



Universidade do Estado do Rio de Janeiro
Centro de Ciências Sociais
Faculdade de Ciências Econômicas

Julio Cesar de Mello Barros

Estímulos fiscais e a interação entre as políticas monetária e fiscal no Brasil

Rio de Janeiro

2012

Julio Cesar de Mello Barros

Estímulos fiscais e a interação entre as políticas monetária e fiscal no Brasil

Dissertação apresentada, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre, ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas, da Universidade do Estado do Rio de Janeiro. Área de concentração: Políticas Públicas

Orientador: Prof.º Dr.º Elcyon Caiado Rocha Lima

Rio de Janeiro

2012

CATALOGAÇÃO NA FONTE
UERJ/REDE SIRIUS/BIBLIOTECA CCS/B

B277 Barros, Julio Cesar de Mello.
Estímulos fiscais e a interação entre as políticas monetária e
fiscal no Brasil / Julio Cesar de Mello Barros. – 2012.
125 f.

Orientador: Elcyon Caiado Rocha Lima.
Dissertação (Mestrado) – Universidade do Estado do Rio de
Janeiro, Faculdade de Ciências Econômicas.
Bibliografia: f. 92-97.

1. Política monetária – Brasil – Teses. 2. Política tributária
– Brasil – Teses. 3. Política econômica – Brasil – Teses I.
Lima, Elcyon Caiado Rocha. II. Universidade do Estado do Rio
de Janeiro. Faculdade de Ciências Econômicas. III. Título.

CDU 336.2(81)

Autorizo, apenas para fins acadêmicos e científicos, a reprodução total ou parcial desta
dissertação.

Assinatura

Data

Julio Cesar de Mello Barros

Estímulos fiscais e a interação entre as políticas monetária e fiscal no Brasil

Dissertação apresentada, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre, ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas, da Universidade do Estado do Rio de Janeiro. Área de concentração: Políticas Públicas

Aprovada em _____

Banca Examinadora:

Prof.º Dr.º Elcyon Caiado Rocha Lima
Faculdade de Ciências Econômicas da UERJ

Prof.º Dr.º Octávio Augusto Fontes Tourinho
Faculdade de Ciências Econômicas da UERJ

Prof.º Dr.º Marco Antônio Freitas de Hollanda Cavalcanti
Faculdade Ciências Econômicas da PUC-RJ

Rio de Janeiro
2012

AGRADECIMENTOS

Gostaria inicialmente de agradecer e dedicar este trabalho às pessoas mais importantes da minha vida que estiveram comigo de diversas formas e maneiras durante toda a minha empreitada acadêmica. Ao meu pai (Roberto), minha mãe (Ailce) e meus irmãos (Roberto e Raphael). Também aos novos membros de minha família Simone, Henriete e meus pequenos sobrinhos, Cecília, João e Maria Eduarda.

Quero agradecer ao professor e meu orientador Elcyon Rocha Lima por ter aceitado me orientar e que com paciência soube me direcionar no desenvolvimento deste trabalho.

Agradeço aos membros da Banca Examinadora, por se disporem a contribuir com o trabalho aqui proposto.

Agradeço aos meus amigos que suportaram todas as minhas crises de mestrando e que tanto me apoiaram com conselhos e incentivos para continuar nessa luta. Rafael (rosinha), Annyeli, Maria, Felipe, Fabi, Alan (gaucho) e a todos outros amigos da minha segunda família conhecida como Casa Azul.

Agradeço a três outros amigos economistas que travei importantes debates que resultaram em contribuições fundamentais para o desenvolvimento deste trabalho. Minha querida amiga Marcia, e meus queridos amigos Elieser e Rodrigo.

Aos meus colegas de mestrado também gostaria de agradecer por dividirem comigo seus anseios, desejos, dificuldades e sucessos durante nossa empreitada coletiva no curso de pós-graduação.

Aos professores da faculdade de economia da UERJ que cotidianamente trabalham para formar pessoas mais capazes e preocupadas com nossa sociedade.

Aos servidores do quadro técnico-administrativo que sem eles não haveria nem o curso de graduação e pós-graduação.

Por fim, quero agradecer a Universidade do Estado do Rio de Janeiro (UERJ) por me receber como aluno de graduação e posteriormente de pós-graduação e por ser a instituição aonde foi possível aprender lições para toda a vida.

