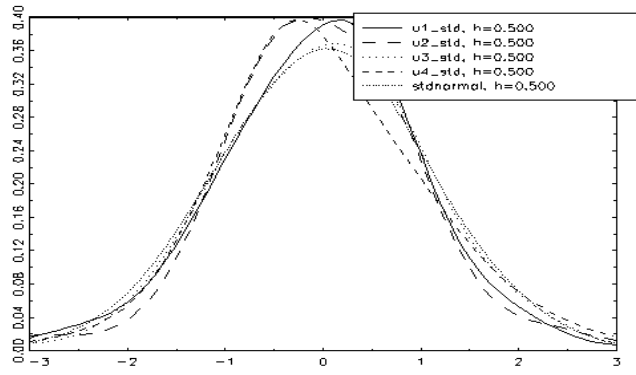
(18) VAR T9*



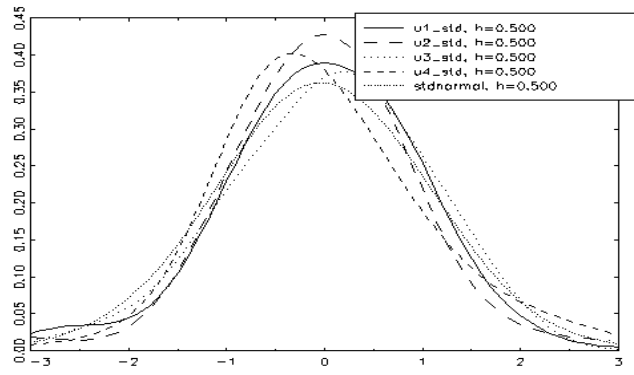
(19) VAR T10



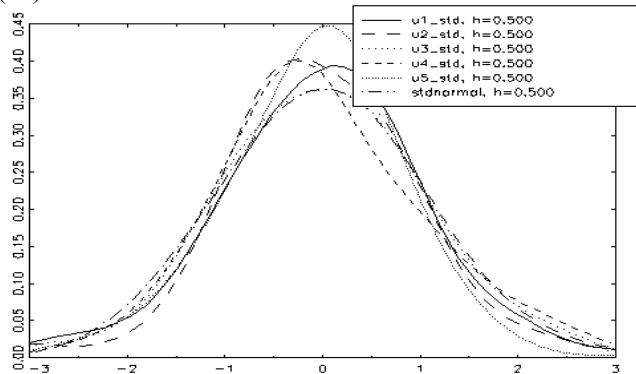
(20) VAR T10*



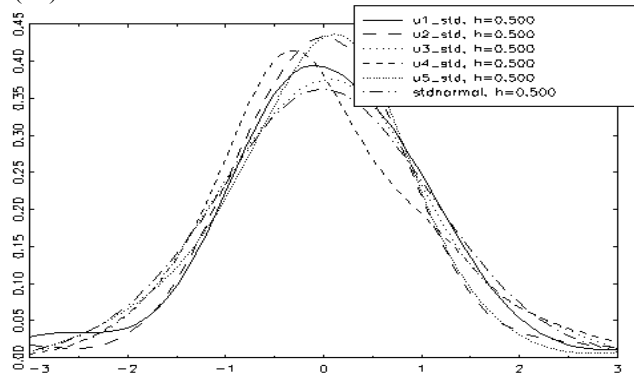
(21) VAR T11



(22) VAR T11*



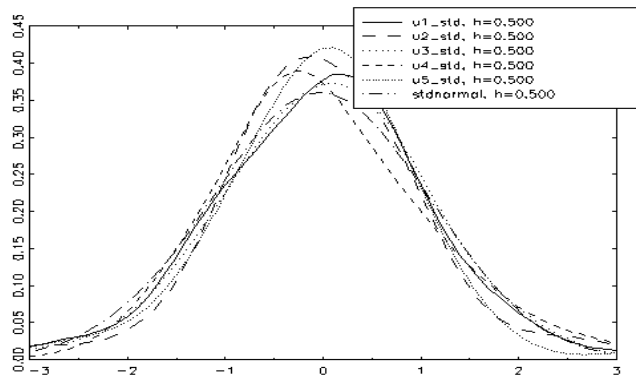
(23) VAR T12



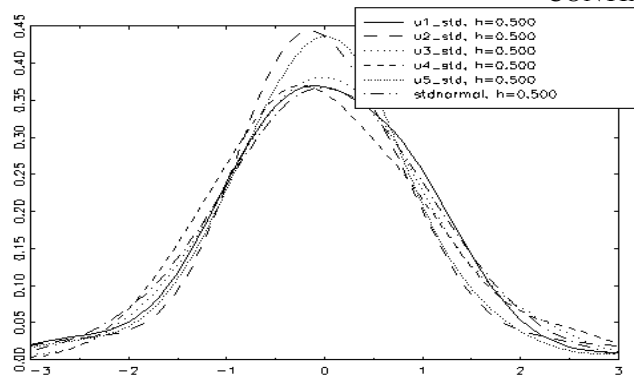
(24) VAR T12*

CONTINUA

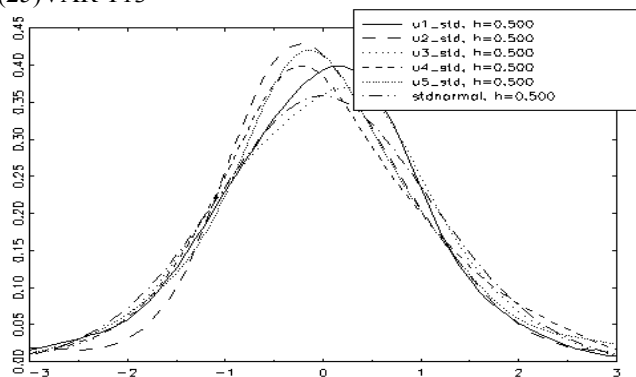
CONTINUA



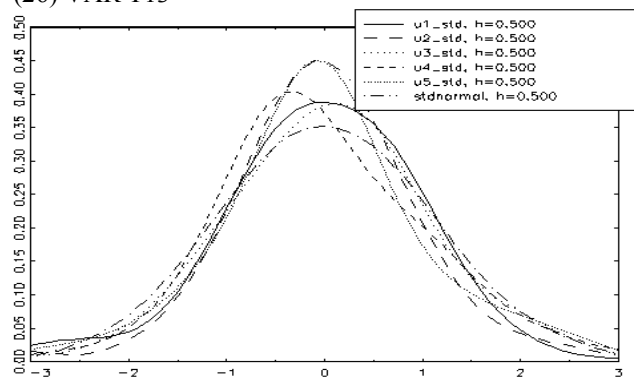
(25)VAR T13



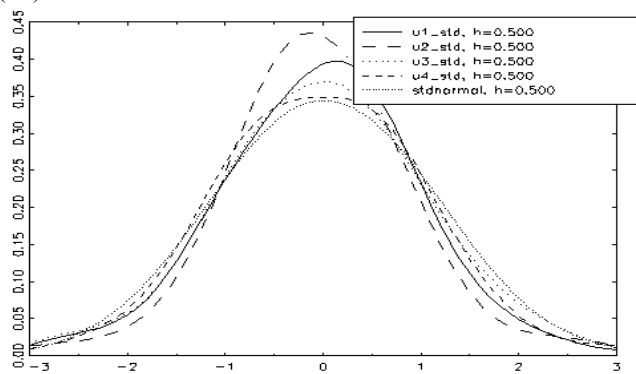
(26) VAR T13*



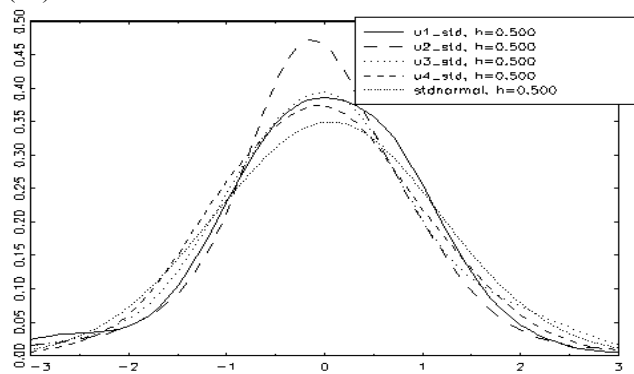
(27) VAR T14



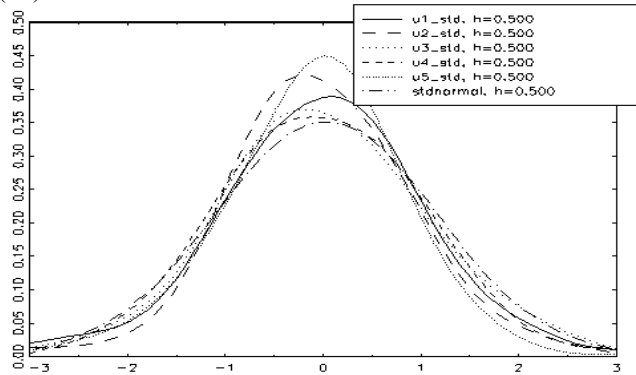
(28) VAR T14*



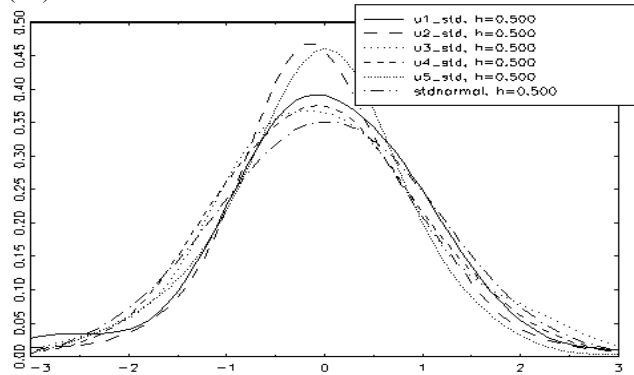
(29) VAR T15



(30)VAR T15*



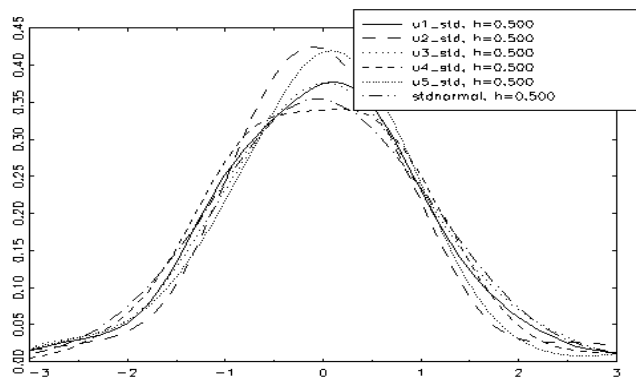
(31) VAR T16



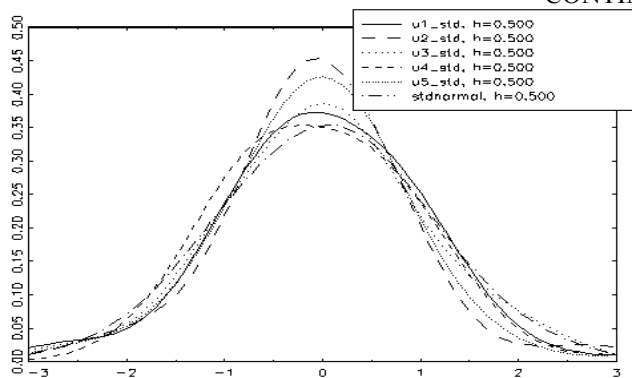
(32)VAR T16*

CONTINUA

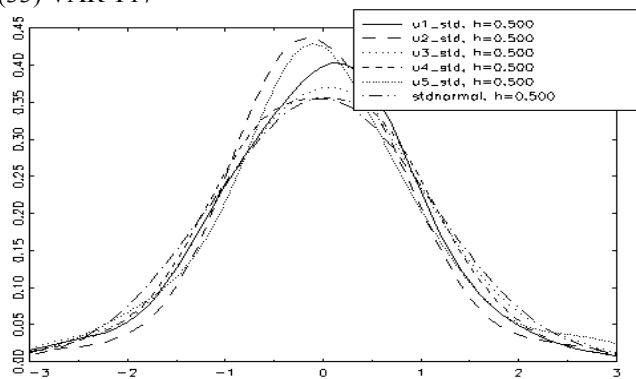
CONTINUA



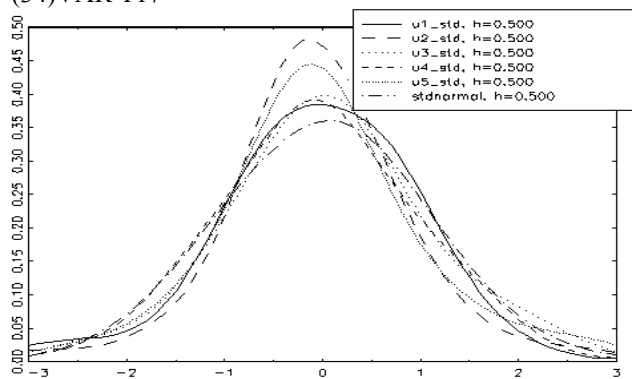
(33) VAR T17



(34) VAR T17*

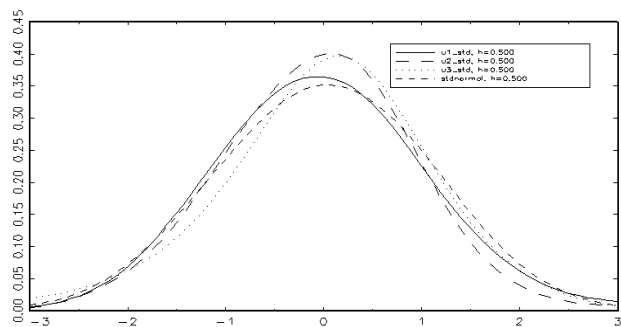


(35) VAR T18

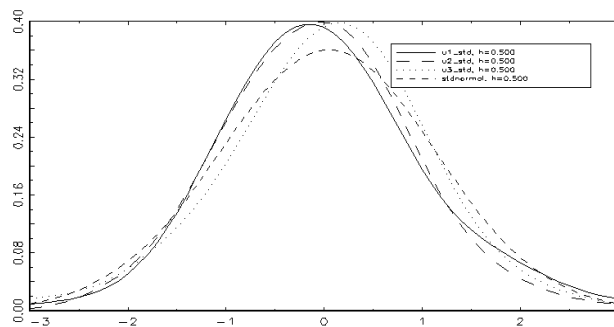


(36) VAR T18*

Kernel Density Estimation
(Gaussian kernel)

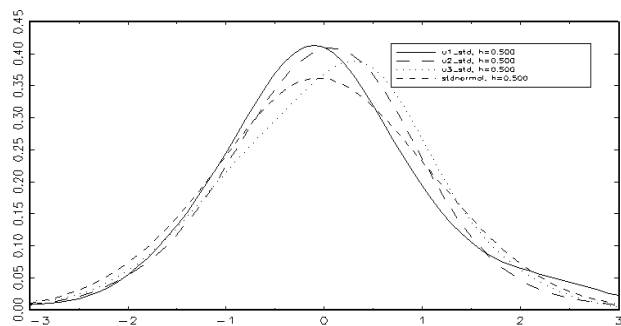


(37) VAR PPP1

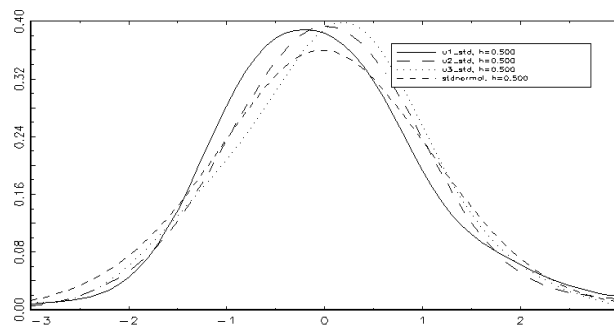


(38) VAR PPP2

Kernel Density Estimation
(Gaussian kernel)