RESUMO

BARROS, Julio Cesar de Mello. **Estímulos fiscais e a interação entre as políticas monetária e fiscal no Brasil**, 2012. 125 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) - Faculdade de Economia, Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2012.

Este trabalho estima, utilizando dados trimestrais de 1999 a 2011, o impacto dinâmico de um estímulo fiscal no Brasil sobre as principais variáveis macroeconômicas Brasileiras. Na estimativa dos impactos permitiu-se que as expectativas dos agentes econômicos fossem afetadas pela existência e probabilidade de alternância de regimes (foram detectados dois regimes) na política monetária do país. Os parâmetros da regra da política monetária, nos dois regimes detectados, foram estimados através de um modelo - composto apenas pela equação da regra da política monetária - que permite uma mudança de regime Markoviana. Os parâmetros do único regime encontrado para a política fiscal foram estimados por um modelo Vetorial de Correção de Erros (Vector Error Correction Model - VEC), composto apenas pelas variáveis pertencentes à regra da política fiscal. Os parâmetros estimados, para os diversos regimes das políticas monetária e fiscal, foram utilizados como auxiliares na calibragem de um modelo de equilíbrio geral estocástico dinâmico (MEGED), com mudanças de regime, com rigidez nominal de preços e concorrência monopolística (como em Davig e Leeper (2011)). Após a calibragem do MEGED os impactos dinâmicos de um estímulo fiscal foram obtidos através de uma rotina numérica (desenvolvida por Davig e Leeper (2006)) que permite obter o equilíbrio dinâmico do modelo resolvendo um sistema de equações de diferenças de primeira ordem expectativas dinâmicas não lineares. Obtivemos que a política fiscal foi passiva durante todo o período analisado e que a política monetária foi sempre ativa, porém sendo em determinados momentos menos ativa. Em geral, em ambas as combinações de regimes, um choque não antecipado dos gastos do governo leva ao aumento do hiato do produto, aumento dos juros reais, redução do consumo privado e (em contradição com o resultado convencional) redução da taxa de inflação.

Palavras-chave: Regra de Política Monetária e Fiscal. Estímulo Fiscal. Markov-Switching. Modelo Novo Keynesiano. MEGED. Brasil.

ABSTRACT

This paper estimates, using quarterly data from 1999 to 2011, the dynamic impacts of a fiscal stimulus in Brazil on key Brazilian macroeconomic variables. The estimates take into account the effects of the existence and of the probabilities of occurrence of the switching monetary policy regimes (two regimes were detected) on agent's expectations formation. The monetary policy rules' parameters, in the two detected regimes, were estimated through a Markov regime-switching model composed only by the monetary policy rule equation. The fiscal rule's parameters of the unique detected fiscal policy regime were estimated through a Vector Error Correction (VEC) model composed only by the variables pertained to the fiscal policy rule. The monetary and fiscal policy rules' parameters were auxiliary in the calibration of a Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) model with regime-switching, nominal price rigidity and monopolistic competition (as in Davig and Leeper (2011)). After the DSGE's calibration the fiscal stimulus's impacts were obtained through a numerical routine (developed by Davig and Leeper (2006)) that solves a set of nonlinear expectational first-order difference equations and gives the dynamic equilibrium of the model. Our results suggest that fiscal policy was passive during the whole period and that monetary policy was always active, but they were more active at certain times and in others, less active. Overall, in both combinations of regimes, a government spending shock induces an increase in the output gap, increases in real interest rates, a reduction in private consumption and (contrary to the conventional wisdom) a reduction in inflation.

Keywords: Monetary and Fiscal Policy Rule. Markov-Switching. Fiscal Stimulus. New Keynesian Model. DSGE. Brazil.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1	Função Impulso-Resposta de um choque de gastos do governo de 3%	74
Figura 2	Multiplicador de Impacto dos Coeficientes da Regra de Política Monetária no Estado 1	76
Figura 3	Multiplicador de Impacto dos Coeficientes da Regra de Política Monetária no Estado 2	76
Figura 4	Função Impulso-Resposta com Choque de Gastos do Governo de 3% - Valores do Coeficiente do Hiato do Produto no Curto Prazo	78
Figura 5	Função Impulso-Resposta com Choque de Gastos do Governo de 3% - Valores do Coeficiente do Hiato do Produto e da Inflação no Médio Prazo	80
Figura 6	Função Impulso-Resposta com Choque de Gastos do Governo de 3% - Evolução Dinâmica da Dívida e seus Componentes de Receita	84
Figura B1	Análise de Ruído Branco – <i>Markov-Switching</i>	98
Figura B2	Análise de Ruído Branco – Mínimos Quadrados Ordinários	98
Figura G1	Resíduos da estimação do VAR com uma defasagem	109
Figura G2	Resíduos da estimação do VAR com uma defasagem e 7 <i>dummies</i>	109
Figura G3	Resíduos da estimação do VAR com uma defasagem e 5 <i>dummies</i>	110
Figura H1	Resíduos da estimação do VEC com uma defasagem	111
Figura H2	Resíduos da estimação do VEC com uma defasagem e 7 <i>dummies</i>	111
Figura H3	Resíduos da estimação do VEC com uma defasagem e 5 <i>dummies</i>	112
Figura L1	Multiplicador de Impacto dos Coeficientes da Regra de Política Monetária no MQO	117
Figura N1	Função Impulso-Resposta com Choque de Gastos do Governo de 3% - Evolução Dinâmica da Dívida e seus Componentes de Receita. (Valores do Coeficiente do Hiato do Produto no Curto Prazo)	120
Figura N2	Função Impulso-Resposta com Choque de Gastos do Governo de 3% - Evolução Dinâmica da Dívida e seus Componentes de Receita. (Valores do Coeficiente do Hiato do Produto e da Inflação no Médio Prazo)	120

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1	Comparação entre os Resíduos	34
Gráfico 2	Selic: Valores Observados <i>versus</i> Valores Ajustados	35
Gráfico 3	Probabilidades Suavizadas do Estado 1	38
Gráfico 4	Evolução da Dívida Líquida do Governo Federal em % do PIB	56
Gráfico 5	Evolução do Resultado Primário do Governo Federal em % do PIB e do Hiato do Produto	57
Gráfico A1	Probabilidades Filtradas do Estado 1	96
Gráfico A2	Probabilidades Filtradas do Estado 2	96
Gráfico A3	Probabilidades Suavizadas do Estado 2	97

LISTA DE TABELAS

Tabela 1	Teste Estatístico Dickey-Fuller Aumentado – Variáveis em Primeira Diferença	32
Tabela 2	Teste de Jarque-Bera	34
Tabela 3	Estimação da Regra de Política Monetária	36
Tabela 4	Teste Estatístico Dickey-Fuller Aumentado – Variáveis em Primeira Diferença	49
Tabela 5	CrITÉrio de Seleção do número de defasagens do VAR	50
Tabela 6	Teste de Normalidade dos ResÍduos – VEC	52
Tabela 7	Teste Portmanteau de ResÍduos para Autocorrelação – VEC	52
Tabela 8	Teste de Correlação Serial dos resÍduos LM – modelo VEC	53
Tabela 9	Teste de Cointegração - Traço	54
Tabela 10	Teste de Cointegração – Máximo Autovalor	54
Tabela 11	Equação de Cointegração	55
Tabela 12	Descrição dos parâmetros do modelo	67
Tabela 13	Multiplicadores de Impacto	75
Tabela 14	Valor Presente dos Multiplicadores de Gastos do Governo Condicionado ao Tipo de Combinação de Regime de Política Monetária e Fiscal	87
Tabela 15	Efeito do Impacto de um Choque de 3% de Gastos do Governo sobre o NÍvel de Preços Condicionado ao Tipo de Combinação de Regime de Política Monetária e Fiscal	87
Tabela C1	Teste Estatístico Dickey-Fuller Aumentado – Variáveis no NÍvel - monetária	99
Tabela C2	Teste Estatístico Dickey-Fuller Aumentado – Variáveis no NÍvel - fiscal	99
Tabela D1	Método de Estimação – Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)	101
Tabela D2	Método de Estimação – <i>Markov-Switching</i> (MS) no Estado 1	101
Tabela D3	Método de Estimação – <i>Markov-Switching</i> (MS) no Estado 2	101
Tabela E1	Estimação do Vetor Autorregressivo (VAR) com duas defasagens	101
Tabela E2	Estimação do Vetor Autorregressivo (VAR) com uma defasagem	102
Tabela E3	Estimação do Vetor Autorregressivo (VAR) com uma defasagem	103
Tabela E4	Estimação do Vetor Autorregressivo (VAR) com uma defasagem	104
Tabela F1	Estimação do Vetor Autorregressivo com Correção de Erro (VEC) com duas defasagens	106
Tabela F2	Estimação do Vetor Autorregressivo com Correção de Erro (VEC) com uma defasagem	106
Tabela F3	Estimação do Vetor Autorregressivo com Correção de Erro (VEC) com uma defasagem e 7 <i>dummies</i>	107
Tabela F4	Estimação do Vetor Autorregressivo com Correção de Erro (VEC) com uma defasagem e 5 <i>dummies</i>	107
Tabela I1	Teste de Heterocedasticidade nos ResÍduos	113
Tabela J1	CrITÉrio de Seleção do número de defasagens do VAR	114
Tabela K1	Teste de Cointegração - Traço	115
Tabela K2	Teste de Cointegração - Máximo Autovalor	115