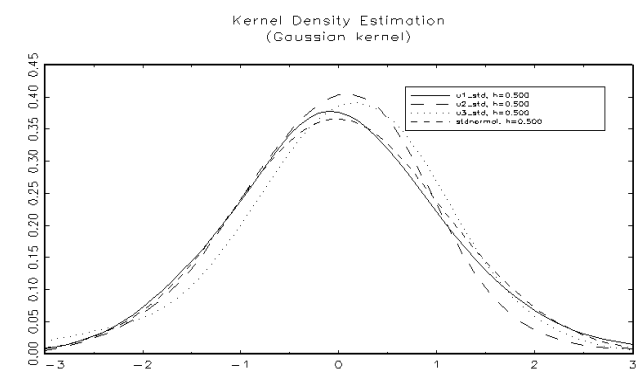


(39) VAR PPP3

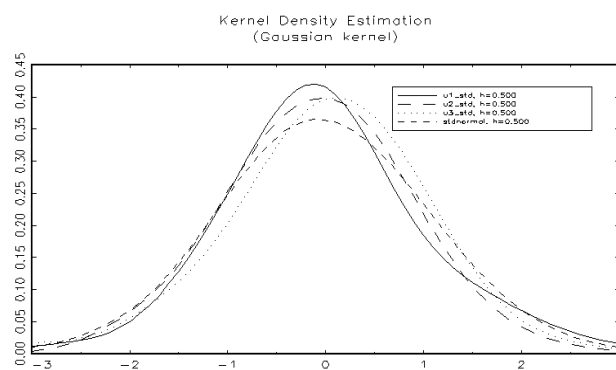


(40) VAR PPP4

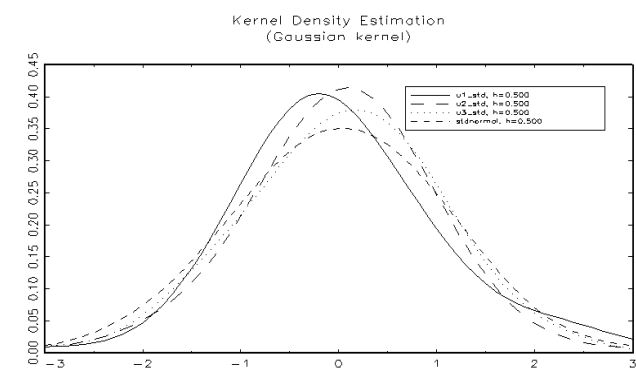
CONTINUA



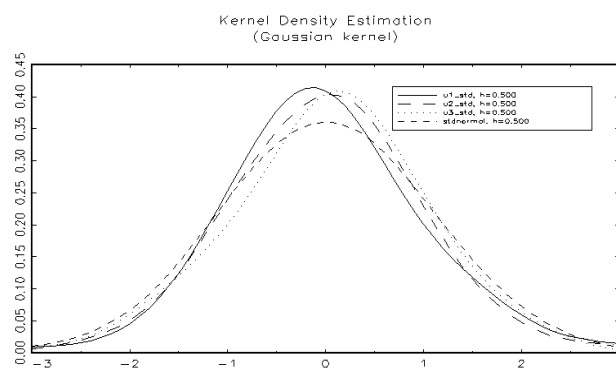
(41) VAR PPP1*



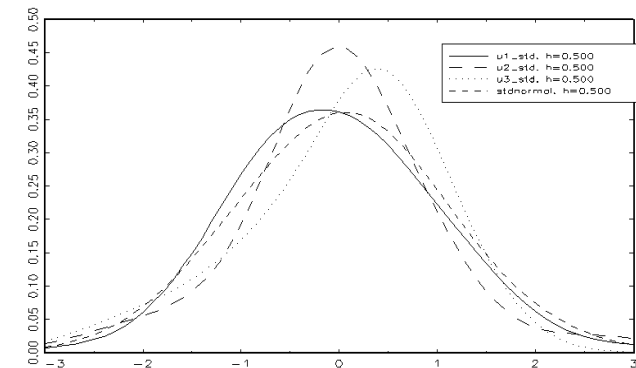
(42) VAR PPP2*



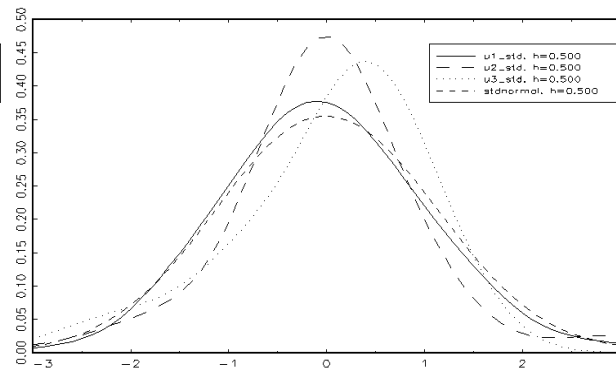
(43) VAR PPP3*



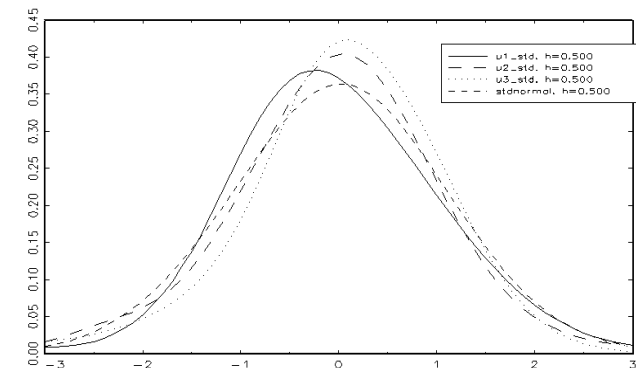
(44) VAR PPP4*



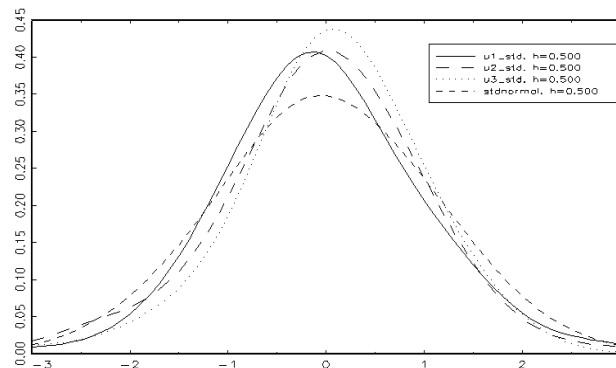
(45) VAR UIP1



(46) VAR UIP1*

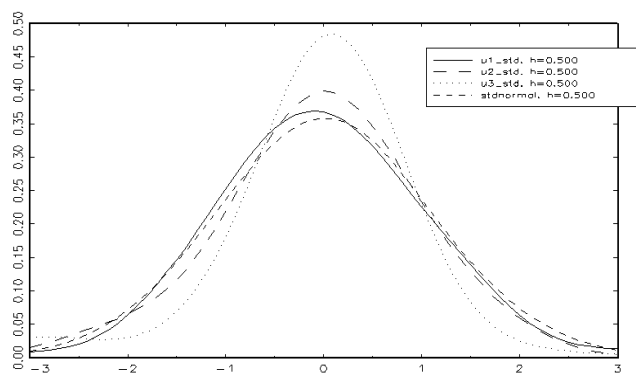


(47) VAR UIP2

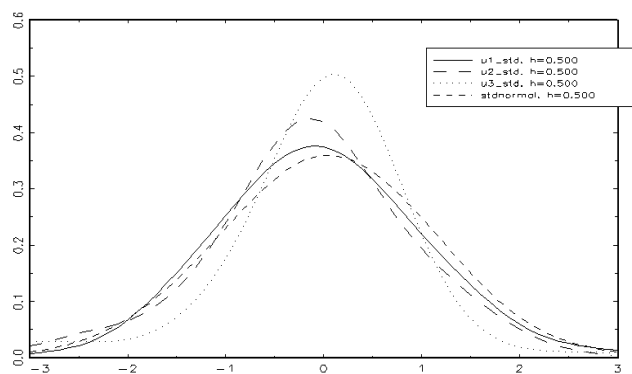


(48) VAR UIP2*

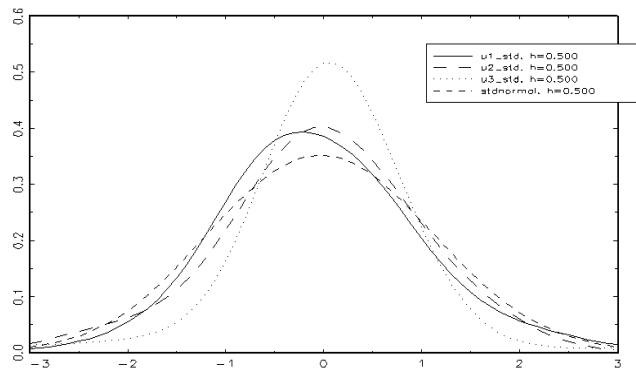
CONTINUA



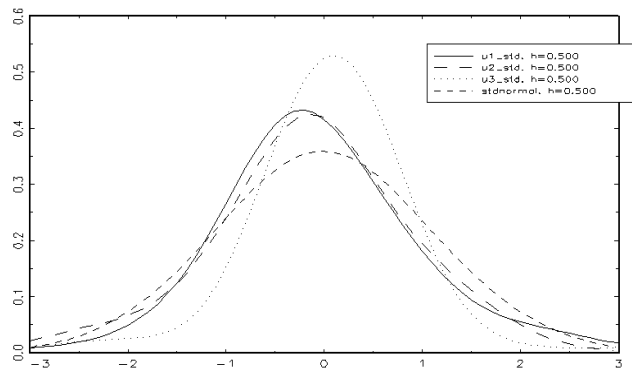
(49) VAR UIP3



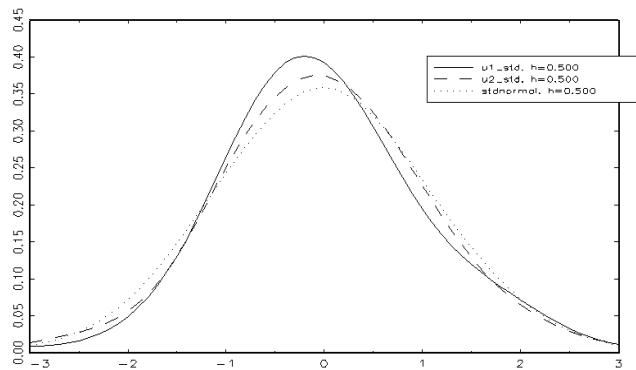
(50)VAR UIP3*



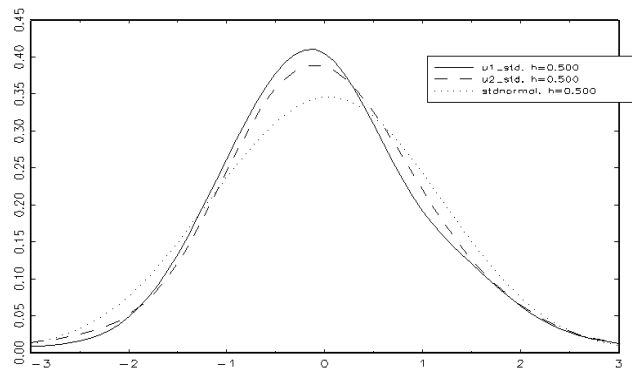
(51) VAR UIP4



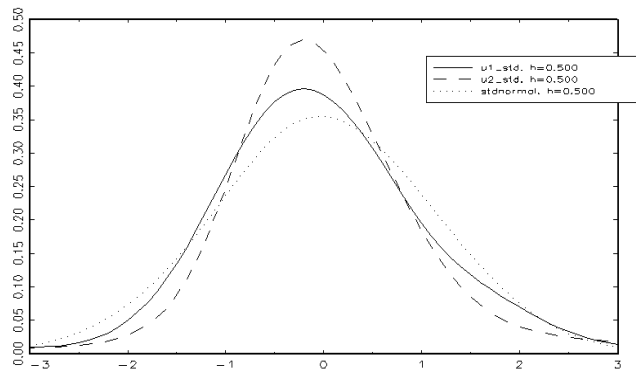
(52)VAR UIP4*



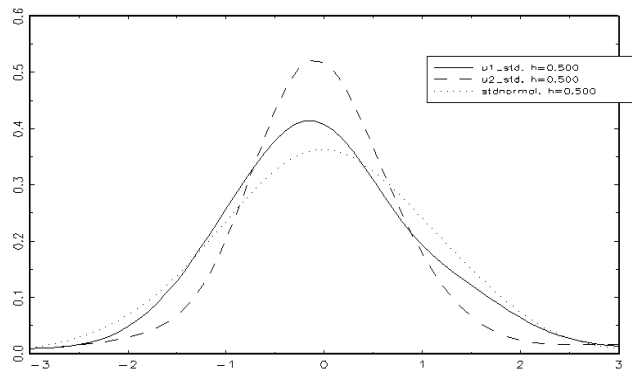
(53) VAR UIP5



(54)VAR UIP5*

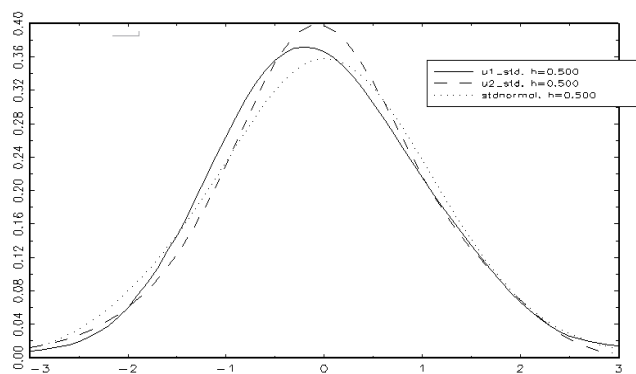


(55) VAR UIP6

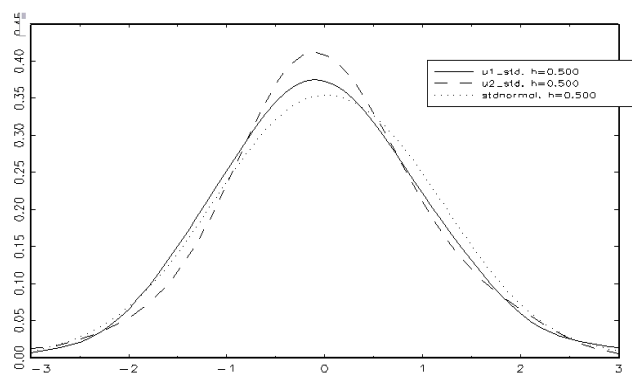


(56)VAR UIP6*

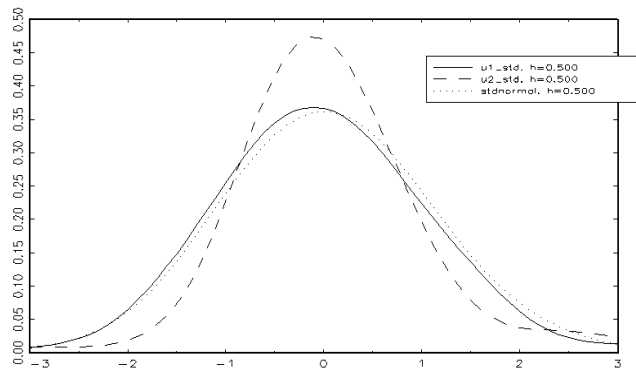
CONTINUA



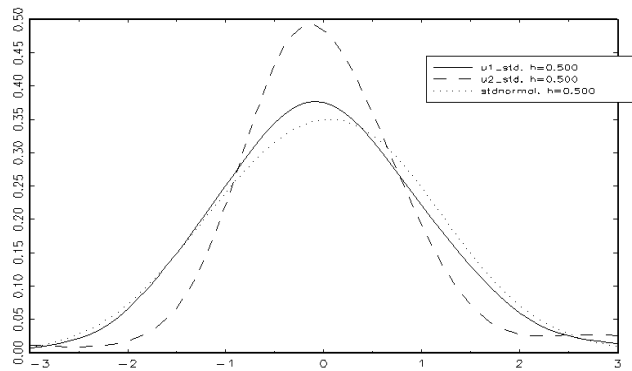
(57) VAR UIP7



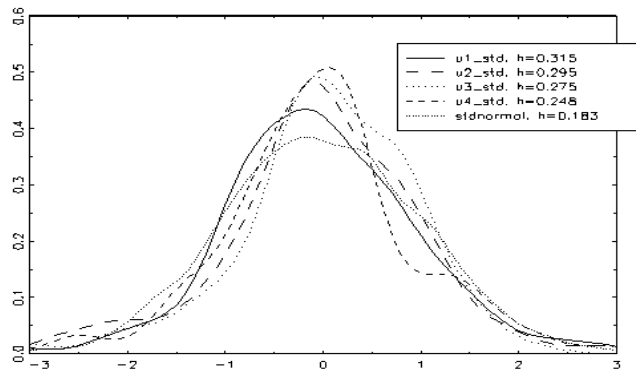
(58) VAR UIP7*



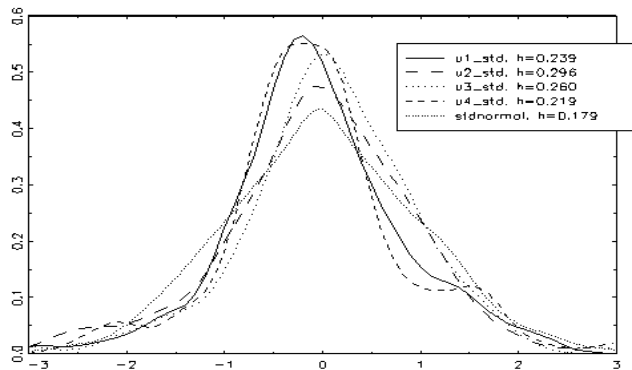
(59) VAR UIP8



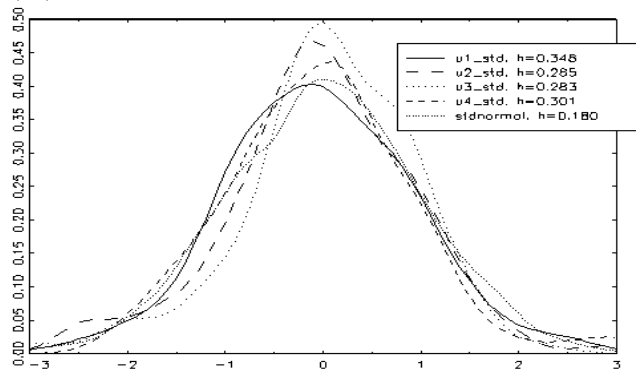
(60) VAR UIP8*



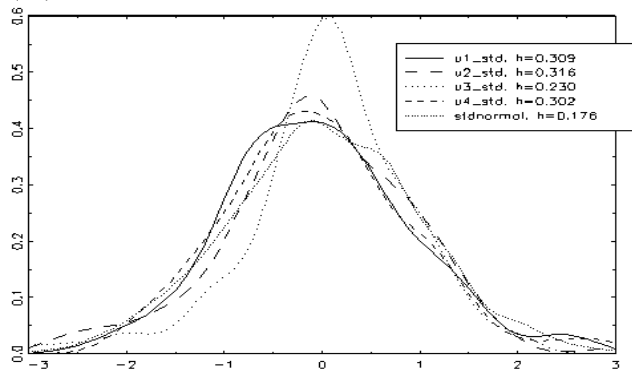
(61) VAR CIP1



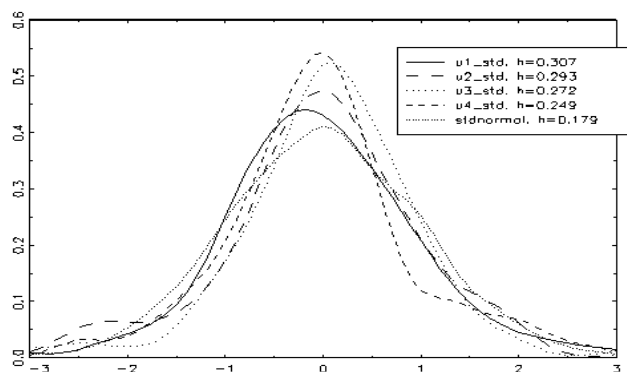
(62) VAR CIP1*



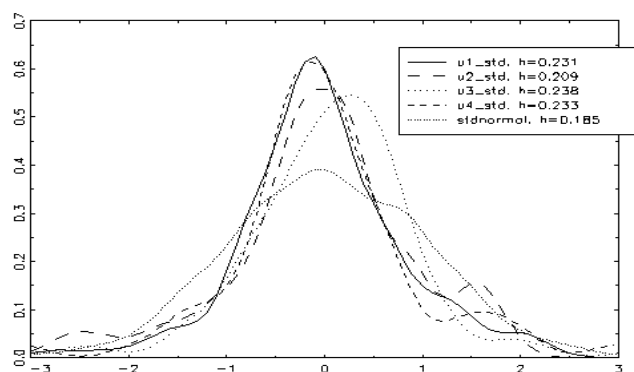
(63) VAR CIP2



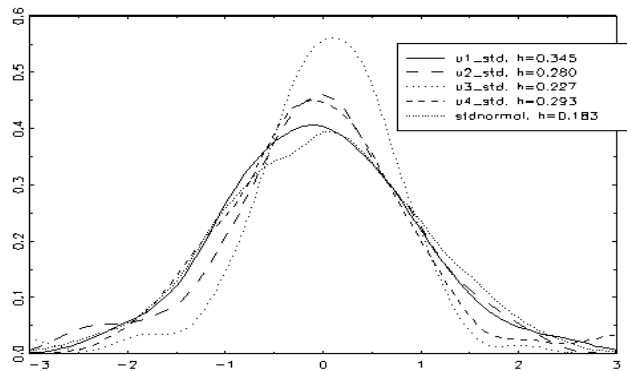
(64) VAR CIP2*



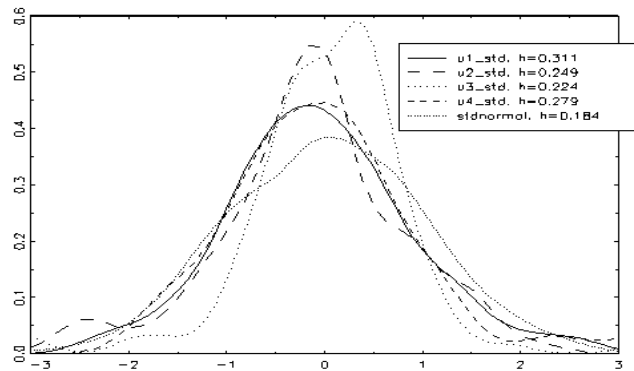
(65) VAR CIP3



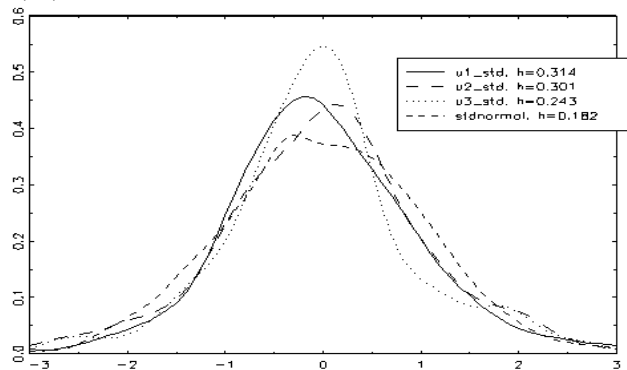
(66)VAR CIP3*



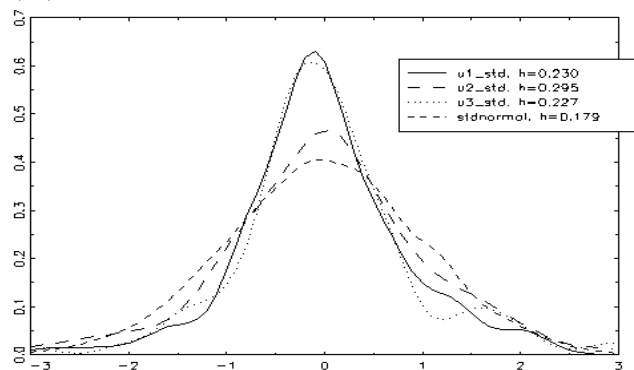
(67) VAR CIP4



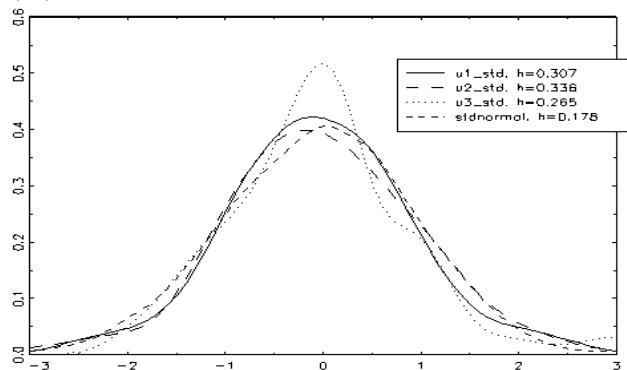
(68)VAR CIP4*



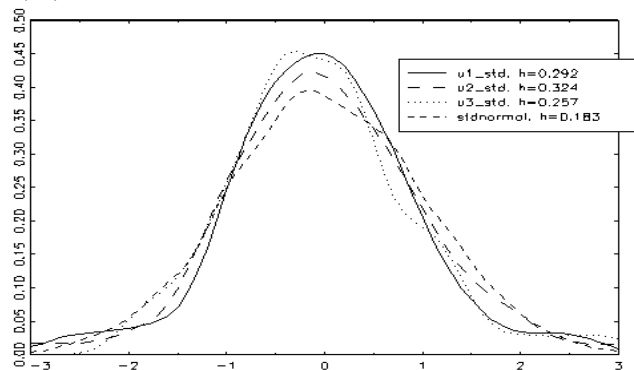
(69) VAR CIP5



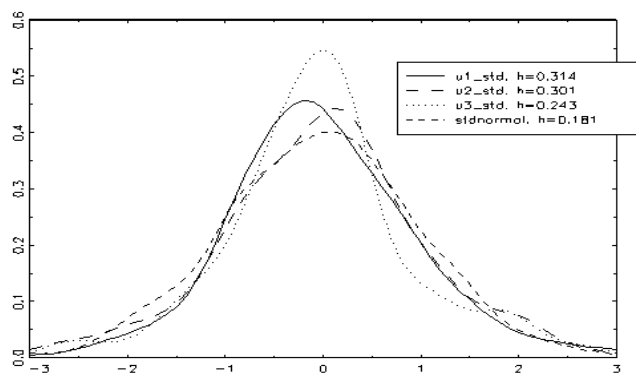
(70)VAR CIP5*



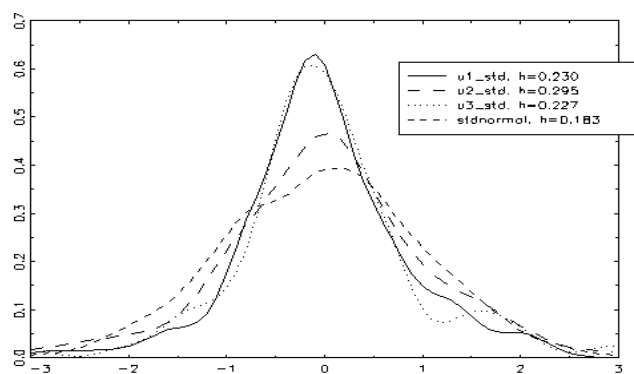
(71) VAR CIP6



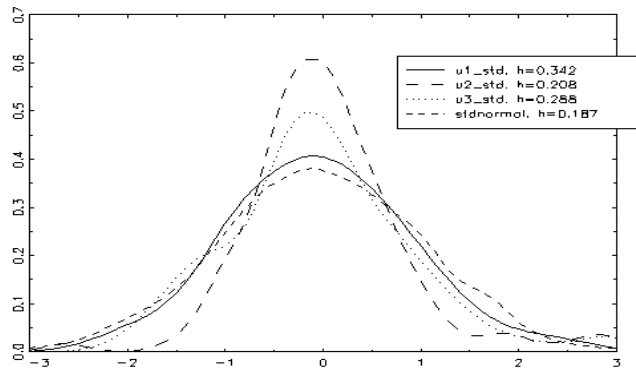
(72)VAR CIP6*



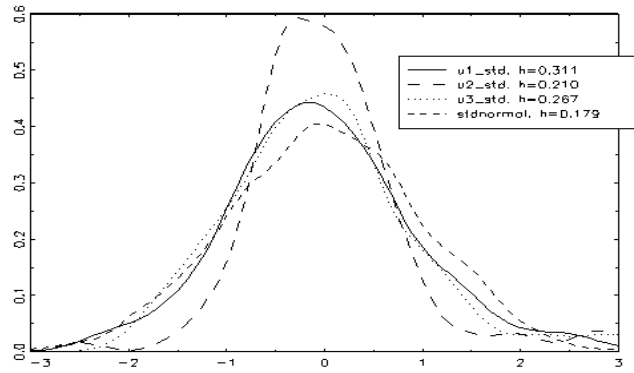
(73) VAR CIP7



(74) VAR CIP7*

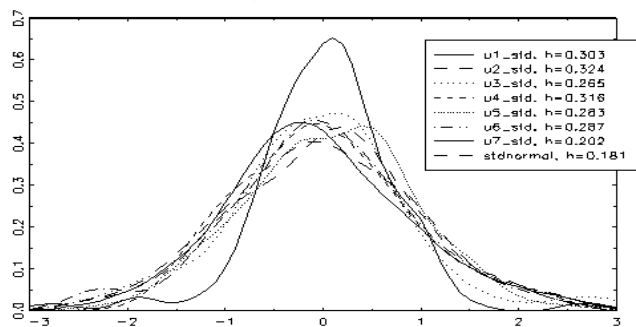


(75) VAR CIP8



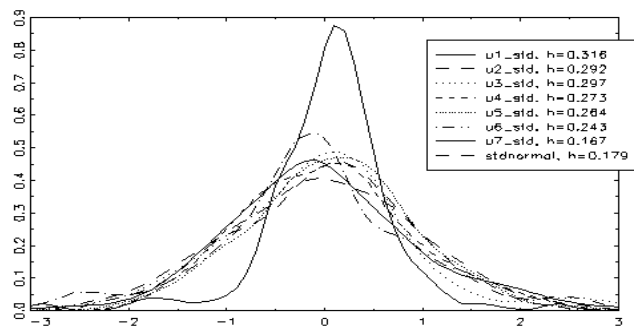
(76) VAR CIP8*

Kernel Density Estimation
(Gaussian kernel)