Tabela K3	Equação de Cointegração	116
Tabela M1	Teste Q de Ljung-Box de Autocorrelação Serial	118
Tabela M2	Teste LM de Correlação Serial dos Resíduos	118
Tabela M3	Teste ARCH - Heterocedasticidade Condicional Auto-Regressiva	119

SUMÁRIO

	INTRODUÇÃO	12
1	REVISÃO DE LITERATURA	17
2	REGRAS DE POLÍTICA MONETÁRIA E FISCAL	25
2.1	Regra de Política Monetária	25
2.1.1	Introdução.....	25
2.1.2	Metodologia.....	27
2.1.3	Resultados Empíricos.....	30
2.1.3.1	Dados Utilizados.....	31
2.1.3.2	Análise das Séries e dos Resultados.....	32
2.2	Regra de Política Fiscal	40
2.2.1	Introdução.....	40
2.2.2	Metodologia.....	44
2.2.3	Resultados Empíricos.....	47
2.2.3.1	Dados Utilizados.....	47
2.2.3.2	Análise das Séries e dos Resultados.....	49
2.3	Matriz de Probabilidades de Transição Conjunta da Política Monetária e Fiscal	57
3	O MODELO	59
3.1	Introdução.....	59
3.2	Metodologia.....	60
3.3	A Calibragem do Modelo.....	66
3.4	Análise dos Resultados.....	69
3.4.1	Impacto Dinâmico de um Estímulo Fiscal.....	69
3.4.2	Análise de Robustez dos Resultados.....	75
3.4.3	Análise da Dinâmica da Dívida.....	81
3.4.4	Multiplicadores de Gastos do Governo.....	86
4	CONCLUSÃO	88
	REFERÊNCIAS	90
	ANEXO A – Gráficos de probabilidades	96
	ANEXO B – Diagnóstico dos resíduos	98

ANEXO C – Testes ADF variáveis no nível.....	99
ANEXO D – Estimação da regra de política monetária.....	100
ANEXO E – Estimações de VAR com e sem variáveis exógenas.....	101
ANEXO F – Estimações de VEC com e sem variáveis exógenas.....	106
ANEXO G – Gráficos dos resíduos das estimações do VAR com e sem variáveis exógenas.....	109
ANEXO H – Gráficos dos resíduos das estimações do VEC com e sem variáveis exógenas.....	111
ANEXO I – Teste de heterocedasticidade dos resíduos do VEC modelo final.....	113
ANEXO J – Teste de critério de seleção do número de defasagens do VAR...	114
ANEXO K – Testes de cointegração de Johansen – 4 defasagem.....	115
ANEXO L – Multiplicadores de impacto - MQO.....	117
ANEXO M – Testes autocorrelação serial e heterocedasticidade dos resíduos das estimações via MQO e MS na regra de política monetária.....	118
ANEXO N – Figuras da função impulso-resposta - evolução da dinâmica da dívida.....	120
ANEXO O – Procedimento de identificação de possíveis <i>Outliers</i> via <i>Stamp</i> ..	121

INTRODUÇÃO

As respostas dos governos à crise financeira internacional de 2007/2009 têm sido bem distintas entre os países ao redor do mundo. No entanto, existem alguns elementos em comum, como por exemplo, a utilização conjunta das políticas monetária e fiscal para combater a crise. Como apontam Davig e Leeper (2011), nos EUA o governo aprovou no Congresso dois pacotes de estímulos fiscais que somados ultrapassavam US\$ 900 bilhões em gastos adicionais e reduções de impostos. Estes pacotes de gastos compreendiam, basicamente, os setores de infraestrutura, saúde e energia. Além disso, também incluíam transferências do governo federal aos governos estaduais e municipais.

No Brasil, o governo atuou no mesmo sentido e nos anos de 2008 e 2009 foram editadas diversas medidas fiscais de combate à crise e de estímulo à atividade econômica. No que se refere à política fiscal o governo aprovou no Congresso um conjunto de desonerações fiscais temporárias¹ de incentivo à indústria e ao comércio. Já no que tange especificamente à política monetária, o Banco Central promoveu redução das reservas compulsórias dos bancos em R\$ 100 bilhões e reduziu as taxas de juros nominais.

A implementação dessa série de medidas de estímulos fiscais teria sido feita com o objetivo principal de garantir o nível de emprego e de crescimento econômico. Portanto, a ideia de que essas medidas de estímulos fiscais estimulariam a criação de empregos via aumento da demanda agregada, tem por hipótese básica que um aumento de gastos do governo leva ao aumento do consumo privado, principalmente no curto prazo. No entanto, conforme aponta Davig e Leeper (2011) isto não encontraria suporte nem na teoria econômica e nem, universalmente, nas evidências empíricas. Por outro lado, estas medidas governamentais tem chamado a atenção de diversos pesquisadores e formuladores de política econômica por todo o mundo no sentido de avaliar de que modo essas medidas de política fiscal e monetária afetam a economia, principalmente quando há interação entre elas. Diversos estudos foram feitos analisando isoladamente as políticas monetária e fiscal. Entretanto, “a falta de coordenação dessas políticas no Brasil, frequentemente, tem sido apontada como o motivo para os desequilíbrios macroeconômicos” [Nunes e Portugal (2009)].

¹ Pode-se mencionar a redução do IPI para uma série de produtos (inclusive bens de capital e produtos da linha branca) e isenção da Contribuição para o Financiamento da Seguridade Social (COFINS) sobre o trigo, farinha e moto. Além disso, houve também redução do Imposto de Renda para Pessoa Física (IRPF) com a aprovação de uma nova tabela de alíquotas. Ver WWW.fazenda.gov.br/portugues/documentos/2009/p13079.pdf

Como mencionam Davig e Leeper (2011) alguns analistas econômicos acreditam que essa combinação de macropolíticas de combate à crise irá perdurar por muito tempo. Em boa medida porque a expectativa de como serão os regimes de política monetária e fiscal no futuro influencia as decisões feitas no presente. A forma como os gastos, por exemplo, no Brasil serão financiados no futuro depende do tipo de combinação de regimes de política monetária e fiscal que estará ocorrendo, tendo em vista que a expectativa sobre esses possíveis regimes influenciam nas decisões dos agentes hoje.

Este trabalho busca estimar o impacto dinâmico de um estímulo fiscal condicionado ao tipo de combinação de regimes de política monetária e fiscal em um Modelo de Equilíbrio Geral Estocástico Dinâmico (MEGED)² calibrado para a economia Brasileira. Introduzimos algumas hipóteses típicas de um MEGED Novo Keynesiano, tais como rigidez nominal de preços, completa especificação das políticas monetária e fiscal e empresas atuando em mercado em concorrência monopolística. Os parâmetros da regra de política monetária seguem um processo de alternância de regime Markoviano e evoluem de acordo com a distribuição de probabilidade de ocorrência dos diversos estados, no qual esta distribuição é conhecida pelos agentes. Já os parâmetros da regra de política fiscal são estimados postulando um modelo vetorial de correção de erros (VEC). Utilizando uma matriz de probabilidades de transição conjunta, para os estados das políticas fiscal e monetária, insere-se a interação entre as políticas monetária e fiscal no modelo. É importante destacar que os agentes privados ao formarem suas expectativas de política, incorporam as mudanças de estados de acordo com esta probabilidade de transição. Os parâmetros restantes do modelo são calibrados conforme é explicitado em seção específica deste trabalho.