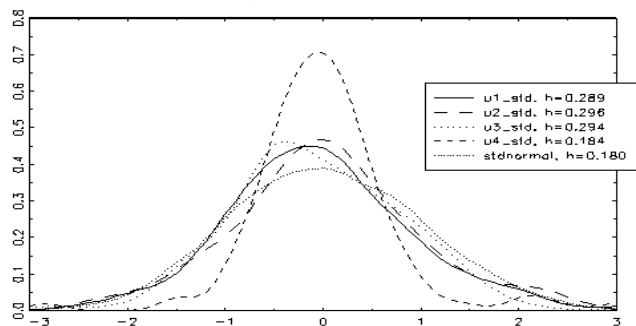
(77) VAR C2

Kernel Density Estimation
(Gaussian kernel)



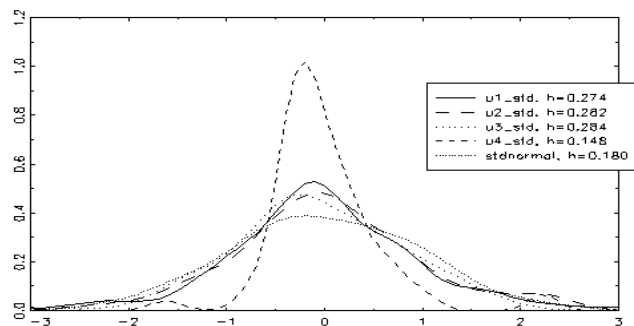
(78) VAR C2*

Kernel Density Estimation
(Gaussian kernel)

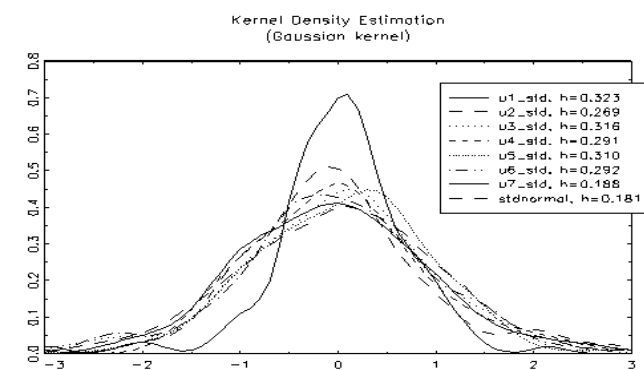


(79) VAR C3

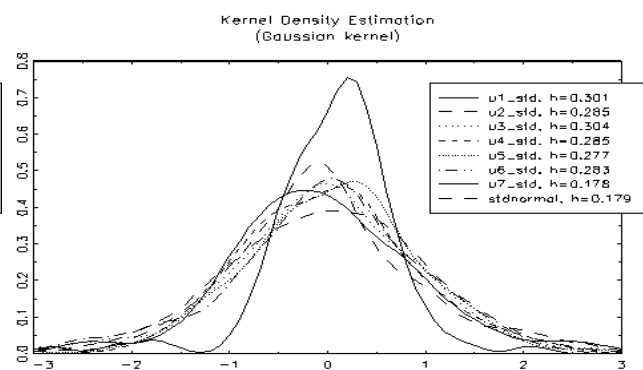
Kernel Density Estimation
(Gaussian kernel)



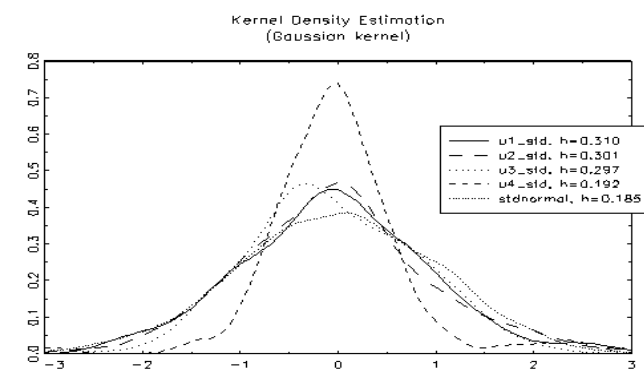
(80) VAR C3*



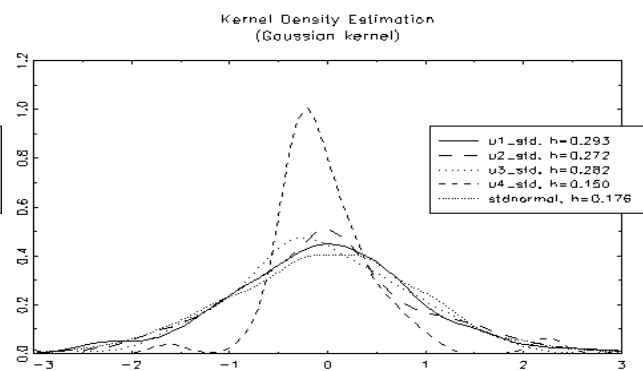
(81) VAR C5



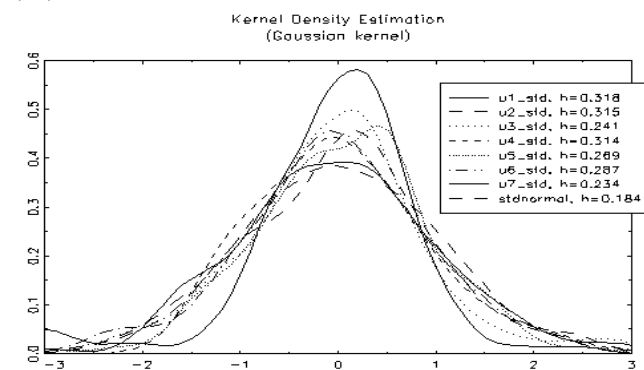
(82) VAR C5*



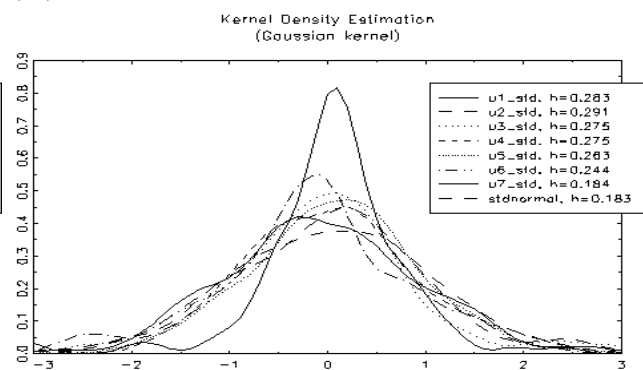
(83) VAR C6



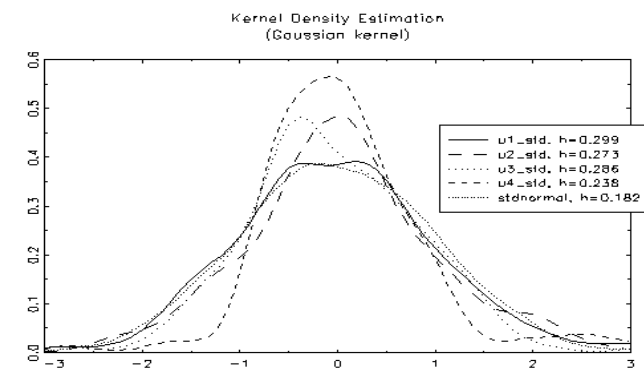
(84) VAR C6*



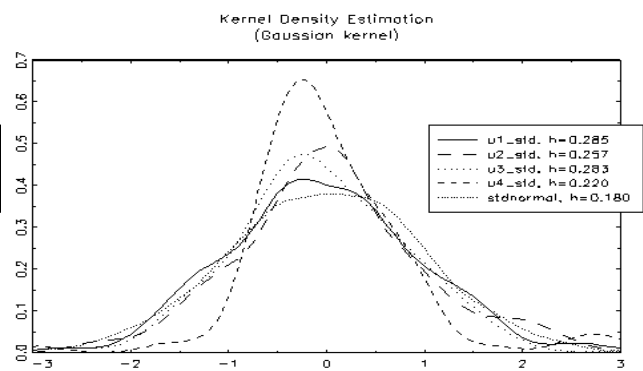
(85) VAR C8



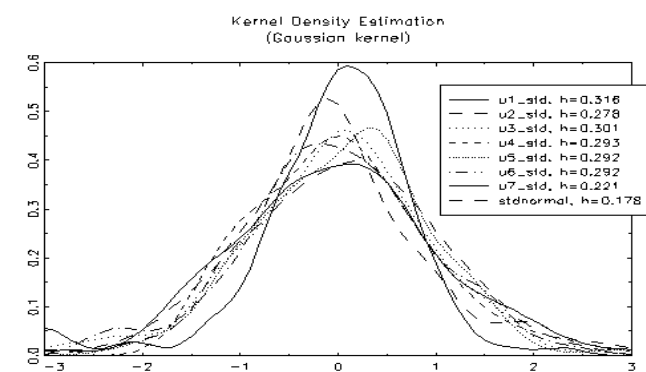
(86) VAR C8*



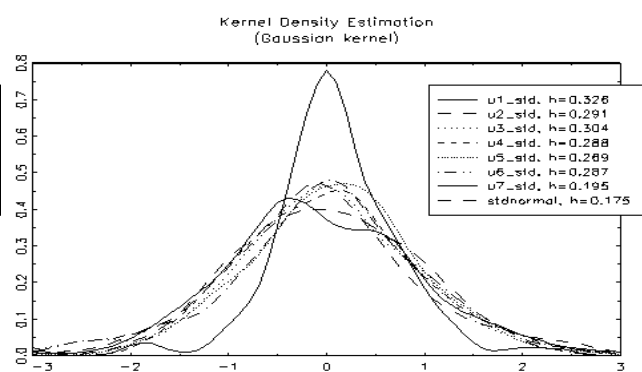
(87) VAR C9



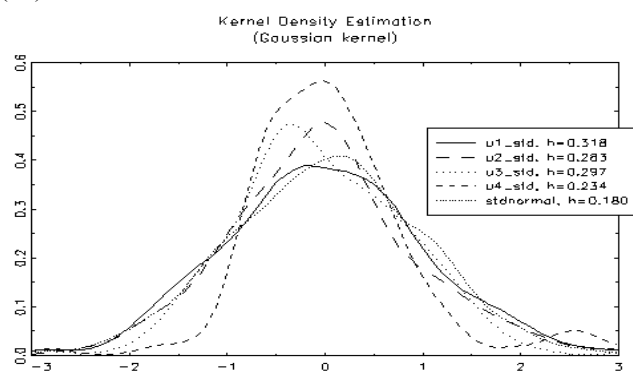
(88) VAR C9*



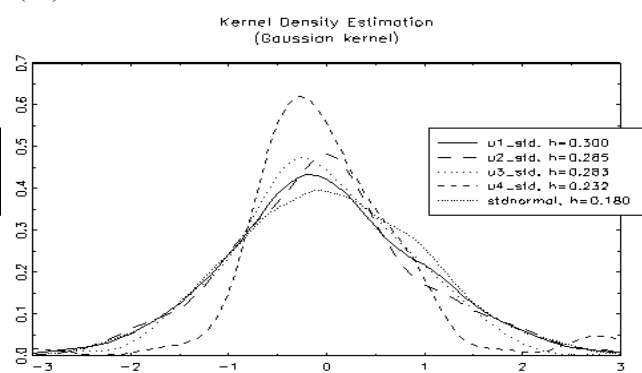
(89) VAR C11



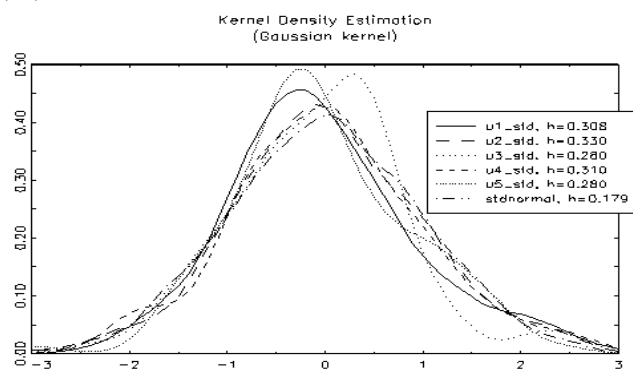
(90) VAR C11*



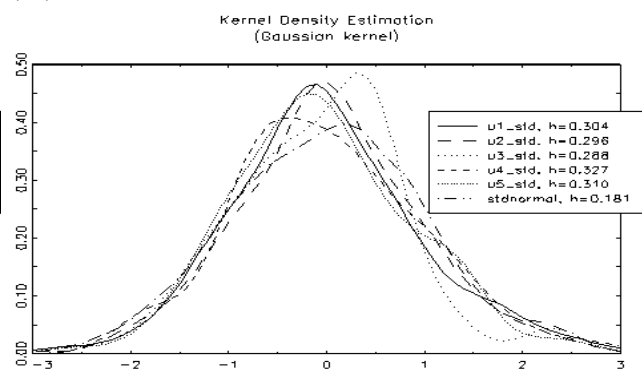
(91) VAR C12



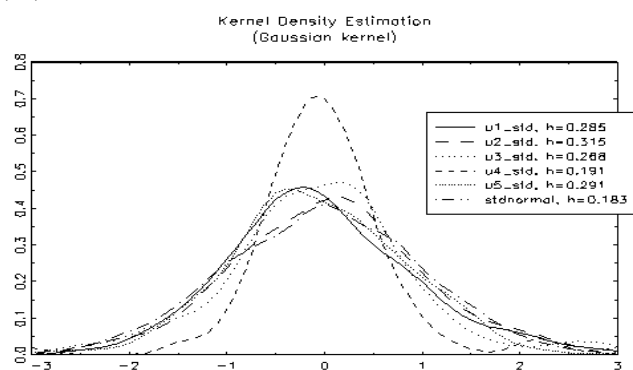
(92) VAR C12*



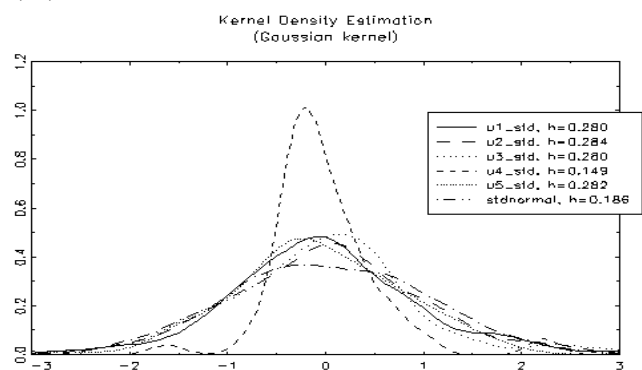
(93) VAR FLMA1



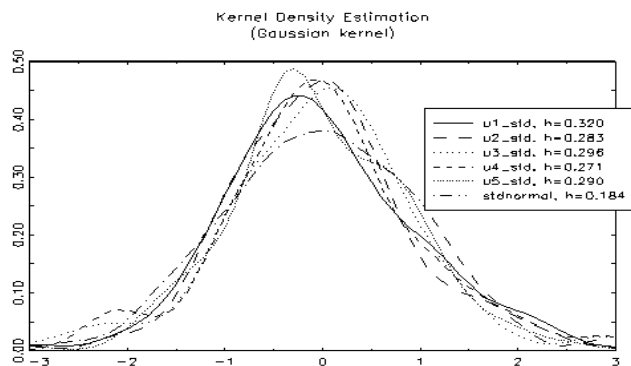
(94) VAR FLMA1*



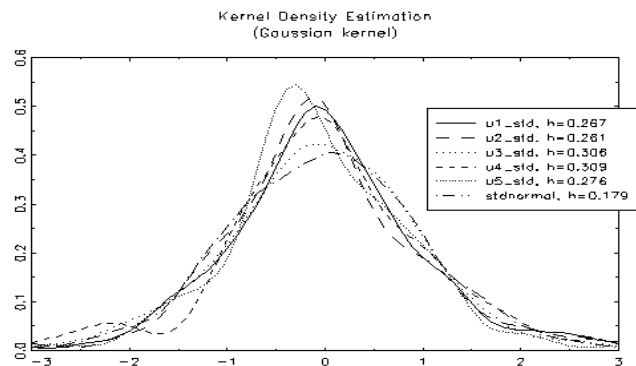
(95) VAR FLMA2



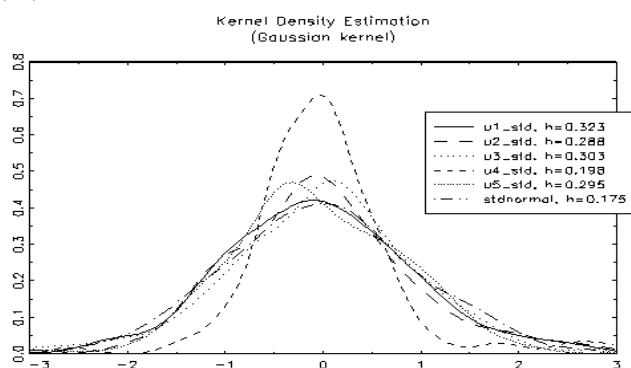
(96) VAR FLMA2*



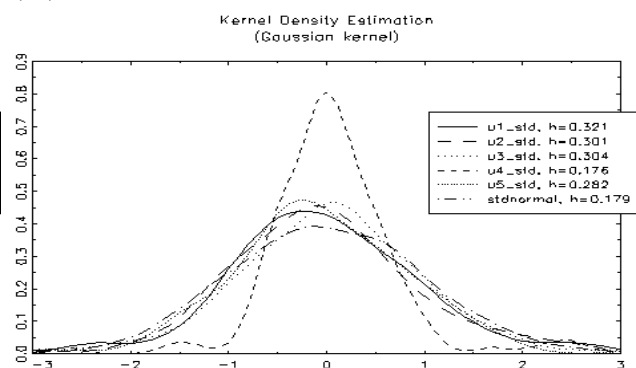
(97) VAR FLMA3



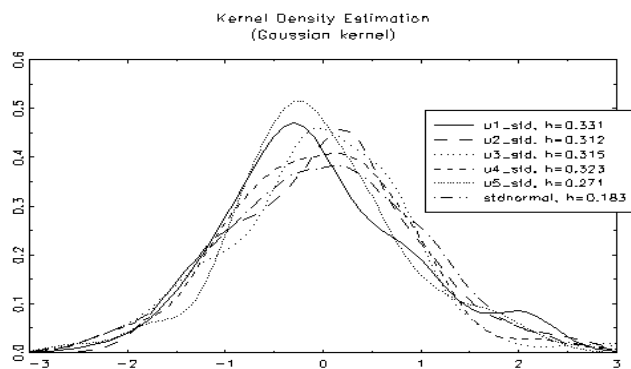
(98) VAR FLMA3*



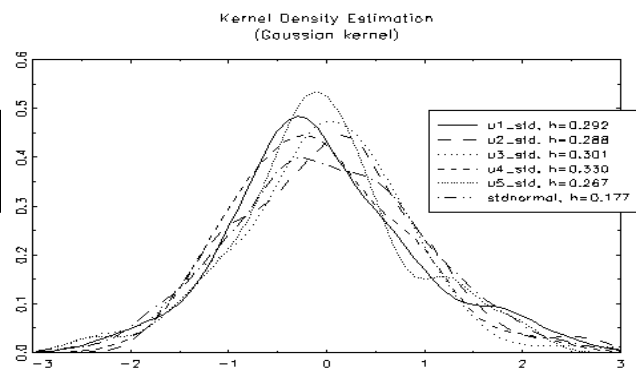
(99) VAR FLMA4



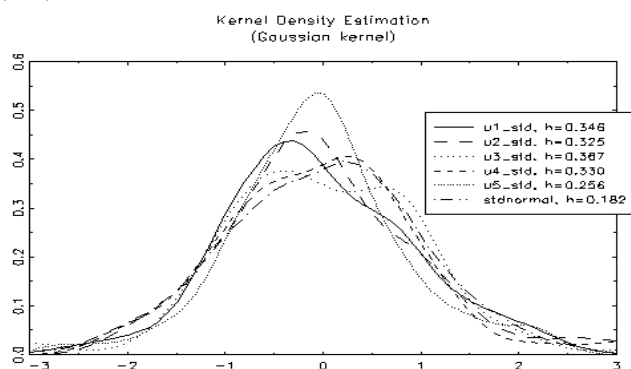
(100) VAR FLMA4*



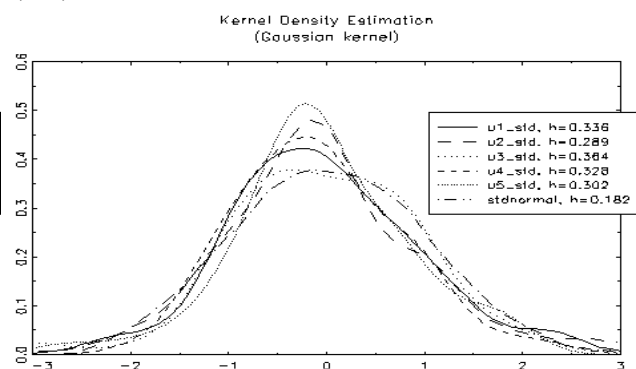
(101) VAR FLMA5



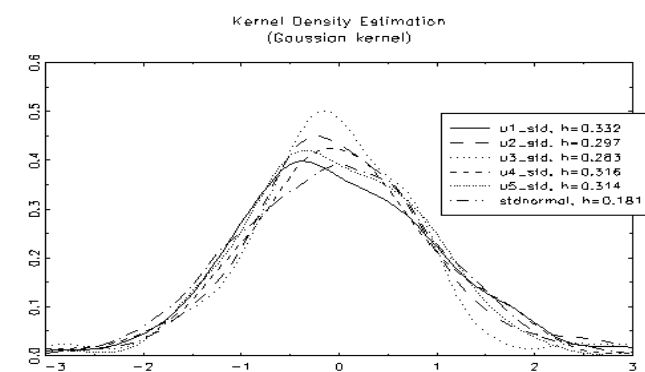
(102) VAR FLMA5*



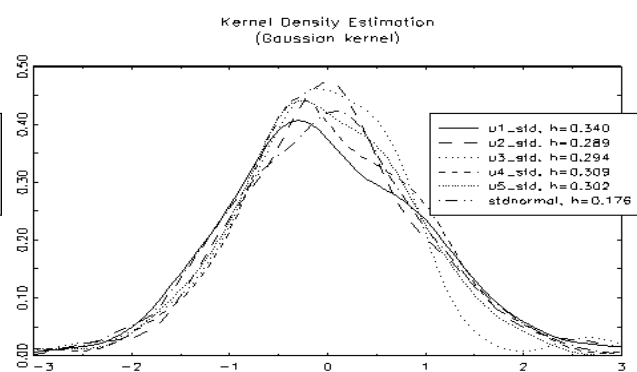
(103) VAR FLMA6



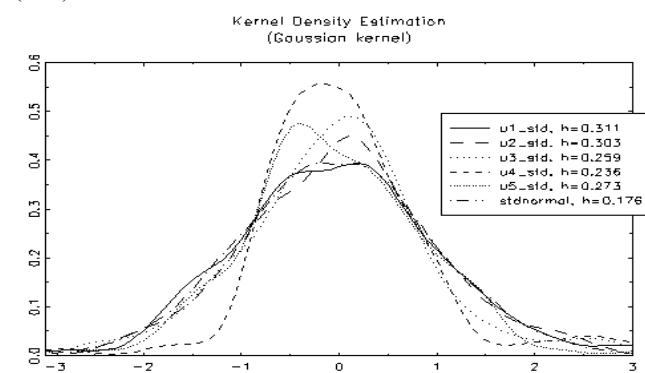
(104) VAR FLMA6*



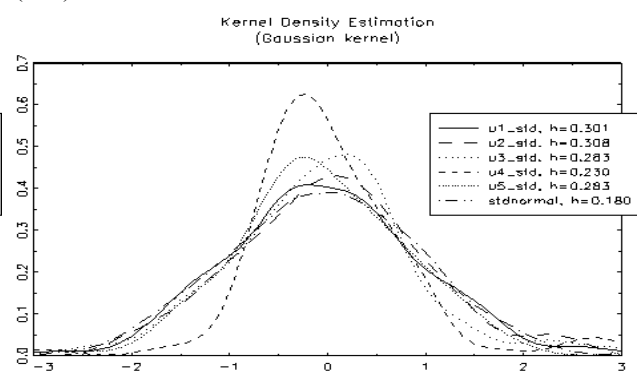
(105) VAR FLMA7



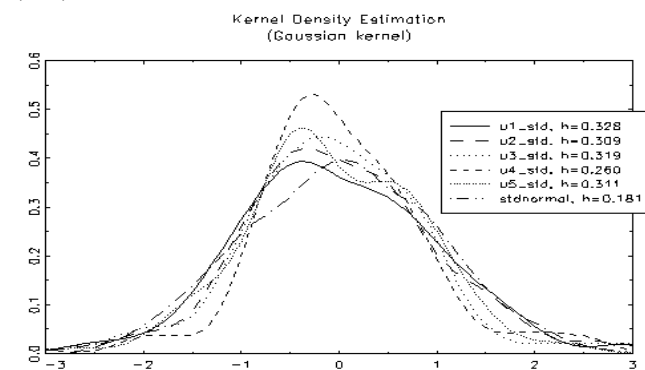
(106) VAR FLMA7*



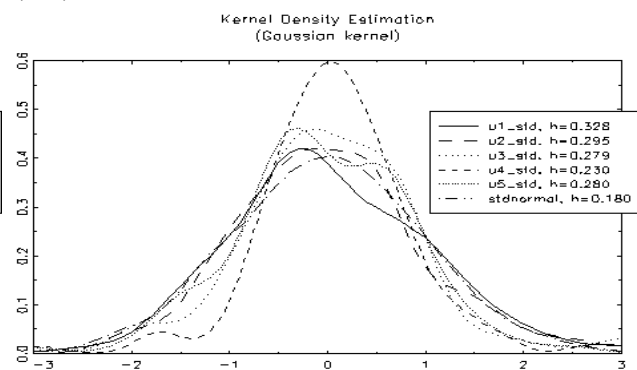
(107) VAR FLMA8



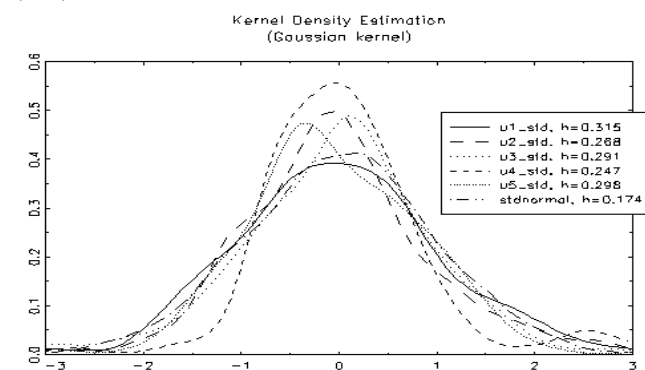
(108) VAR FLMA8*



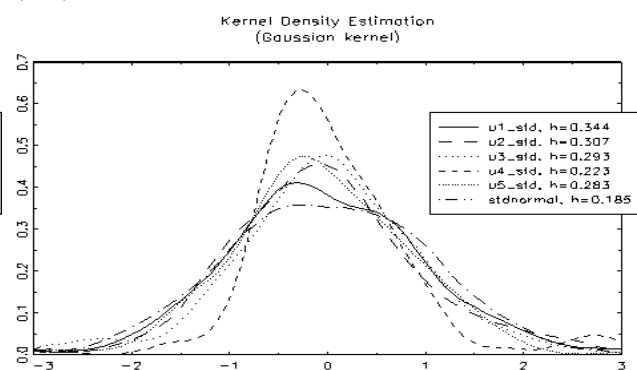
(109) VAR FLMA9



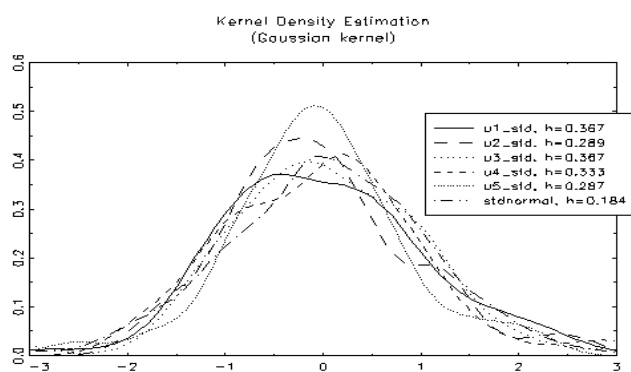
(110) VAR FLMA9*



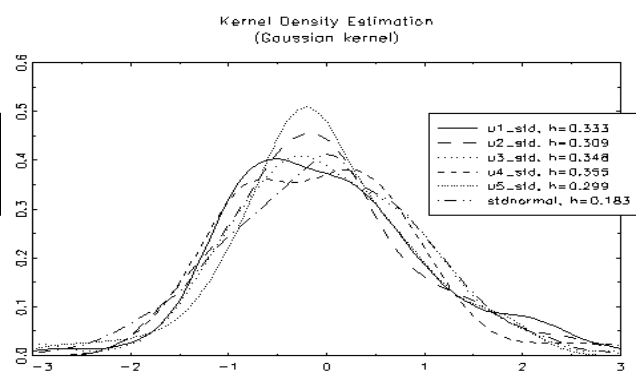
(111) VAR FLMA10



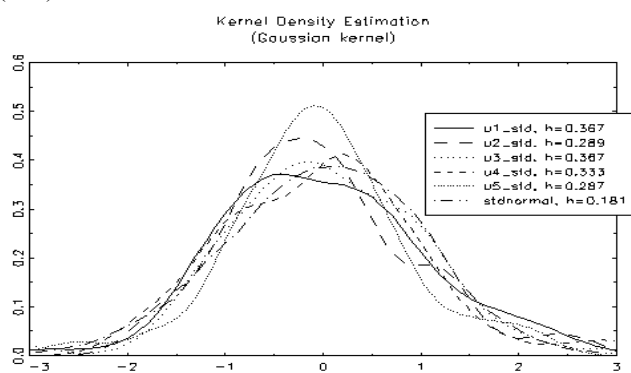
(112) VAR FLMA10*



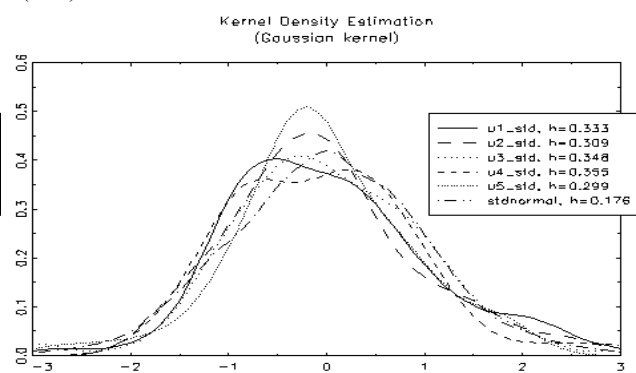
(113) VAR FLMA11



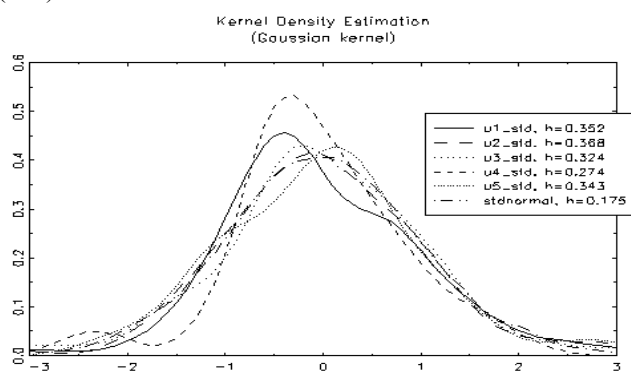
(114) VAR FLMA11*



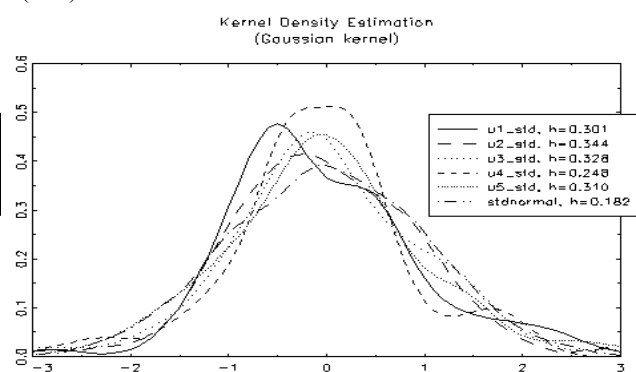
(115) VAR FLMA12



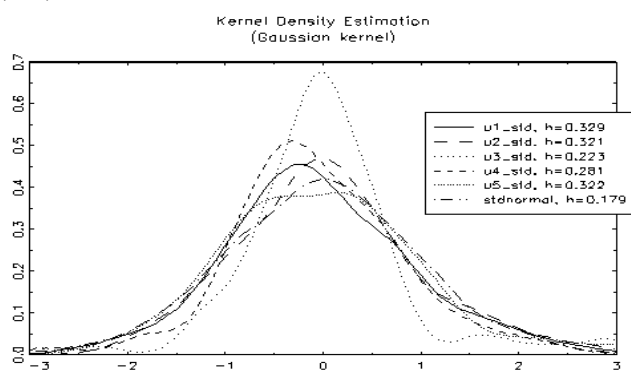
(116) VAR FLMA12*



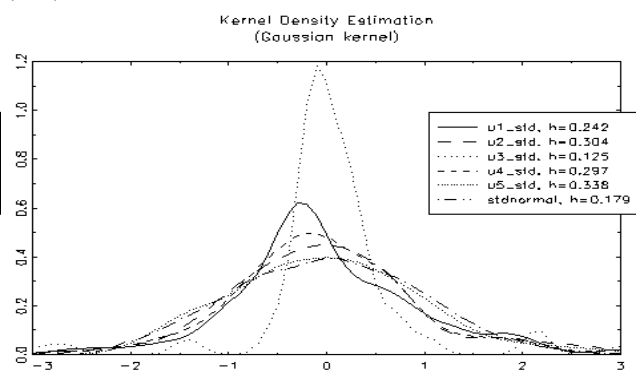
(117) VAR SPMA1



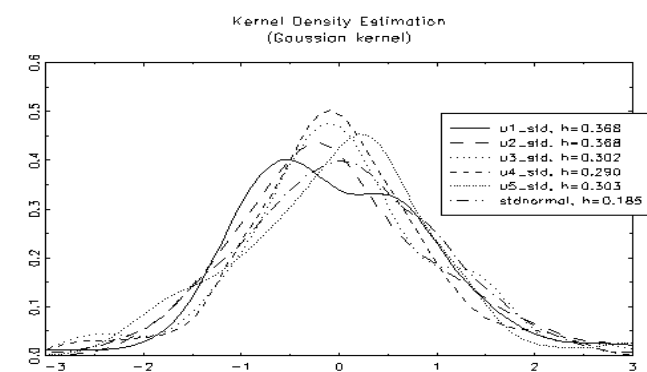
(118) VAR SPMA1*



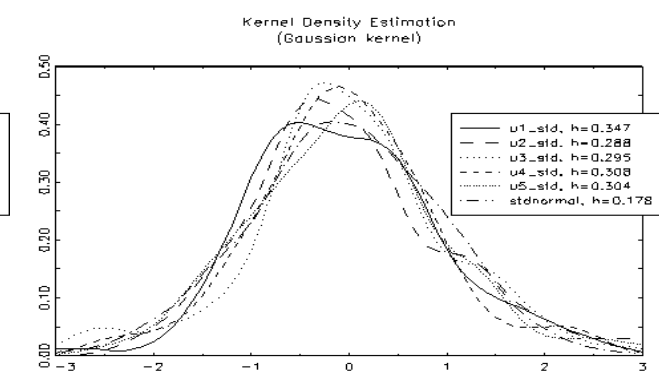
(119) VAR SPMA2



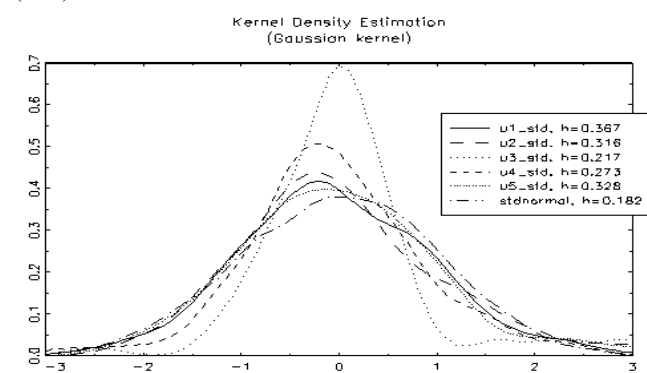
(120) VAR SPMA2*



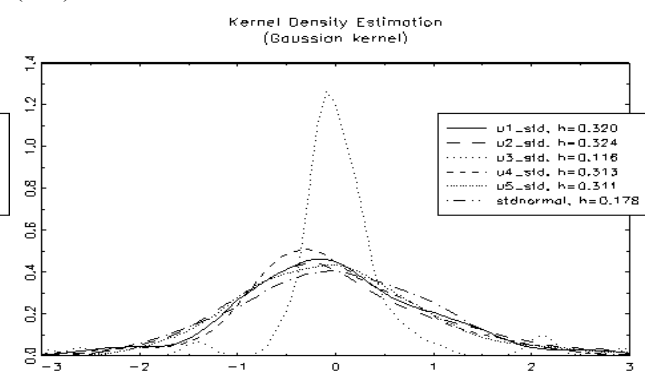
(121) VAR SPMA3



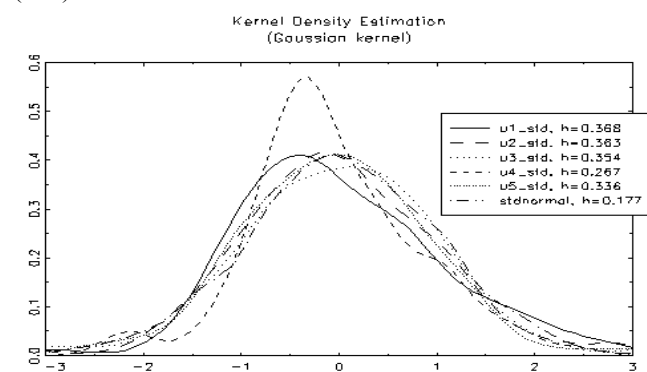
(122) VAR SPMA3*



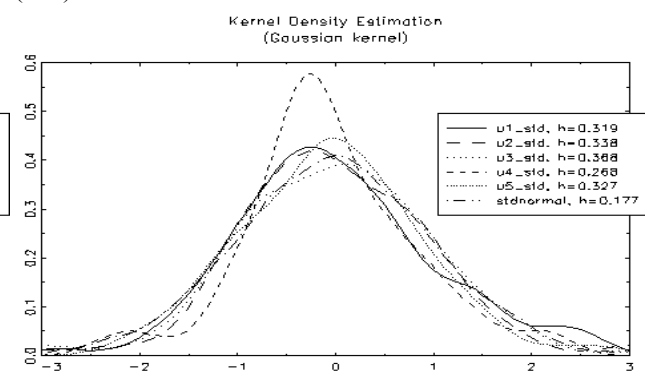
(123) VAR SPMA4



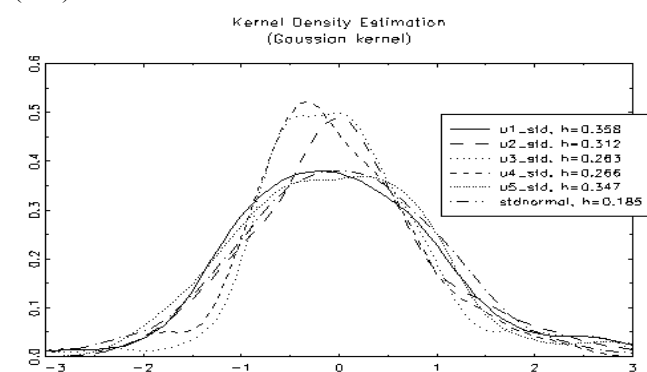
(124) VAR SPMA4*



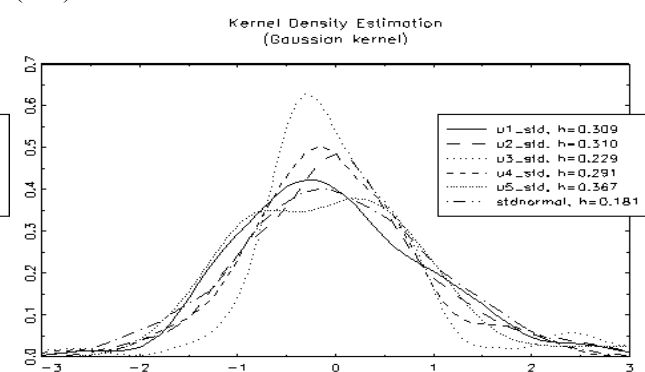
(125) VAR SPMA5



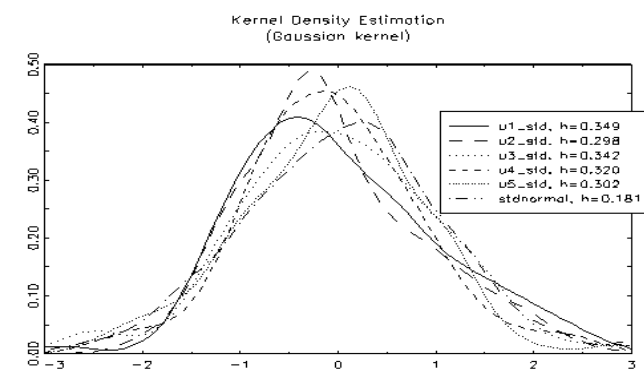
(126) VAR SPMA5*



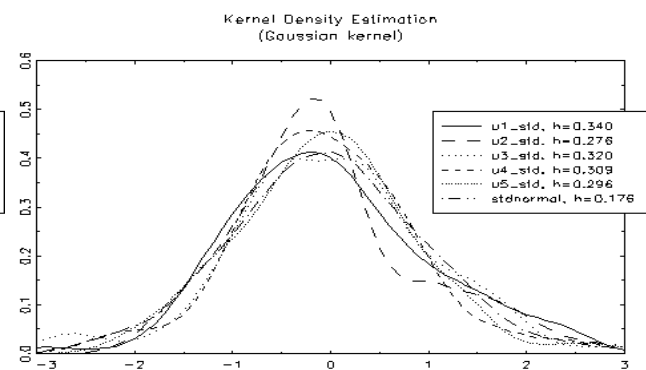
(127) VAR SPMA6



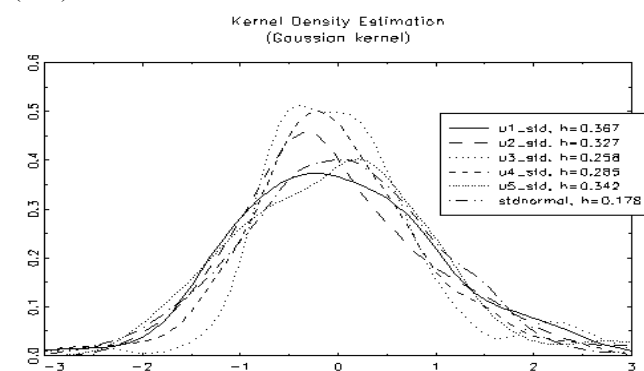
(128) VAR SPMA6*



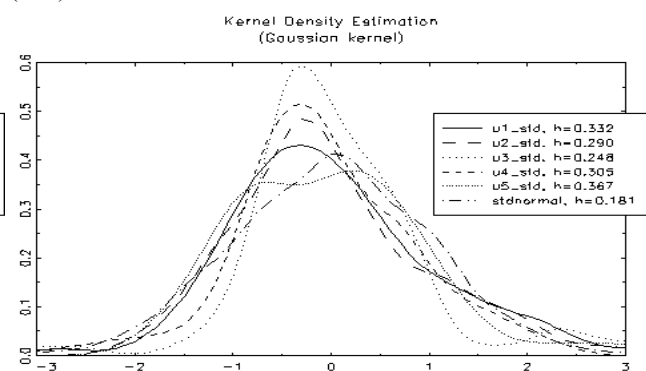
(129) VAR SPMA7



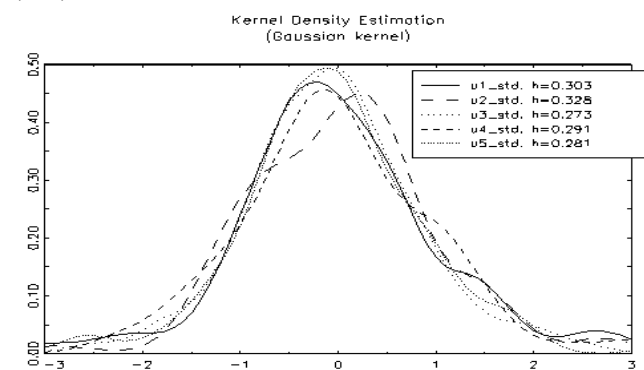
(130) VAR SPMA7*



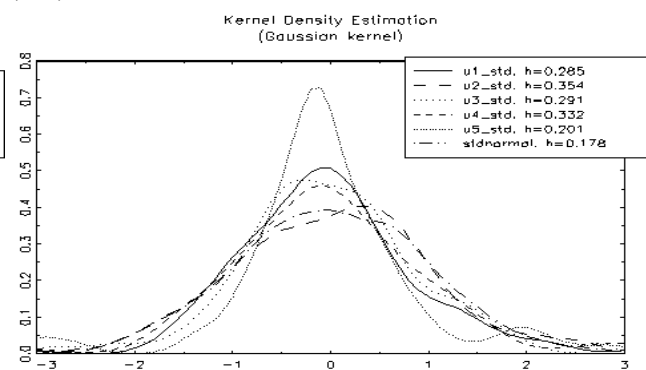
(131) VAR SPMA8



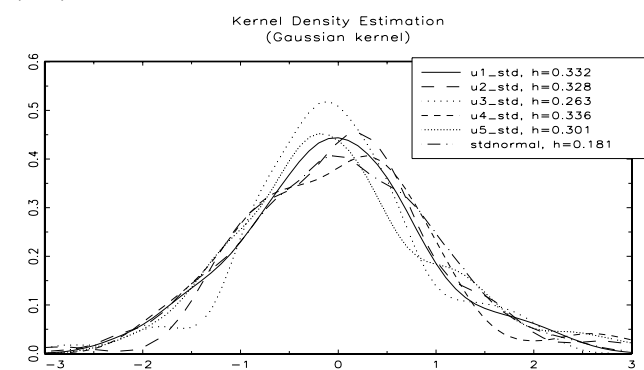
(132) VAR SPMA8*



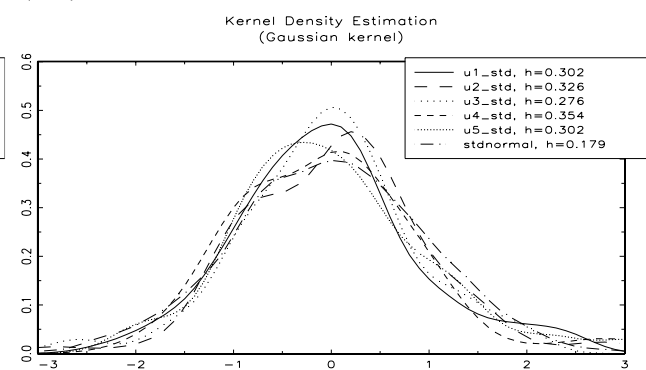
(133) VAR BPA1



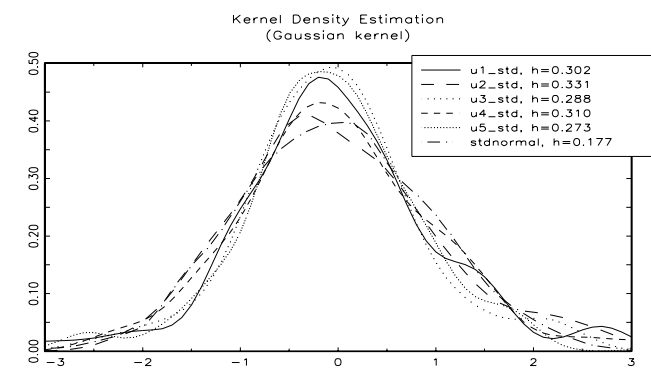
(134) VAR BPA1*



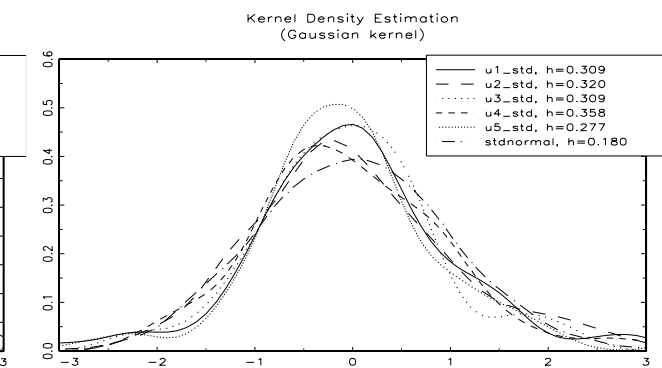
(135) VAR BPA2



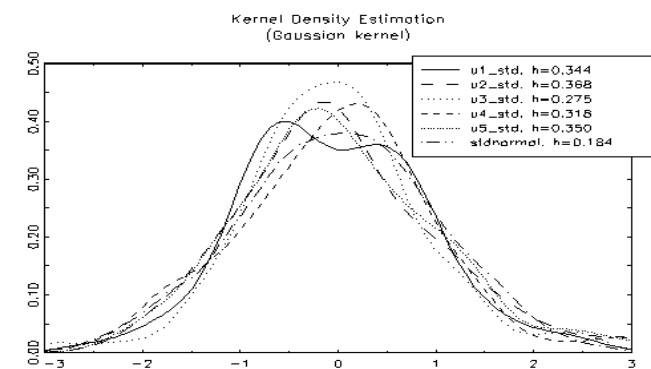
(136) VAR BPA2*



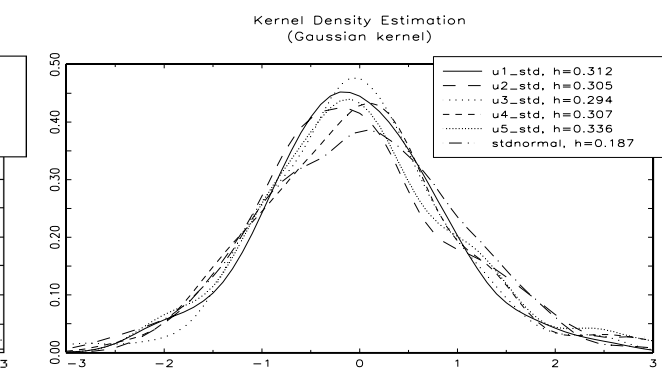
(137) VAR BPA3



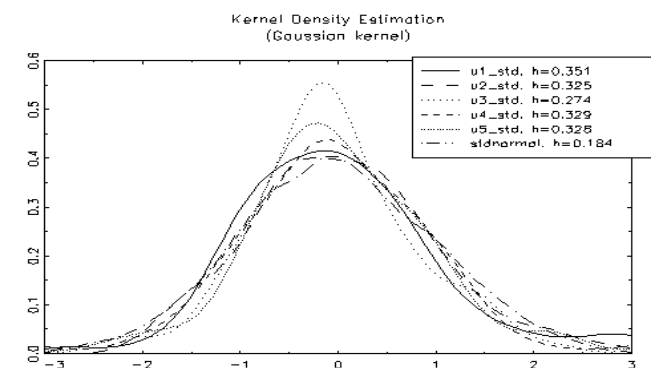
(138) VAR BPA3*



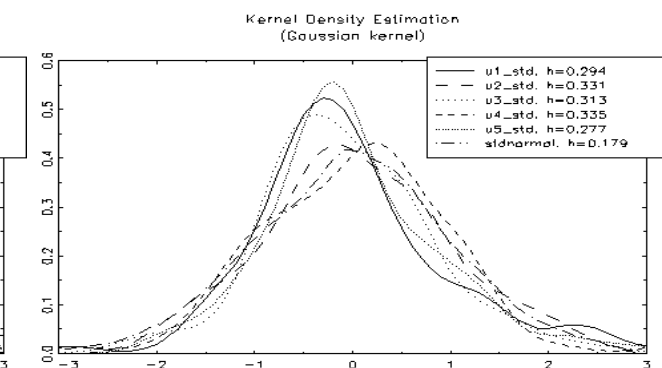
(139) VAR BPA4



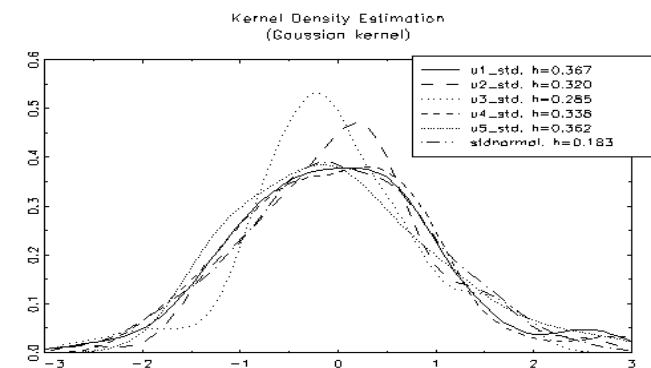
(140) VAR BPA4*



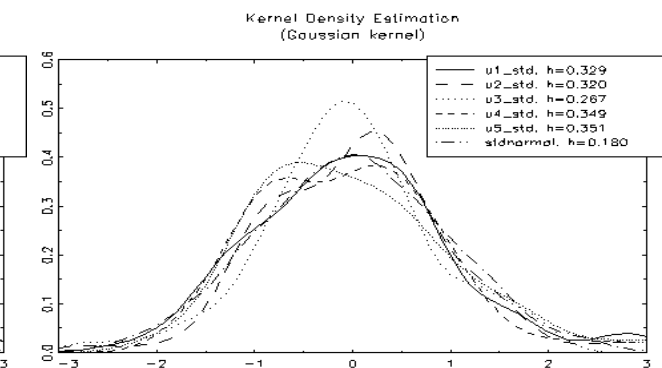
(141) VAR BPA5



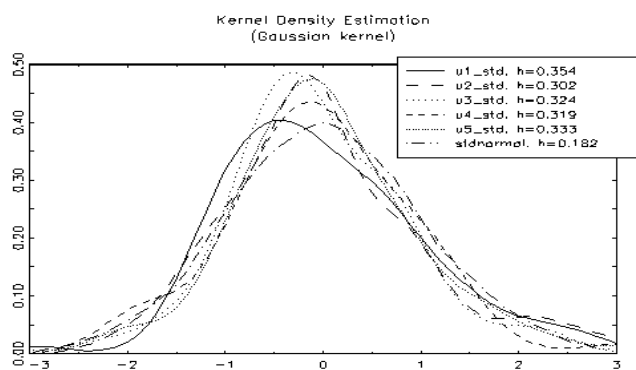
(142) VAR BPA5*



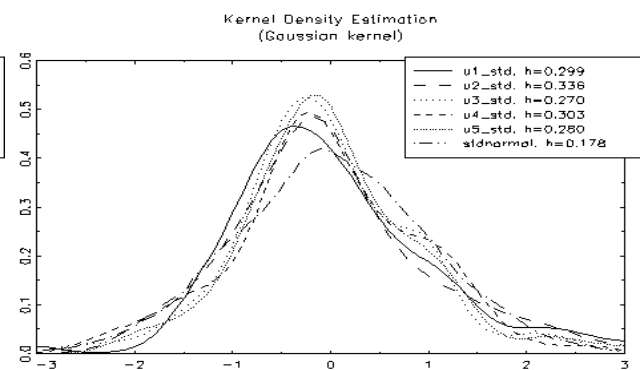
(143) VAR BPA6



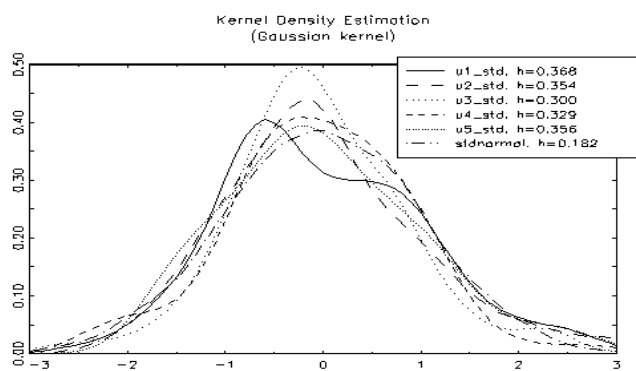
(144) VAR BPA6*



(145) VAR BPA7

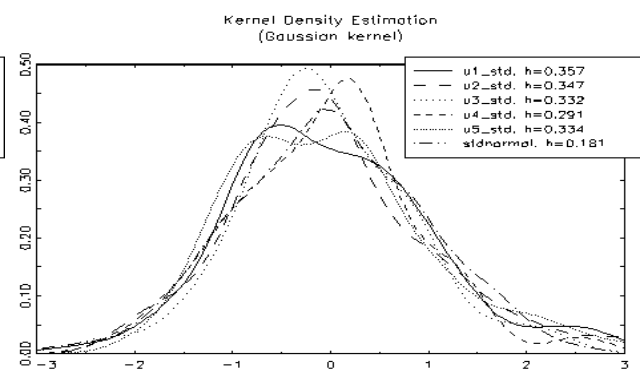


(146) VAR BPA7*



(147) VAR BPA8

FONTE: O autor.



(148) VAR BPA8*

ANEXO 7 – RESUMO DOS RESULTADOS DOS TESTES DE NÃO NORMALIDADE DOS RESÍDUOS DE JARQUE-BERA, LÜTKEPOHL (1993) E DOORNIK-HANSEN (1994) MODELOS VAR T, T*, PPP, PPP*, UIP, UIP*, CIP, CIP*, C, C*, FLMA, FLMA*, SPMA, SPMA*, BPA e BPA*

TESTE		MODELOS VAR T								
		T1	T2	T3	T4	T5	T6	T7	T8	T9
DH	$\hat{\lambda}_{sk}$	113.10	195.34	100.57	102.33	319.08	173.03	188.18	308.40	138.34
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	GL	6	6	8	8	10.00	10	10	10	10
	λ_k	18.10	28.06	20.23	16.88	44.60	24.60	31.42	39.50	19.13
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	λ_k	95.00	167.27	80.33	85.45	274.47	148.43	156.75	268.89	119.20
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
L	$\hat{\lambda}_{sk}$	102.48	206.32	88.07	87.99	227.15	146.95	139.32	312.89	151.13
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.000	0.00	0.000
	GL	6	6	8	8	10.00	10	10	10	10
	λ_k	15.97	29.21	19.54	14.67	29.81	22.44	23.73	38.08	16.83
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	λ_k	86.50	177.10	68.53	73.3	197.34	124.51	115.5	274.80	134.3
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
JB	u1 $\hat{\lambda}$	43.79	16.10	14.62	41.07	7.68	2.30	9.03	9.20	13.12
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.31	0.01	0.01	0.00
	Assimetria	0.47	0.34	0.20	0.43	0.15	-0.03	0.09	0.201	0.20
	Curtose	5.82	4.95	4.67	5.7	4.20	3.68	4.34	4.30	4.58
	u2 $\hat{\lambda}$	40.09	178.47	42.82	35.39	46.99	61.69	57.86	47.08	46.17
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	Assimetria	0.29	1.30	-0.44	-0.37	-0.60	-0.56	-0.41	-0.540	-0.50
	Curtose	5.79	9.38	5.81	5.57	5.84	6.36	6.32	5.8	5.89
	u3 $\hat{\lambda}$	22.92	9.68	20.09	7.81	8.84	17.06	13.46	4.64	7.65
	p	0.00	0.01	0.00	0.02	0.01	0.00	0.01	0.09	0.02
	Assimetria	0.66	-0.50	-0.61	-0.38	-0.28	-0.60	-0.45	-0.113	-0.40
	Curtose	4.70	4.25	4.61	4.0	4.21	4.42	4.38	3.94	3.94
	u4 $\hat{\lambda}$			19.52	7.60	11.37	10.40	9.19	17.35	14.36
	p			0.00	0.02	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00
	Assimetria			0.50	0.38	0.56	0.58	0.36	0.55	0.55
	u5 Curtose			4.71	3.98	4.01	3.86	4.15	4.51	4.29
	$\hat{\lambda}$					226.81	66.68	79.97	235.02	39.17
	p					0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	Assimetria					1.11	0.32	-0.88	1.14	0.19
	Curtose					9.41	6.62	6.62	9.52	5.79
TESTE		MODELOS VAR T								
		T10	T11	T12	T13	T14	T15	T16	T17	T18
DH	$\hat{\lambda}_{sk}$	190.93	56.63	155.64	62.00	47.64	56.63	245.00	82.47	127.00
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	GL	10	8	10	10	10	8	10	10	10
	λ_k	29.98	6.44	22.83	7.19	6.43	6.44	36.81	10.78	20.37
	p	0.00	0.16	0.00	0.20	0.26	0.16	0.00	0.05	0.00
	λ_k	160.95	50.19	132.80	54.8	41.21	50.1	208.18	71.68	106.62
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
L	$\hat{\lambda}_{sk}$	148.62	58.44	118.00	51.60	55.26	58.44	236.81	80.72	157.52
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	GL	10	8	10	10	10	8	10	10	10
	λ_k	21.08	6.47	15.80	5.095	6.12	6.47	33.24	8.16	20.10
	p	0.00	0.16	0.01	0.40	0.29	0.16	0.00	0.15	0.00
	λ_k	127.54	51.97	102.20	46.51	49.14	51.97	203.57	72.55	137.42
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
JB	u1 $\hat{\lambda}$	24.31	13.44	4.96	1.49	12.89	13.44	5.64	3.80	20.18

	p	0.00	0.00	0.08	0.47	0.00	0.00	0.06	0.15	0.00
	Assimetria	0.32	0.29	-0.02	0.00	0.26	0.29	0.04	0.18	0.40
	Curtose	5.12	4.79	4.14	3.63	4.77	4.79	4.22	3.93	5.17
u2	λ	50.02	33.52	35.67	16.61	30.27	33.52	92.63	37.31	112.55
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	Assimetria	-0.34	0.44	0.31	0.25	0.38	0.44	0.72	0.59	1.02
	Curtose	6.11	5.85	6.01	5.04	5.73	5.85	7.75	5.92	8.07
u3	λ	5.60	4.35	0.33	3.22	2.87	4.35	0.17	0.74	0.53
	p	0.06	0.11	0.84	0.19	0.23	0.11	0.91	0.68	0.76
	Assimetria	-0.19	-0.31	-0.04	-0.34	-0.31	-0.31	0.04	-0.15	-0.11
	Curtose	3.99	3.87	3.29	3.61	3.60	3.87	3.20	3.31	3.29
u4	λ	10.26	3.22	2.63	4.14	1.165	3.22	7.892	8.81	5.39
	p	0.05	0.19	0.26	0.12	0.55	0.19	0.02	0.01	0.06
	Assimetria	0.37	0.36	0.40	0.51	0.25	0.36	0.47	0.52	0.28
u5	Curtose	4.23	3.57	3.19	3.23	3.21	3.57	4.09	4.11	4.05
	λ	79.40	-	110.74	34.48	3.98	-	129.18	27.94	5.11
	p	0.00	-	0.00	0.00	0.13	-	0.00	0.00	0.07
	Assimetria	-0.90	-	1.12	0.48	0.29	-	1.24	0.40	0.29
	Curtose	6.58	-	7.94	5.87	3.84	-	8.31	5.60	4.00
TESTE		MODELOS VAR T*								
		T1*	T2*	T3*	T4*	T5*	T6*	T7*	T8*	T9*
DH	$\hat{\lambda}_{sk}$	154.01	285.80	141.12	150.25	416.61	231.98	224.10	395.23	153.81
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	GL	6	6	8	8	10.00	10	10	10	10
	λ_k	20.14	39.86	23.85	23.43	42.51	28.99	35.55	41.25	19.81
	$\mathcal{P}$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	$\hat{\lambda}_k$	133.87	245.94	117.27	126.82	374.10	202.98	188.5	353.97	133.99
	$\mathcal{P}$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
L	$\hat{\lambda}_{sk}$	137.17	314.54	124.48	131.58	318.28	205.19	183.56	418.33	178.35
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	GL	6	6	8	8	10	10	10	10	10
	λ_k	16.78	41.28	21.91	19.96	27.11	27.23	28.86	42.2	18.88
	$\mathcal{P}$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	$\hat{\lambda}_k$	120.39	273.26	102.57	111.61	291.17	177.96	154.7	376.05	159.46
	P	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
JB	u1 $\hat{\lambda}$	70.26	13.66	24.33	70.36	17.49	4.34	25.57	16.01	23.67
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.11	0.00	0.00	0.00
	Assimetria	0.56	0.012	0.20	0.56	0.22	-0.044	0.22	0.19	0.33
	Curtose	6.61	4.90	5.18	6.61	4.83	3.93	5.23	4.76	5.09
u2	λ	45.32	285.84	46.71	37.93	44.78	66.37	70.83	36.23	50.67
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	Assimetria	-0.34	1.63	-0.45	-0.40	-0.43	-0.543	-0.56	-0.38	-0.55
	Curtose	5.95	11.09	5.94	5.65	5.89	6.51	6.62	5.60	6.00
u3	λ	28.91	7.93	29.31	4.89	14.40	19.91	21.23	3.91	3.01
	p	0.00	0.02	0.00	0.08	0.00	0.00	0.00	0.14	0.22
	Assimetria	-0.61	-0.60	-0.62	-0.27	-0.32	-0.56	-0.57	-0.01	-0.22
	Curtose	5.09	3.81	5.0	3.83	4.58	4.66	4.73	3.89	3.63
u4	λ			40.30	21.90	17.18	26.63	29.02	36.96	18.40
	p			0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	Assimetria			0.69	0.58	0.61	0.82	0.56	0.78	0.63
	Curtose			5.49	4.75	4.401	4.63	5.14	5.25	4.45
u5	λ					307.19	103.47	68.42	292.14	44.47
	p					0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	Assimetria					1.09	0.374	-0.73	1.07	0.12
	Curtose					10.59	7.52	6.42	10.40	5.99

TESTE		MODELOS VAR T*								
		T10*	T11*	T12*	T13*	T14*	T15*	T16*	T17*	T18*
DH	$\hat{\lambda}_{sk}$	240.91	97.29	164.76	93.37	93.76	97.29	287.27	130.25	160.14
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	GL	10	8	10	10	10	8	10	10	10
	λ_k	35.11	12.87	24.57	13.07	4.90	12.87	42.74	28.22	20.28
	p	0.00	0.01	0.00	0.02	0.42	0.01	0.00	0.00	0.00
	λ_k	205.79	84.41	140.19	80.29	88.85	84.41	244.53	102.03	139.85
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
L	$\hat{\lambda}_{sk}$	213.88	85.12	120.20	72.49	92.19	85.12	270.08	115.64	165.59
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	GL	10	8	10	10	10	8	10	10	10
	λ_k	28.06	10.34	15.73	7.36	3.71	10.34	37.29	19.27	15.29
	p	0.00	0.03	0.01	0.19	0.59	0.03	0.00	0.00	0.01
	λ_k	185.81	74.77	104.46	65.13	88.47	74.77	232.7	96.36	150.29
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
JB	u1 $\hat{\lambda}$	71.95	15.29	8.44	3.86	15.66	15.29	7.84	4.40	15.77
	p	0.00	0.00	0.01	0.14	0.00	0.00	0.02	0.11	0.00
	Assimetria	0.58	0.03	-0.25	-0.07	0.03	0.03	-0.26	-0.06	0.04
	Curtose	6.64	5.01	4.40	4.00	5.04	5.01	4.34	4.07	5.04
	u2 $\hat{\lambda}$	67.28	51.43	51.35	36.17	58.84	51.43	105.66	66.68	119.47
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	Assimetria	-0.48	0.43	0.28	0.61	0.20	0.43	0.54	0.98	0.88
	Curtose	6.57	6.59	6.65	5.85	6.94	6.59	8.19	6.73	8.36
	u3 $\hat{\lambda}$	4.05	10.69	2.50	5.73	5.05	10.69	0.74	0.41	0.59
	p	0.13	0.00	0.28	0.05	0.07	0.00	0.69	0.81	0.74
	Assimetria	-0.22	-0.69	-0.14	-0.25	-0.29	-0.69	0.20	-0.04	0.01
	Curtose	3.79	3.97	3.76	4.13	4.00	3.97	3.16	3.31	3.39
	u4 $\hat{\lambda}$	19.87	10.10	7.23	3.16	4.47	10.10	12.88	19.91	9.55
	p	0.00	0.00	0.03	0.20	0.10	0.00	0.00	0.00	0.01
	Assimetria	0.56	0.67	0.62	0.45	0.43	0.67	0.62	0.77	0.46
	Curtose	4.66	3.94	3.59	3.05	3.64	3.94	4.36	4.70	4.29
	u5 $\hat{\lambda}$	69.19		72.59	45.2	4.23		141.17	39.63	7.55
	p	0.00		0.00	0.00	0.12		0.00	0.00	0.02
	Assimetria	-0.74		0.91	0.65	0.05		1.31	0.69	0.35
	Curtose	6.44		7.00	6.21	4.05		8.540	5.93	4.23
TESTE		MODELOS VAR PPP								
		PPP1		PPP2	PPP3	PPP4	PPP1*	PPP2*	PPP3*	PPP4*
DH	$\hat{\lambda}_{sk}$	131.27	98.73	72.49	69.17	137.65	115.06	77.21	108.64	
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	
	GL	6	6	6	6	6	6	6	6	
	λ_k	32.56	36.62	9.06	19.83	33.15	38.28	9.47	22.13	
	p	0.00	0.00	0.03	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00	
	λ_k	98.71	62.1	63.42	49.33	104.50	76.77	67.73	86.51	
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	
L	$\hat{\lambda}_{sk}$	127.64	76.10	68.35	61.65	130.99	90.96	73.84	98.36	
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	
	GL	6	6	6	6	6	6	6	6	
	λ_k	31.54	29.52	8.41	18.99	31.10	31.25	9.04	20.36	
	p	0.00	0.00	0.04	0.00	0.00	0.00	0.03	0.00	
	λ_k	96.10	46.58	59.94	42.66	99.89	59.61	64.79	78.00	
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	
JB	u1 $\hat{\lambda}$	5.73	13.72	7.36	21.41	1.86	15.77	8.23	32.41	
	p	0.06	0.00	0.03	0.00	0.39	0.00	0.02	0.00	
	Assimetria	0.43	0.52	0.29	0.69	0.26	0.51	0.37	0.61	

		Curtose	3.63	4.30	4.08	4.55	3.32	4.46	4.06	5.25
	u2	$\hat{\lambda}$	170.99	74.45	50.30	31.99	171.88	80.43	56.26	46.23
		p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
		Assimetria	1.21	1.10	0.074	-0.28	1.18	1.05	-0.13	-0.24
		Curtose	8.32	6.20	6.18	5.48	8.36	6.44	6.36	6.02
	u3	$\hat{\lambda}$	10.39	16.72	13.56	17.30	17.59	28.21	14.48	34.98
		p	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
		Assimetria	-0.57	-0.58	-0.63	-0.62	-0.71	-0.76	-0.60	-0.80
		Curtose	3.89	4.42	4.06	4.40	4.21	4.84	4.22	5.12
TESTE			MODELOS VAR UIP							
			UIP1	UIP2	UIP3	UIP4	UIP5	UIP6	UIP7	UIP8
DH		$\hat{\lambda}_{sk}$	161.68	139.26	95.32	205.58	11.71	105.68	16.73	141.73
		p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00
		GL	6	6	6	6	4	4	4	4
		$\hat{\lambda}_k$	46.79	40.90	1.93	16.62	2.13	7.42	4.14	6.91
		p	0.00	0.00	0.58	0.00	0.34	0.02	0.12	0.03
		$\hat{\lambda}_k$	114.88	98.36	93.39	188.96	9.57	98.25	12.58	134.81
		p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
L		$\hat{\lambda}_{sk}$	163.81	140.62	100.59	159.72	16.17	65.60	16.6	121.67
		p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
		GL	6	6	6	6	4	4	4	4
		$\hat{\lambda}_k$	46.90	42.98	2.42	14.96	3.74	8.47	4.23	9.79
		p	0.00	0.00	0.48	0.00	0.15	0.01	0.12	0.00
		$\hat{\lambda}_k$	116.90	97.63	98.16	144.76	12.42	57.13	12.43	111.87
		p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
JB	u1	$\hat{\lambda}$	5.49	11.58	3.95	31.97	14.02	13.46	6.27	5.82
		p	0.00	0.00	0.13	0.00	0.00	0.00	0.04	0.05
		Assimetria	0.40	0.43	0.28	0.79	0.43	0.49	0.43	0.38
		Curtose	3.66	4.25	3.68	4.98	4.44	4.32	3.71	3.75
	u2	$\hat{\lambda}$	25.11	14.47	12.59	16.34	3.32	88.42	12.71	141.32
		p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.19	0.00	0.00	0.00
		Assimetria	0.37	0.24	0.18	0.23	0.16	0.48	0.22	-0.49
		Curtose	5.12	4.63	4.54	4.75	3.75	7.12	4.53	8.24
	u3	$\hat{\lambda}$	110.20	105.09	102.42	191.92	-	-	-	-
		p	0.00	0.00	0.00	0.00	-	-	-	-
		Assimetria	-1.35	-1.32	-0.04	-0.66	-	-	-	-
		Curtose	6.85	6.77	7.54	9.07	-	-	-	-
TESTE			MODELOS VAR UIP*							
			UIP1*	UIP2*	UIP3*	UIP4*	UIP5*	UIP6*	UIP7*	UIP8*
DH		$\hat{\lambda}_{sk}$	224.96	213.23	117.40	205.58	23.89	253.07	29.14	140.83
		p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
		GL	6	6	6	6	4	4	4	4
		$\hat{\lambda}_k$	55.19	53.26	4.75	16.62	5.02	20.48	4.80	2.50
		p	0.00	0.00	0.19	0.00	0.08	0.00	0.09	0.28
		$\hat{\lambda}_k$	169.77	159.97	112.65	188.96	18.86	232.59	24.34	138.3
		p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
L		$\hat{\lambda}_{sk}$	225.42	210.20	126.62	159.72	34.19	187.85	29.20	111.91
		p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
		GL	6	6	6	6	4	4	4	4
		$\hat{\lambda}_k$	55.19	55.21	5.72	14.96	7.96	20.30	4.929	4.78
		p	0.00	0.00	0.12	0.00	0.02	0.00	0.08	0.09
		$\hat{\lambda}_k$	170.22	154.98	120.90	144.76	26.22	167.55	24.27	107.12
		p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
JB	u1	$\hat{\lambda}$	7.94	34.56	8.09	31.97	28.47	25.61	8.396	7.87
		p	0.02	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.02	0.02

	Assimetria	0.44	0.67	0.45	0.79	0.63	0.58	0.462	0.445
	Curtose	3.90	5.27	3.89	4.98	5.03	4.96	3.91	3.89
u2	λ	26.20	14.80	23.99	16.34	6.48	225.63	23.94	145.87
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.03	0.00	0.00	0.00
	Assimetria	0.30	0.16	0.30	0.23	0.17	0.89	0.280	-0.16
	Curtose	5.21	4.69	5.11	4.75	4.08	9.53	5.12	8.41
u3	λ	163.01	159.39	121.29	191.92	-	-	-	-
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	-	-	-	-
	Assimetria	-1.52	-1.48	0.03	-0.66	-	-	-	-
	Curtose	7.85	7.82	7.94	9.07	-	-	-	-
TESTE		MODELOS VAR CIP							
		CIP1	CIP2	CIP3	CIP4	CIP5	CIP6	CIP7	CIP8
DH	$\hat{\lambda}_{sk}$	133.28	177.77	69.44	192.95	20.97	87.98	68.66	210.73
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	GL	8	8	8	8	6	6	6	6
	λ_k	41.97	53.49	20.21	34.98	5.65	25.76	8.58	34.96
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.12	0.00	0.03	0.00
	λ_k	91.31	124.27	49.22	157.96	15.32	62.22	60.07	175.76
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
L	$\hat{\lambda}_{sk}$	203.81	153.00	146.14	139.81	94.87	42.97	150.68	146.45
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	GL	8	8	8	8	6	6	6	6
	λ_k	51.7	46.93	33.39	15.90	18.09	10.41	24.14	14.37
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00
	λ_k	152.04	106	112.75	123.90	76.77	32.56	126.53	132.08
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
JB	u1 λ	13.82	23.33	13.83	29.77	15.39	27.05	14.14	30.24
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	Assimetria	0.34	0.58	0.31	0.71	0.31	0.58	0.32	0.72
	Curtose	4.52	4.82	4.55	4.99	4.64	5.02	4.56	5.00
	u2 λ	7.07	10.62	4.81	15.78	0.82	2.54	80.65	126.85
	p	0.02	0.00	0.08	0.00	0.66	0.28	0.00	0.00
	Assimetria	-0.07	0.18	-0.06	0.23	-0.06	0.13	0.47	-0.11
	Curtose	4.18	4.41	3.98	4.72	3.38	3.66	6.9	8.05
	u3 λ	105.33	98.27	63.47	109.30	19.78	38.63	20.31	35.65
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	Assimetria	-1.33	-1.30	-0.92	-0.38	0.52	0.92	0.56	0.92
	Curtose	6.75	6.60	6.08	7.63	4.70	5.09	4.69	4.94
	u4 λ	14.28	23.72	20.96	33.09	-	-	-	-
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	-	-	-	-
	Assimetria	0.44	0.72	0.57	0.89	-	-	-	-
	Curtose	4.44	4.63	4.71	4.86	-	-	-	-
TESTE		MODELOS VAR CIP*							
		CIP1*	CIP2*	CIP3*	CIP4*	CIP5*	CIP6*	CIP7*	CIP8*
DH	$\hat{\lambda}_{sk}$	200.32	194.60	118.39	222.57	39.69	92.67	191.13	216.22
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	GL	8	8	8	8	6	6	6	6
	λ_k	56.2	63.45	20.81	43.12	3.50	24.84	14.13	35.72
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.31	0.00	0.00	0.00
	λ_k	144.06	131.14	97.57	179.44	36.18	67.82	176.99	180.49
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
L	$\hat{\lambda}_{sk}$	324.65	199.96	235.68	179.70	166.39	64.21	299.42	171.40
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	GL	8	8	8	8	6	6	6	6
	λ_k	75.66	63.55	44.80	22.99	27.65	11.99	39.49	17.48

		$\hat{\lambda}_k^p$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	
		P	248.99	136.41	190.87	156.71	138.74	52.21	259.92	
			0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	
JB	u1	λ	70.96	29.32	90.20	35.89	93.12	43.29	87.96	37.17
		p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
		Assimetria	0.90	0.77	0.64	0.78	0.61	0.59	0.59	0.80
		Curtose	6.32	4.87	7.08	5.18	7.15	5.70	7.05	5.22
	u2	λ	15.32	12.40	21.58	22.63	2.62	6.16	226.15	152.48
		p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.26	0.04	0.00	0.00
		Assimetria	0.16	0.19	0.09	0.29	-0.12	0.16	0.93	0.11
		Curtose	4.72	4.53	5.08	5.05	3.68	4.06	9.52	8.54
	u3	λ	161.04	136.75	97.93	155.63	35.23	32.87	34.899	34.89
		p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
		Assimetria	-1.49	-1.48	-1.01	-0.65	0.36	0.92	0.37	0.95
		Curtose	7.85	7.33	6.97	8.44	5.56	4.79	5.55	4.83
	u4	λ	35.07	23.79	34.74	35.00	-	-	-	-
		p	0.00	0.00	0.00	0.00	-	-	-	-
		Assimetria	0.79	0.77	0.42	0.94	-	-	-	-
		Curtose	5.13	4.54	5.51	4.85	-	-	-	-
TESTE			MODELOS VAR C							
			C2	C3	C5	C6	C8	C9	C11	C12
DH	$\hat{\lambda}_{sk}$		241.00	297.32	343.34	313.72	186.04	235.24	286.40	274.98
		p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
		GL	14	8	14	8	14	8	14	8
		λ_k	45.14	36.50	34.57	32.11	34.46	38.68	43.15	43.33
		$\hat{\lambda}_k^p$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
		λ_k	195.85	260.81	308.77	281.60	151.58	196.56	243.24	231.65
		p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	
L	$\hat{\lambda}_{sk}$		182.34	262.61	258.90	285.44	155.25	228.98	240.08	274.09
		p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
		GL	14	8.0	14	8	14	8	14	8
		λ_k	46.75	39.53	42.75	36.71	31.54	37.98	37.47	43.69
		$\hat{\lambda}_k^p$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
		λ_k	135.58	223.08	216.15	248.73	123.71	190.99	202.61	230.39
		p	0.00	0.000	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	
JB	u1	λ	26.75	31.20	23.86	18.84	1.12	2.52	0.68	0.31
		p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.56	0.28	0.70	0.85
		Assimetria	0.77	0.77	0.70	0.58	0.14	0.27	0.17	0.10
		Curtose	4.72	4.96	4.67	4.55	3.38	3.4	3.11	3.12
	u2	λ	12.81	7.72	35.32	13.42	9.75	5.09	29.24	14.23
		p	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.07	0.00	0.00
		Assimetria	-0.40	-0.21	0.68	0.57	-0.31	-0.15	0.67	0.59
		Curtose	4.39	4.17	5.28	4.18	4.25	3.96	5.01	4.20
	u3	λ	32.52	143.72	10.70	109.79	26.59	157.56	10.89	122.38
		p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
		Assimetria	0.68	1.17	0.18	1.04	0.63	1.17	0.11	1.06
		Curtose	5.16	7.84	4.42	7.22	4.93	8.12	4.46	7.48
	u4	λ	72.31	214.66	81.20	182.19	76.95	169.90	81.58	148.48
		p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
		Assimetria	-0.32	0.02	-0.36	0.15	-0.33	-0.67	-0.37	-0.56
		Curtose	6.76	9.57	6.98	9.05	6.88	8.69	6.98	8.35
	u5	λ	122.33	-	111.11	-	134.14	-	127.22	-
		p	0.00	-	0.00	-	0.00	-	0.00	-
		Assimetria	-1.17	-	-1.07	-	-1.16	-	-1.11	-
		Curtose	7.37	-	7.215	-	7.65	-	7.54	-

	u6	λ	17.81	-	13.11	-	14.75	-	12.59	-
		p	0.00	-	0.00	-	0.00	-	0.00	-
		Assimetria	0.39	-	0.31	-	0.37	-	0.313	-
		Curtose	4.71	-	4.49	-	4.55	-	4.46	-
	u7	λ	157.63	-	177.41	-	99.05	-	111.07	-
		p	0.00	-	0.00	-	0.00	-	0.00	-
		Assimetria	-0.50	-	-0.46	-	0.10	-	0.11	-
		Curtose	8.54	-	8.91	-	7.46	-	7.72	-
TESTE			MODELOS VAR C*							
			C2*	C3*	C5*	C6*	C8*	C9*	C11*	C12*
DH	$\hat{\lambda}_{sk}$		368.39	358.69	476.46	449.38	277.61	214.92	358.52	274.85
	p		0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	GL		14	8	14	8	14	8	14	8
	λ_k		54.53	35.63	51.99	37.54	43.11	32.56	44.17	40.80
	p		0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	λ_k		313.86	323.05	424.46	411.83	234.50	182.36	314.35	234.05
	p		0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
L	$\hat{\lambda}_{sk}$		256.01	297.47	354.88	382.86	218.10	208.96	306.04	274.16
	p		0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	GL		14	8	14	8	14	8	14	8
	λ_k		51.38	35.49	59.81	38.60	39.75	31.96	43.43	40.89
	p		0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	λ_k		204.62	261.9	295.07	344.26	178.3	177.0	262.60	233.26
	p		0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
JB	u1	λ	22.66	30.44	25.90	23.45	7.03	7.84	6.55	4.70
		p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.01	0.03	0.09
		Assimetria	0.69	0.61	0.63	0.53	0.43	0.445	0.29	0.34
		Curtose	4.61	5.15	4.89	4.89	3.80	3.88	3.99	3.68
	u2	λ	16.22	16.63	24.53	13.74	15.40	8.72	22.49	11.04
		p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00
		Assimetria	-0.28	-0.26	0.63	0.56	-0.29	-0.21	0.62	0.53
		Curtose	4.71	4.75	4.81	4.22	4.65	4.25	4.72	4.04
	u3	λ	31.50	150.13	11.06	147.34	28.44	148.74	9.90	148.77
		p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
		Assimetria	0.73	1.18	0.14	1.178	0.68	1.18	0.14	1.183
		Curtose	5.04	7.96	4.46	7.91	4.97	7.93	4.38	7.93
	u4	λ	113.19	318.96	136.87	315.06	105.21	149.95	114.94	124.70
		p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
		Assimetria	-0.52	0.509	-0.54	0.54	-0.44	-0.15	-0.55	-0.02
		Curtose	7.66	10.95	8.13	10.89	7.51	8.49	7.68	8.01
	u5	λ	205.82	-	163.60	-	202.13	-	192.59	-
		p	0.00	-	0.00	-	0.00	-	0.00	-
		Assimetria	-1.34	-	-1.20	-	-1.33	-	-1.30	-
		Curtose	8.85	-	8.20	-	8.79	-	8.65	-
	u6	λ	23.13	-	14.83	-	23.34	-	15.18	-
		p	0.00	-	0.00	-	0.00	-	0.00	-
		Assimetria	0.29	-	0.16	-	0.30	-	0.16	-
		Curtose	5.07	-	4.69	-	5.08	-	4.71	-
	u7	λ	308.60	-	295.60	-	178.64	-	176.95	-
		p	0.00	-	0.00	-	0.00	-	0.00	-
		Assimetria	-1.10	-	-1.18	-	-0.23	-	-0.34	-
		Curtose	10.57	-	10.34	-	8.98	-	8.93	-
TESTE			MODELOS VAR FLMA							
			FLMA1	FLMA2	FLMA3	FLMA4	FLMA5	FLMA6	FLMA7	FLMA8
DH	$\hat{\lambda}_{sk}$		143.36	300	145.35	349.73	112.15	95.01	316.73	181.80

	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	GL	10	10	10	10	10	10	10	10
	λ_k	32.64	39.6	20.71	32.78	30.54	22.52	36.0	38.72
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	λ_k	110.71	260.48	124.64	316.95	81.60	72.48	280.70	143.08
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
L	$\hat{\lambda}_{sk}$	115.04	251.61	129.94	302.12	88.06	70.46	293.98	159.54
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	GL	10	10	10	10	10	10	10	10
	λ_k	34.66	41.03	22.72	41.90	32.44	20.32	34.65	38.54
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	λ_k	80.38	210.58	107.21	260.21	55.61	50.14	259.32	120.99
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
JB	u1	λ	25.80	25.74	8.18	23.91	14.64	12.35	2.34
	p		0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.46	0.30
	Assimetria		0.84	0.63	0.42	0.69	0.80	0.63	0.23
	Curtose		4.53	4.89	3.97	4.70	4.12	4.27	3.31
	u2	λ	14.99	27.9	31.60	27.72	16.92	9.21	21.53
	p		0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00
	Assimetria		-0.34	-0.33	0.58	0.63	-0.39	0.65	-0.17
	Curtose		4.59	4.50	5.24	4.99	4.95	3.84	5.06
	u3	λ	50.87	13.38	11.99	14.559	19.21	5.23	46.31
	p		0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.07	0.00
	Assimetria		0.89	0.71	0.21	0.13	0.70	-0.05	0.65
	Curtose		5.65	4.90	4.49	4.69	4.79	4.16	5.77
	u4	λ	1.869	318.46	2.916	185.66	114.	8.91	3.71
	p		0.39	0.00	0.23	0.00	0.00	0.01	0.15
	Assimetria		-0.03	0.50	0.25	0.022	0.60	0.55	0.01
	Curtose		3.60	10.94	3.5	9.11	4.89	4.05	3.86
	u5	λ	72.23	156.08	91.68	112.49	19.73	72.43	232.38
	p		0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	Assimetria		0.89	1.21	0.80	1.04	1.23	0.97	1.24
	Curtose		6.37	8.06	7.01	7.28	7.90	6.91	9.40
TESTE		MODELOS VAR FLMA e FLMA*							
		FLMA9	FLMA10	FLMA11	FLMA12	FLMA1*	FLMA2*	FLMA3*	FLMA4*
DH	$\hat{\lambda}_{sk}$	330.75	305.79	77.98	83.00	159.58	247.81	205.34	408.90
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	GL	10	10	10	10	10	10.00	10	10
	λ_k	43.51	49.25	19.38	24.84	35.33	42.08	36.37	35.30
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	λ_k	287.23	256.5	58.60	58.15	124.25	205.73	168.96	373.60
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
L	$\hat{\lambda}_{sk}$	301.74	290.44	61.87	57.76	130.24	205.67	192.30	361.27
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	GL	10	10	10	10	10	10	10	10
	λ_k	42.07	50.01	19.09	17.96	35.28	45.170	36.32	42.8
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	λ_k	259.67	240.43	42.77	39.80	94.95	160.50	155.97	318.38
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
JB	u1	λ	2.479	0.82	2.83	0.72	16.95	28.59	9.99
	p		0.28	0.66	0.00	0.69	0.00	0.00	0.00
	Assimetria		0.29	0.18	0.37	0.21	0.61	0.81	0.18
	Curtose		3.38	3.17	3.43	3.09	4.37	4.76	4.37
	u2	λ	15.39	26.34	15.48	14.17	32.16	14.19	20.35
	p		0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

	Assimetria	-0.14	0.65	-0.38	0.81	-0.46	-0.39	0.58	0.60
	Curtose	4.74	4.90	4.87	4.03	5.37	4.49	4.66	4.70
u3	λ	41.70	15.19	15.35	7.21	47.39	31.819	7.20	17.92
	p	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.02	0.00
	Assimetria	0.71	0.08	0.50	-0.26	0.86	0.66	0.24	0.02
	Curtose	5.53	4.74	4.74	4.27	5.55	5.16	4.10	4.90
u4	λ	70.09	157.08	5.317	5.67	2.25	209.08	3.77	223.84
	p	0.00	0.00	0.07	0.05	0.32	0.00	0.15	0.00
	Assimetria	-0.20	-0.5	0.50	0.51	0.04	-0.06	-0.03	0.39
	Curtose	6.75	8.50	3.62	3.64	3.66	9.49	3.87	9.67
u5	λ	268	123.83	124.73	81.63	77.74	120.23	164.08	144.73
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	Assimetria	1.35	1.06	1.13	0.96	1.01	1.144	1.21	1.17
	Curtose	9.87	7.51	8.27	7.22	6.40	7.36	8.23	7.86
TESTE		MODELOS VAR FLMA*							
		FLMA5*	FLMA6*	FLMA7*	FLMA8*	FLMA9*	FLMA10*	FLMA11*	FLMA12*
DH	$\hat{\lambda}_{sk}$	153.54	133.98	309.95	210.16	280	292.06	121.96	74.59
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	GL	10	10	10	10	10	10	10	10
	λ_k	41.02	37.16	39.60	38.35	28.77	43.68	32.12	27.47
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	λ_k	112.52	96.82	270.34	171.81	251.42	248.38	89.84	47.12
	p	0.00	0.00	0.000	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
L	$\hat{\lambda}_{sk}$	154.08	128.06	285.38	0.00	247.74	282.73	116.31	60.43
	p	0.00	0.00	0.00	187.55	0.00	0.00	0.00	0.00
	GL	10	10	10	10	10	10	10	10
	λ_k	43.21	37.11	38.14	38.25	29.33	45.05	34.01	23.69
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	λ_k	110.87	90.9	247.24	149.30	218.41	237.67	82.29	36.73
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
JB	u1 λ	13.56	10.95	2.65	6.63	3.53	6.01	11.47	3.35
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.17	0.04	0.00	0.18
	Assimetria	0.72	0.64	0.34	0.40	0.38	0.24	0.72	0.43
	Curtose	4.22	4.11	3.27	3.82	3.3	3.99	3.96	3.35
	u2 λ	31.42	19.12	19.43	12.76	16.44	20.75	32.66	15.12
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	Assimetria	-0.48	0.69	-0.27	-0.29	-0.19	0.59	-0.48	0.84
	Curtose	5.71	3.91	4.91	4.4	4.78	4.66	5.76	6.10
	u3 λ	23.11	6.05	56.30	29.87	33.48	16.77	21.32	19.31
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.04
	Assimetria	0.63	0.04	0.85	0.70	0.48	0.01	0.56	-0.04
	Curtose	5.11	-0.02	5.91	5.00	5.41	4.8	5.08	4.26
	u4 λ	56.78	4.26	14.60	130.72	143.84	135.13	24.66	23.85
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	Assimetria	1.25	1.26	-0.19	-0.13	0.27	-0.13	0.96	0.95
	Curtose	5.94	6.01	4.67	8.12	8.38	8.2	4.67	4.63
	u5 λ	64.97	51.21	198.54	153.71	217.07	148.56	67.89	49.81
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	Assimetria	0.93	0.73	1.11	1.20	1.12	1.183	0.77	0.71
	Curtose	6.69	6.37	8.95	8.02	9.25	7.93	6.93	6.33
TESTE		MODELOS VAR SPMA							
		SPMA1	SPMA2	SPMA3	SPMA4	SPMA5	SPMA6	SPMA7	SPMA8
DH	$\hat{\lambda}_{sk}$	110.23	212.04	54.84	140.90	128.45	152.65	81.47	117.01
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	GL	10	10	10	10	10	10	10	10

		$\hat{\lambda}_k$	18.23	37.71	16.78	27.16	27.89	31.95	26.50	31.01
		p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
		$\hat{\lambda}_k$	92.0	174.32	38.05	113.74	100.56	120.70	54.97	86.00
		p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
L		$\hat{\lambda}_{sk}$	77.74	173.50	51.19	133.90	104.31	138.10	76.85	112.95
		p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
		GL	10	10	10	10	10	10	10	10
		$\hat{\lambda}_k$	13.28	32.99	13.0	26.15	25.80	27.89	26.03	29.59
		p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
		$\hat{\lambda}_k$	64.45	140.50	38.14	107.74	78.51	110.21	50.81	83.30
		p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
JB	u1	λ	8.96	15.99	7.23	10.32	2.92	2.67	1.81	0.68
		p	0.06	0.00	0.07	0.00	0.23	0.26	0.40	0.71
		Assimetria	0.48	0.71	0.47	0.56	0.38	0.34	0.34	0.20
		Curtose	4.20	4.48	4.02	4.20	3.42	3.47	3.08	3.09
	u2	λ	4.92	11.39	7.63	5.45	5.19	11.86	14.38	10.80
		p	0.08	0.00	0.02	0.06	0.07	0.00	0.00	0.00
		Assimetria	0.16	-0.16	0.66	0.57	0.17	-0.15	0.86	0.75
		Curtose	4.09	4.70	3.50	3.37	4.1	4.74	3.90	3.75
	u3	λ	2.15	61.83	1.14	56.32	3.69	48.17	0.41	41.70
		p	0.34	0.00	0.56	0.00	0.15	0.00	0.81	0.00
		Assimetria	-0.06	0.15	-0.02	0.20	-0.10	-0.47	0.00	-0.36
		Curtose	3.74	7.02	3.55	6.83	3.96	6.43	3.33	6.23
	u4	λ	103.46	182.96	36.82	86.16	178.26	193.66	72.96	83.81
		p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
		Assimetria	0.93	1.39	0.62	1.01	1.48	1.39	1.08	1.03
		Curtose	7.9	9.35	5.87	7.31	9.22	9.57	6.84	7.21
	u5	λ	2.21	7.59	2.30	6.09	19.27	6.164	23.43	5.098
		p	0.33	0.02	0.31	0.04	0.00	0.04	0.00	0.07
		Assimetria	0.31	0.58	0.22	0.52	0.61	0.53	0.58	0.49
		Curtose	3.43	3.80	3.64	3.69	4.90	3.68	5.21	3.61
TESTE			MODELOS VAR SPMA*							
			SPMA1*	SPMA2*	SPMA3*	SPMA4*	SPMA5*	SPMA6*	SPMA7*	SPMA8*
DH		$\hat{\lambda}_{sk}$	89.01	227.28	45.73	220.41	129.79	159.49	94.70	145.76
		p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
		GL	10	10	10	10	10	10	10	10
		$\hat{\lambda}_k$	19.22	37.27	21.10	40.52	28.54	38.37	32.31	41.45
		p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
		$\hat{\lambda}_k$	69.79	190.01	24.63	179.89	101.24	121.11	62.39	104.31
		p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
L		$\hat{\lambda}_{sk}$	68.64	205.15	42.27	235.01	104.53	146.53	83.71	141.05
		p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
		GL	10	10	10	10	10	10	10	10
		$\hat{\lambda}_k$	14.37	34.64	16.74	37.67	25.33	34.97	29.90	39.63
		p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
		$\hat{\lambda}_k$	54.26	170.50	25.53	197.34	79.19	111.55	53.81	101.42
		p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
JB	u1	λ	13.97	26.85	15.72	17.00	1.84	9.65	1.29	4.09
		p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.39	0.52	0.12
		Assimetria	0.72	0.79	0.67	0.65	0.31	0.65	0.27	0.46
		Curtose	4.27	5.14	4.53	4.66	3.31	3.89	3.17	3.47
	u2	λ	11.51	15.31	5.50	5.18	11.40	22.33	12.76	10.16
		p	0.00	0.00	0.06	0.07	0.00	0.00	0.00	0.00
		Assimetria	0.20	-0.13	0.58	0.56	0.22	-0.31	0.83	0.74
		Curtose	4.70	4.99	3.34	3.28	4.68	5.34	3.80	3.66

u3	λ	3.87	146.46	1.80	158.56	5.16	50.14	1.37	42.95
	p	0.14	0.00	0.40	0.00	0.07	0.00	0.50	0.00
	Assimetria	-0.06	0.54	-0.10	0.53	-0.09	-0.09	-0.09	0.00
	Curtose	4.00	9.1	3.66	9.37	4.15	6.63	3.57	-0.07
u4	λ	64.83	166.11	21.62	113.25	135.20	151.53	81.39	6.36
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	Assimetria	0.79	1.34	0.63	1.14	1.30	1.27	1.09	1.12
	Curtose	6.8	9.04	5.03	7.96	8.40	8.78	7.11	7.86
u5	λ	3.28	11.00	4.90	27.90	37.07	19.08	43.28	20.34
	p	0.19	0.00	0.08	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	Assimetria	0.35	0.68	0.44	0.97	0.89	0.88	0.94	0.90
	Curtose	3.60	4.00	3.72	4.89	5.58	4.38	5.82	4.45
TESTE		MODELOS VAR BPA							
		BPA1	BPA2	BPA3	BPA4	BPA5	BPA6	BPA7	BPA8
DH	$\hat{\lambda}_{sk}$	177.79	191.50	112.74	106.60	189.83	110.16	79.45	100.27
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	GL	10	10	10	10	10	10	10	10
	λ_k	35.73	37.12	30.16	29.16	27.26	26.91	22.87	31.47
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	$\hat{\lambda}_k$	142.05	154.38	82.58	77.44	162.56	83.25	56.58	68.79
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
L	$\hat{\lambda}_{sk}$	216.98	125.03	150.57	79.85	256.55	104.90	121.13	87.35
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	GL	10	10	10	10	10	10	10	10
	λ_k	32.71	25.96	28.80	20.83	52.56	20.69	37.32	25.89
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	$\hat{\lambda}_k$	184.27	99.07	121.77	59.02	203.99	84.20	83.80	61.45
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
JB	u1 λ	5.92	21.86	5.02	20.03	11.44	2.49	3.38	2.12
	p	0.05	0.28	0.08	0.00	0.00	0.00	0.18	0.34
	Assimetria	0.16	0.70	0.15	0.69	0.64	0.34	0.40	0.37
	Curtose	4.20	4.94	4.10	4.84	4.19	3.43	3.49	2.87
	u2 λ	21.05	20.12	3.43	4.83	6.69	18.87	6.68	7.54
	p	0.00	0.00	0.17	0.08	0.03	0.00	0.03	0.02
	Assimetria	-0.36	-0.33	0.47	0.53	-0.14	-0.42	0.61	0.65
	Curtose	5.24	5.20	3.07	3.38	4.31	5.06	3.50	3.54
	u3 λ	129.55	109.95	68.02	49.66	302.17	133.93	102.81	78.77
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	Assimetria	1.26	1.05	1.05	0.81	1.76	1.12	1.25	1.06
	Curtose	8.26	7.95	6.69	6.25	11.30	8.49	7.59	7.06
	u4 λ	5.12	7.36	3.58	2.20	15.23	5.96	9.59	12.7
	p	0.07	0.03	0.16	0.33	0.00	0.05	0.00	0.00
	Assimetria	0.41	0.56	0.37	0.24	0.41	0.52	0.48	0.43
	Curtose	3.80	3.80	3.62	3.59	4.85	3.69	4.20	4.63
	u5 λ	28.34	4.65	30.93	3.45	18.13	5.55	12.64	3.40
	p	0.00	0.09	0.00	0.17	0.00	0.06	0.00	0.18
	Assimetria	0.67	0.52	0.68	0.45	0.01	0.60	0.08	0.47
	Curtose	5.37	3.34	5.50	3.28	5.21	3.02	4.82	2.93
TESTE		MODELOS VAR BPA*							
		BPA1*	BPA2*	BPA3*	BPA4*	BPA5*	BPA6*	BPA7*	BPA8*
DH	$\hat{\lambda}_{sk}$	227.15	175.00	131.98	138.97	180.09	99.62	109.65	142.39
	p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	GL	10	10	10	10	10	10	10	10
	λ_k	21.97	43.08	35.80	36.82	31.37	28.23	26.35	43.65
	p	0.00	0.00	0.00	0.0	0.00	0.00	0.00	0.00

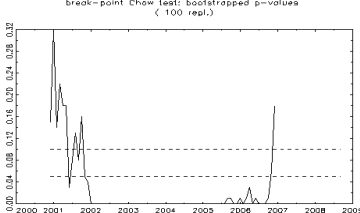
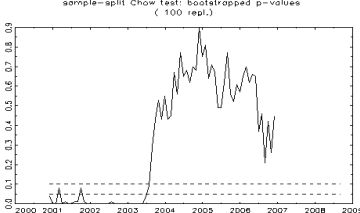
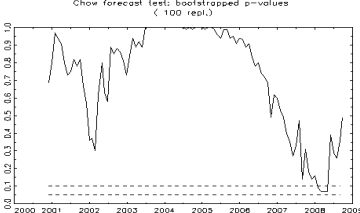
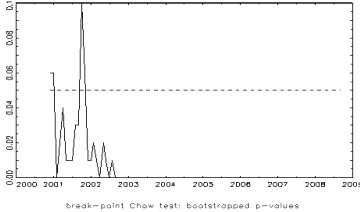
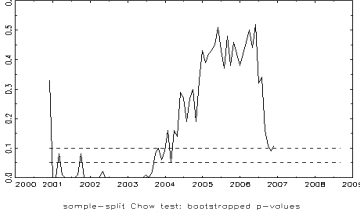
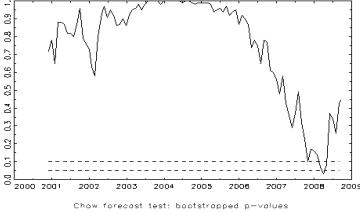
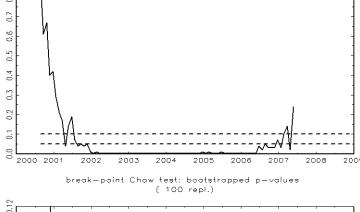
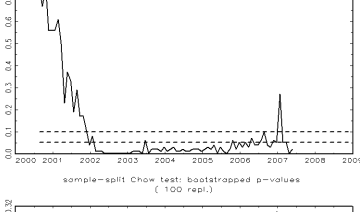
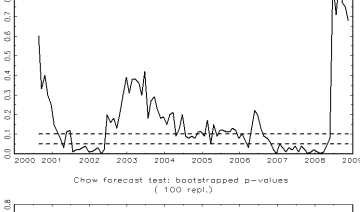
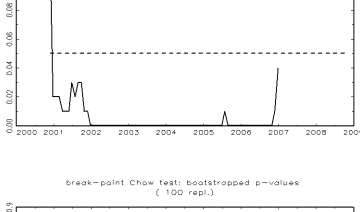
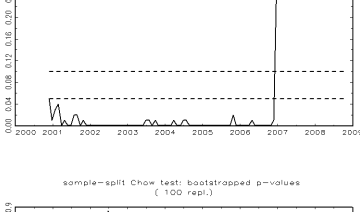
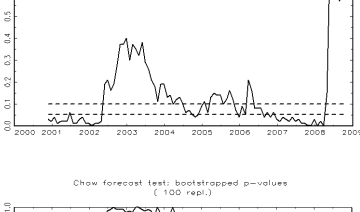
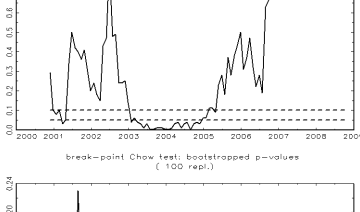
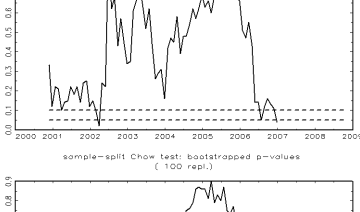
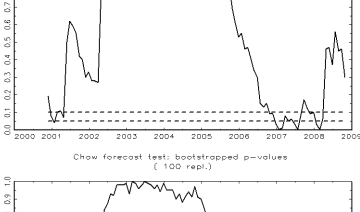
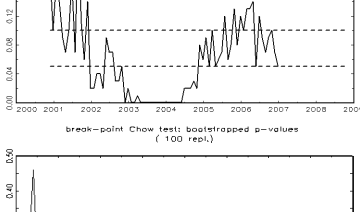
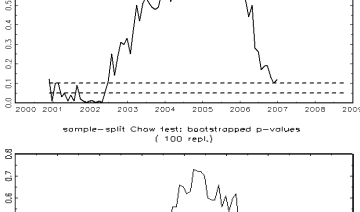
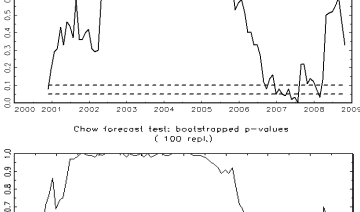
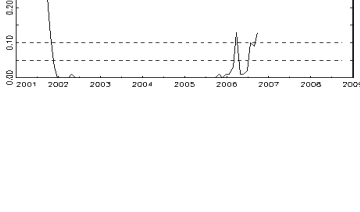
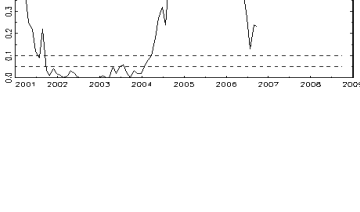
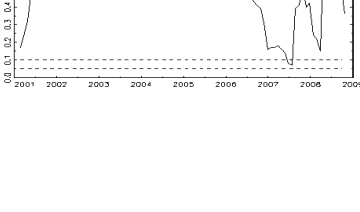
		$\hat{\lambda}_k$	205.18	131.91	96.18	102.14	148.71	71.39	83.30	98.74
		$\hat{p}$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
L		$\hat{\lambda}_{sk}$	207.31	145.75	155.76	139.34	198.42	102.17	126.70	123.07
		$\hat{p}$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
		GL	10	10	10	10	10	10	10	10
		λ_k	22.24	35.44	40.92	33.89	43.36	23.17	37.92	37.53
		$\hat{p}$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
		$\hat{\lambda}_k$	185.07	110.30	114.83	105.45	155.06	78.99	88.78	85.53
		$\hat{p}$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
JB	u1	λ	34.10	26.82	5.71	79.11	14.89	4.55	9.09	3.36
		$\hat{p}$	0.00	0.00	0.06	0.00	0.00	0.00	0.10	0.18
		Assimetria	0.68	0.88	0.15	1.08	0.7	0.47	0.54	0.43
		Curtose	5.70	4.98	4.18	7.04	4.42	3.55	4.11	3.35
	u2	λ	3.95	19.85	3.78	5.23	7.27	20.39	8.92	7.45
		$\hat{p}$	0.13	0.00	0.15	0.07	0.02	0.00	0.01	0.02
		Assimetria	-0.21	-0.33	0.49	0.57	-0.36	-0.32	0.69	0.63
		Curtose	3.94	5.19	3.14	3.30	4.19	5.22	3.67	3.62
	u3	λ	166.42	82.59	78.04	43.03	246.37	84.88	108.41	116.61
		$\hat{p}$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
		Assimetria	1.11	0.87	1.05	0.76	1.69	0.88	1.21	1.24
		Curtose	9.31	7.3	7.01	6.01	10.41	7.38	7.79	7.99
	u4	λ	15.28	29.82	16.45	4.54	13.92	21.94	11.84	20.60
		$\hat{p}$	0.00	0.00	0.00	0.10	0.00	0.00	0.00	0.00
		Assimetria	0.48	1.0	0.75	0.43	0.44	0.92	0.48	0.70
		Curtose	4.78	4.95	4.43	3.66	4.71	4.53	4.48	4.86
	u5	λ	43.89	9.23	33.43	4.98	22.57	7.29	24.37	7.917
		$\hat{p}$	0.00	0.00	0.00	0.08	0.00	0.02	0.00	0.01
		Assimetria	0.45	0.65	0.76	0.50	0.24	0.66	0.21	0.70
		Curtose	6.31	3.84	5.54	3.55	5.41	3.36	5.51	3.36

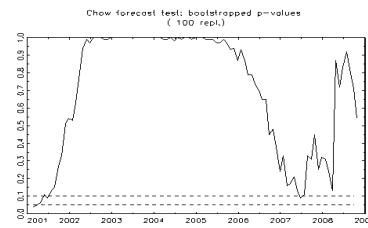
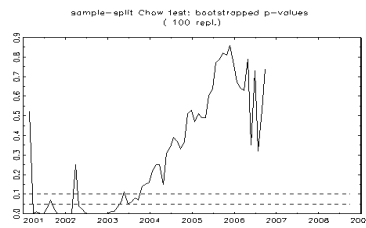
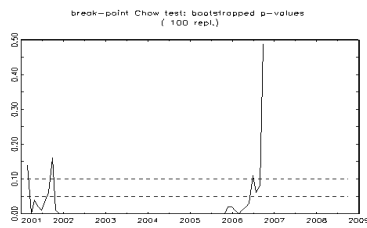
FONTE: O autor.

NOTA: DH=DOORNIK-HANSEN (1994); L=LÜTKEPOHL (1993); JB=JARQUE-BERA; $\hat{\lambda}_{sk}$ =estatística conjunta; $\hat{\lambda}_s$ =estatística para assimetria;

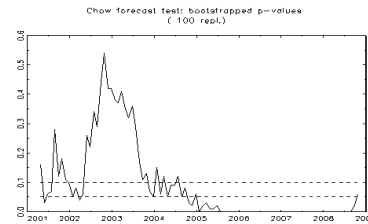
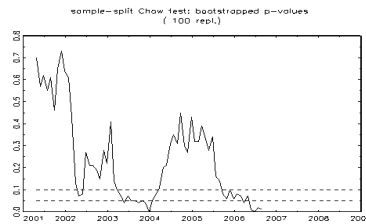
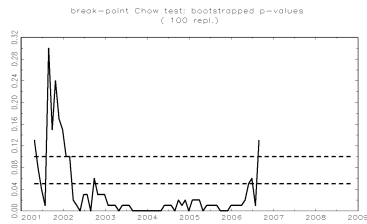
$\hat{\lambda}_s$ = estatística para curtose, GL=Graus de Liberdade, u_i = resíduos da variável i, onde i=1,2,3,4, 5, 6 ou 7

ANEXO 8 – RESULTADOS DOS TESTES DE CHOW PARA QUEBRA ESTRUTURAL (I)BREAK-POINT (BP); (II) SAMPLE SPLIT (SS) E; (III) FORECAST, FC, MODELOS VAR T,T*, PPP, PPP*, UIP, UIP*, CIP, CIP*, C, C*, FLMA, FLMA*, SPMA, SPMA*, BPA e BPA*

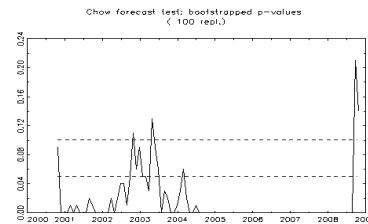
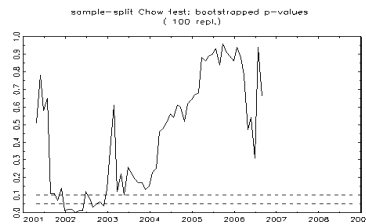
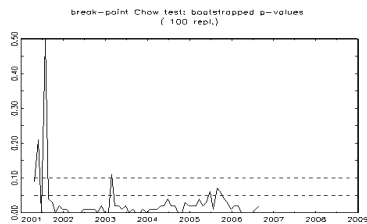
BP	SS	FC	Modelo Dadas
			VAR T1 2001 M7, 2009 M5
			VAR T1* 2001 M7, 2009 M5
			VAR PPP1 2001 M2, 2009 M5
			VAR PPP1* 2001 M2, 2009 M5
			VAR UIP1 2001 M3, 2009 M5
			VAR UIP1* 2001 M3, 2009 M5
			VAR CIP1 2001 M9, 2009 M5



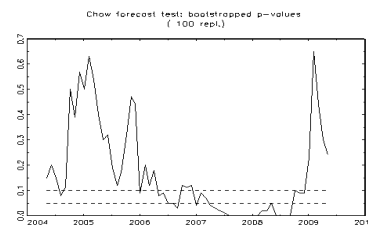
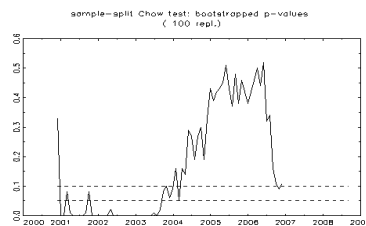
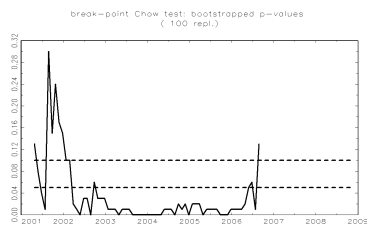
VAR
CIP1*
2001 M9,
2009 M5



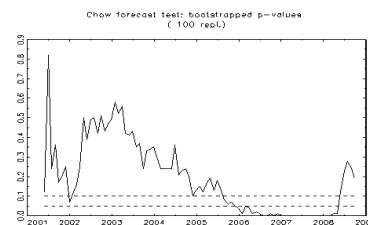
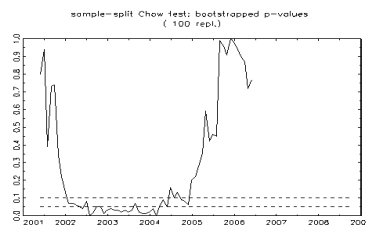
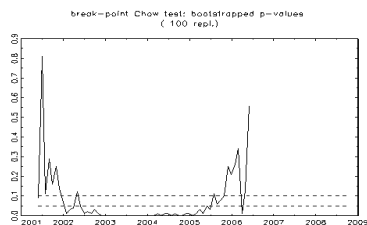
VAR C2
2001 M11,
2009 M5



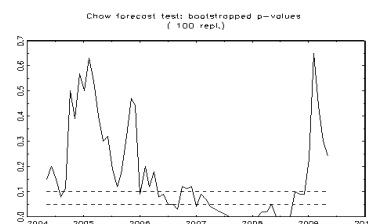
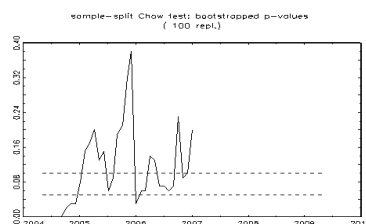
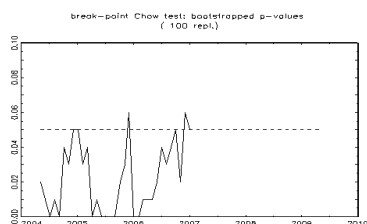
VAR C2*
2001 M11,
2009 M5



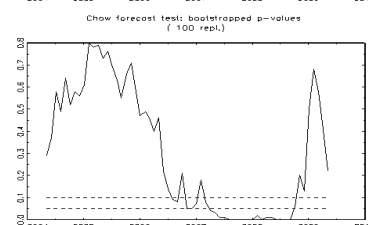
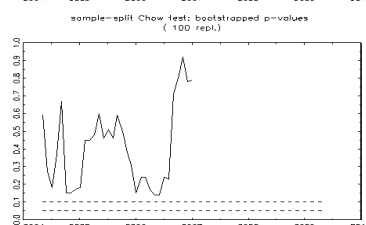
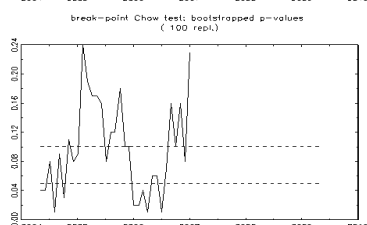
VAR
FLMA1
2004, M5,
2009, M5



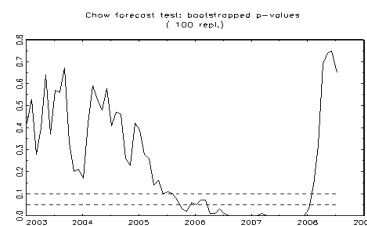
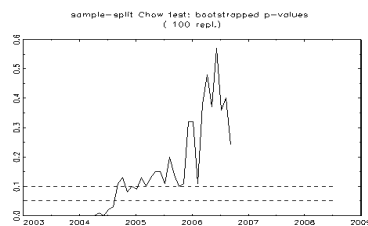
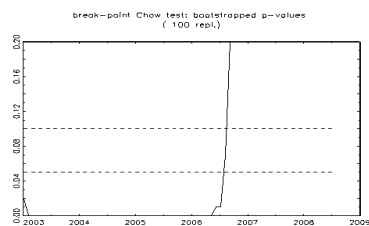
VAR
FLMA1*
2002, M1,
2009, M5



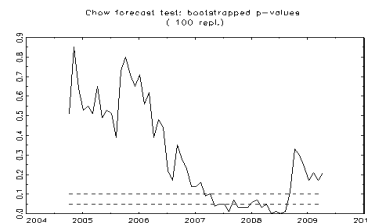
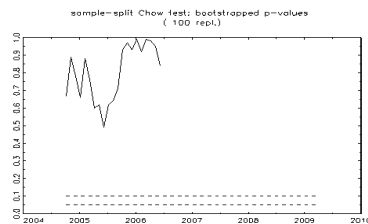
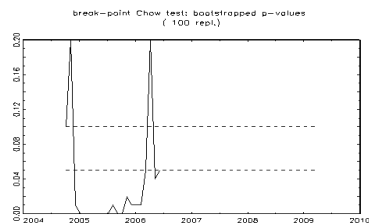
VAR
SPMA1
2004, M5,
2009, M5



VAR
SPMA1*
2004, M5,
2009, M5



VAR
BPA1*
2003,
M11,
2009, M5

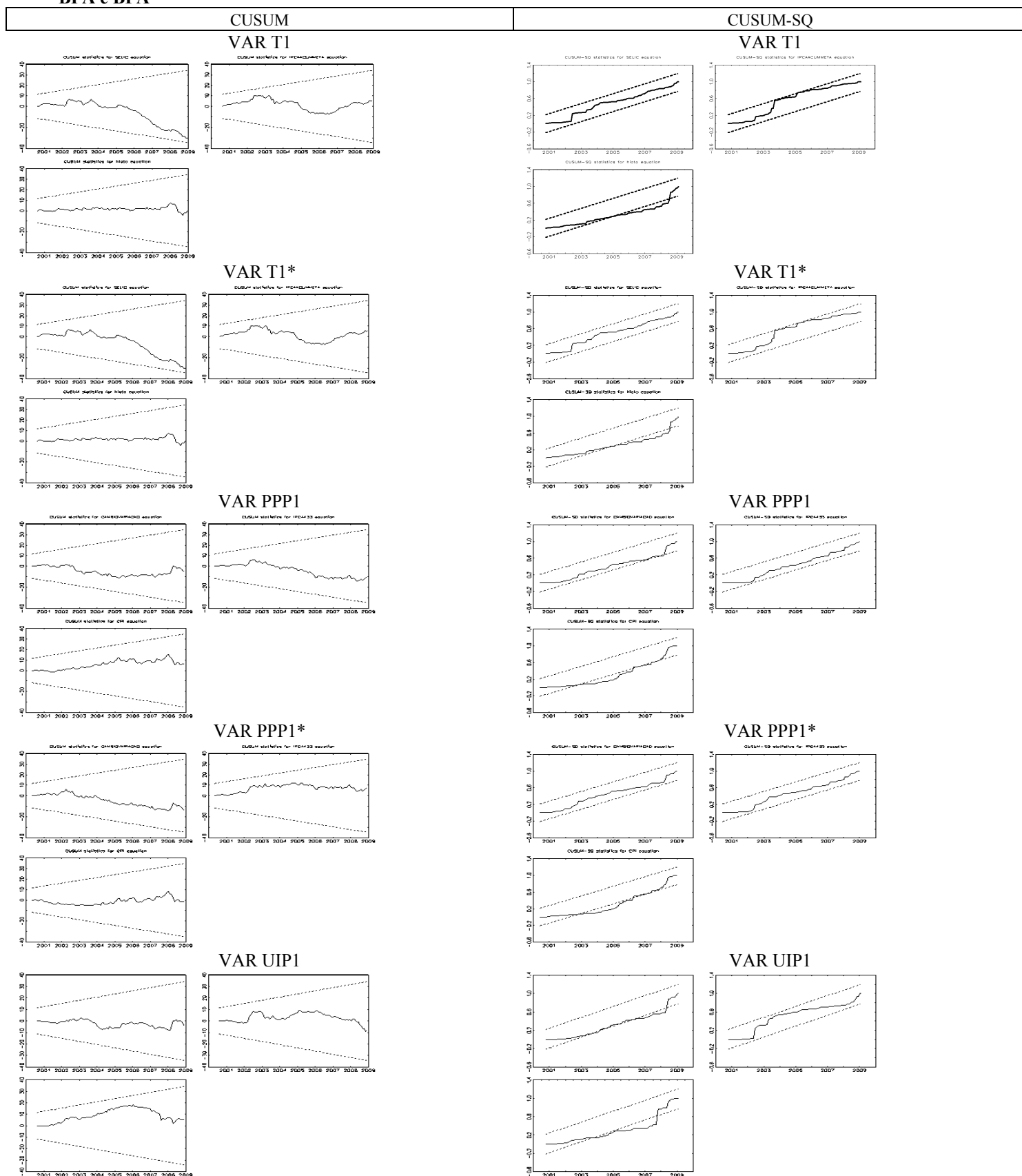


VAR
BPA1*
2004,
M11,
2009, M5

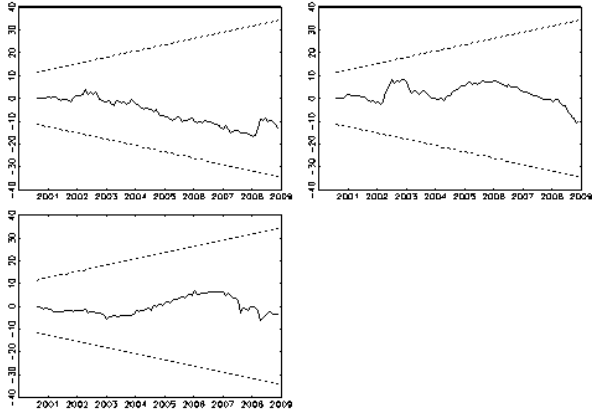
FONTE: O autor.

NOTA: B. Candelon, H. Lütkepohl. "On the reliability of Chow type tests for parameter constancy in multivariate dynamic models".
Economics Letters, 73, 155-160, November 2001

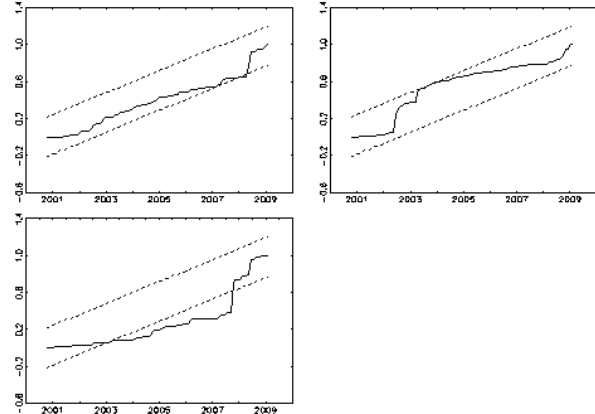
ANEXO 9 – GRÁFICOS DOS RESULTADOS DOS TESTES DE ESTABILIDADE DOS RESÍDUOS CUSUM E CUSUM-SQ MODELOS VAR T,T*, PPP, PPP*, UIP, UIP*, CIP, CIP*, C, C*, FLMA, FLMA*, SPMA, SPMA*, BPA e BPA*



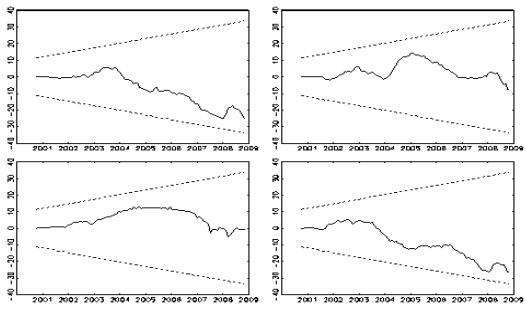
VAR UIP1*



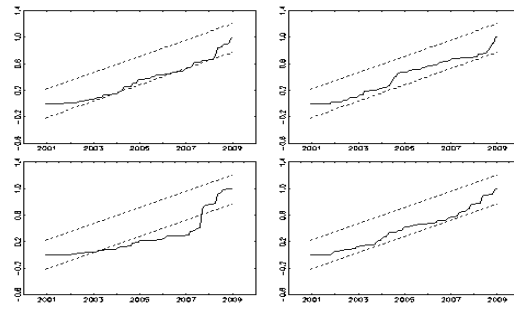
VAR UIP1*



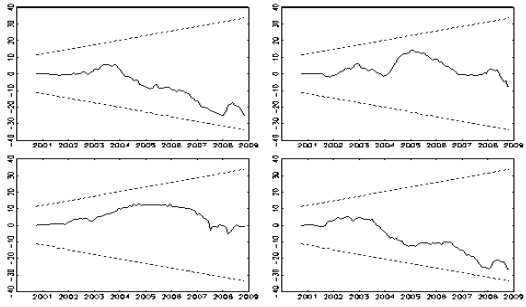
VAR CIP1



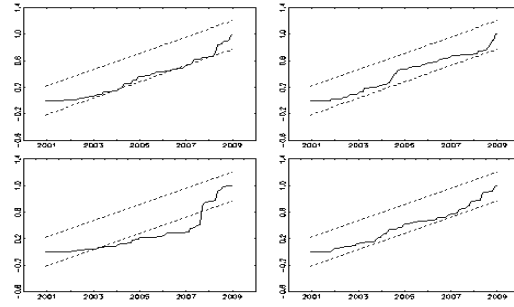
VAR CIP1



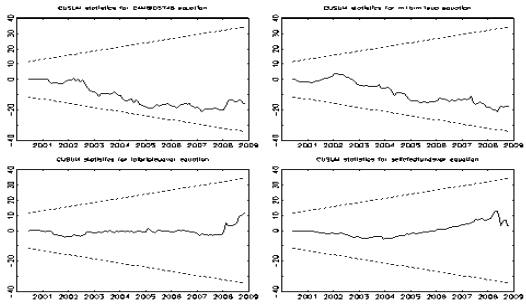
VAR CIP1*



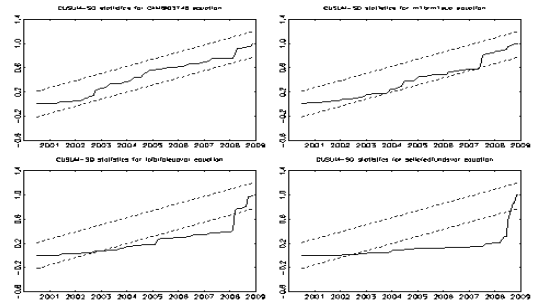
VAR CIP1*



VAR C2

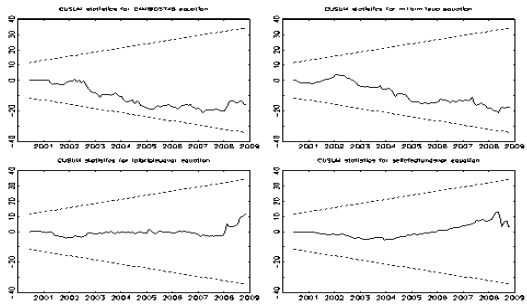


VAR C2

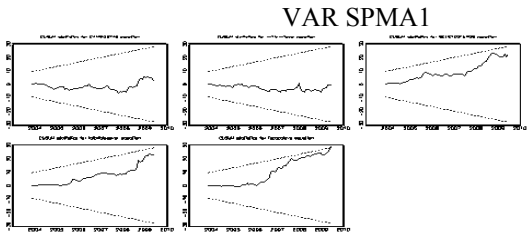
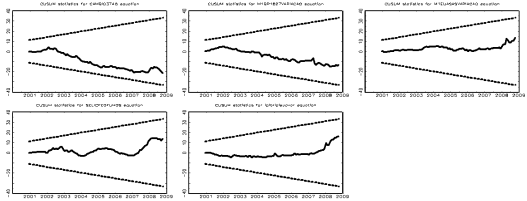


VAR C2*

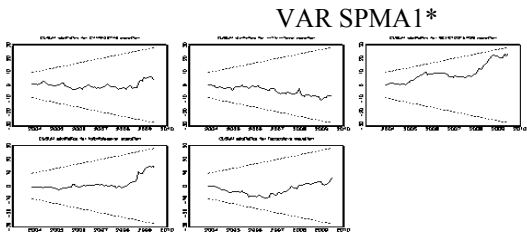
VAR C2*



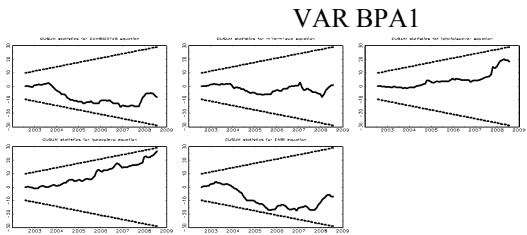
VAR FLMA1



VAR SPMA1

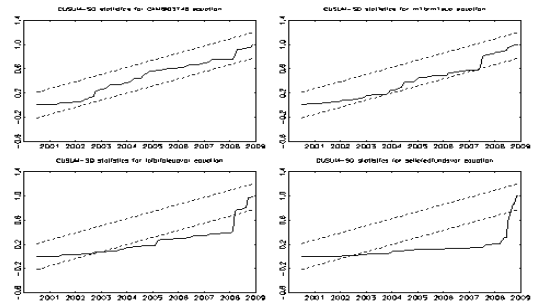


VAR SPMA1*

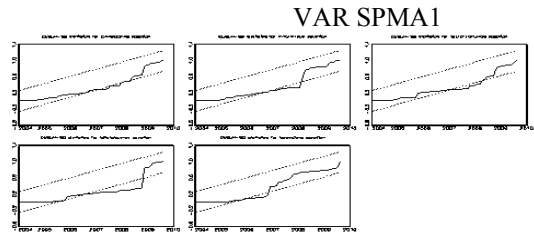
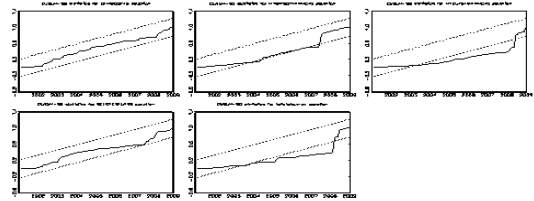


VAR BPA1

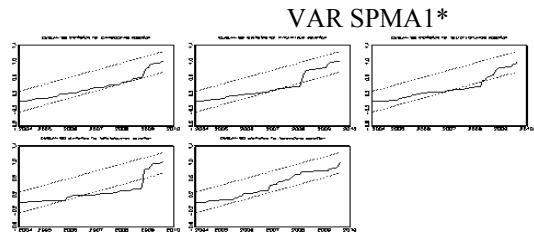
VAR BPA1*



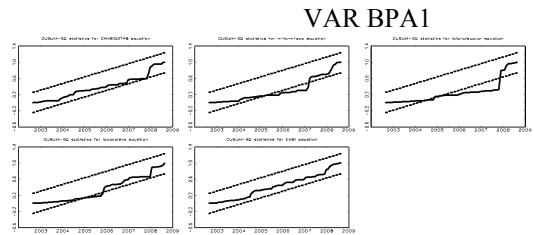
VAR FLMA1*



VAR SPMA1

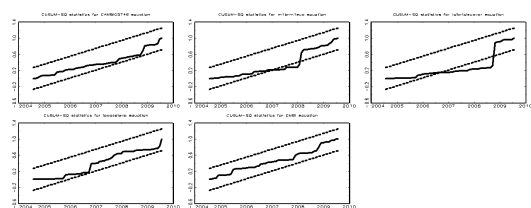
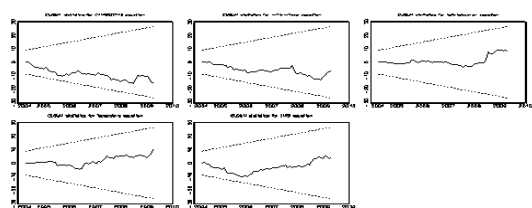


VAR SPMA1*



VAR BPA1

VAR BPA1*



FONTE: O autor.

NOTA: O gráfico mais na ponta esquerda superior representa o teste de CUSUM e CUSUM-SQ para a variável de interesse, juros e/ou câmbio.