O efeito de um estímulo fiscal sobre o consumo privado acontece via dois canais distintos – pelos efeitos renda e substituição intratemporais e pelos efeitos renda e substituição intertemporais. Estes efeitos estão condicionados aos tipos de regime das políticas monetária e fiscal em vigor e como estes regimes evoluem ao longo do tempo. A análise empírica será feita considerando as diversas combinações possíveis entre os regimes de política monetária e fiscal observadas empiricamente. Como será visto mais adiante detectamos para o Brasil uma política monetária sempre ativa (apenas alternando seu grau de intensidade) e uma política fiscal sempre passiva. Os nossos resultados empíricos nos permitem considerar a existência das seguintes possíveis combinações entre os regimes de política monetária e fiscal:

² Em inglês: DSGE (Dynamic Stochastic General-Equilibrium).

- AM⁺/PF - Política Monetária Mais Ativa e Política Fiscal Passiva;
- AM/PF - Política Monetária Menos Ativa e Política Fiscal Passiva.

Faremos a seguir uma discussão teórica, retirada da literatura³, a respeito das diversas combinações possíveis das políticas monetária e fiscal considerando-se que elas possam ter apenas dois estados, podem ser ativas ou passivas.

1. AM/PF – Política Monetária Ativa e Política Fiscal Passiva;
2. PM/AF – Política Monetária Passiva e Política Fiscal Ativa;
3. PM/PF – Política Monetária Passiva e Política Fiscal Passiva;
4. AM/AF – Política Monetária Ativa e Política Fiscal Ativa.

O regime AM/AF é o postulado pela Teoria Fiscal do Nível de Preços (TFNP). Este regime é caracterizado por alguns autores como um caso (*Strong-Form*) da TFNP, em que a política fiscal afeta o nível de preços e a trajetória da inflação independe de alterações na política monetária. Ou seja, “*Strong-Form FT maintains that fiscal policy determines future inflation, but independent of future money growth*” [Carlstrom e Fuerst (2000), pág. 23]. É importante destacar que sob esta combinação de regimes as variáveis podem ser levadas a trajetórias explosivas. O regime PM/AF é classificado por determinados autores⁴ como sendo um caso específico (*Weak-Form*) da TFNP, em que, diferentemente do caso anterior, a inflação ainda é um fenômeno monetário. Aqui a autoridade monetária emite moeda passivamente e, portanto, a política fiscal não determina o nível de preços independentemente do estoque de moeda. A autoridade fiscal ao definir a trajetória do resultado primário, força a autoridade monetária a gerar receita de senhoriagem de modo a satisfazer a restrição orçamentária do governo. Esta “versão” da TFNP é consistente com a teoria da Aritmética Monetarista Desagradável⁵ desenvolvida por Sargent e Wallace (1981). O regime PM/PF gera uma indeterminação do equilíbrio nos MEGED. A combinação de regimes que detectamos empiricamente para o Brasil e que analisaremos neste texto pode ser caracterizada como AM/PF e é consistente com os pressupostos da Teoria da Equivalência Ricardiana.

³ Ver King et al (1988), Woodford (1998), Kim (2003), Galí et al (2007), Monacelli e Perotti (2008), Davig e Leeper (2011).

⁴ Ver Carlstrom e Fuerst (2000), Kim (2003).

⁵ Em inglês: “Unpleasant Monetarist Arithmetic”, Sargent and Wallace (1981).

Com uma política monetária ativa (no nosso caso ela é mais ativa ou menos ativa) e fiscal passiva os efeitos substituição e renda intratemporais provocados por um aumento inesperado nos gastos do governo levam a um aumento na demanda agregada. Com o aumento da demanda agregada, haverá um aumento do produto e aumento na demanda por trabalho. A atuação dos efeitos intratemporal e intertemporal das taxas de juros reais e dos impostos fazem com que a haja queda de salário real, queda da produtividade marginal, queda dos custos marginais, aumento da oferta de trabalho, queda do nível de preços e redução do consumo privado. É importante destacar que há também elevação da dívida pública e aumento dos impostos para financiá-la. Com exceção da trajetória das taxas de juros nominais, a única diferença relevante nos resultados encontrados sob as duas combinações de regimes empiricamente detectadas neste trabalho, consiste na magnitude dos efeitos das variáveis analisadas.

O segundo esforço deste trabalho é analisar o impacto inesperado da elevação dos gastos do governo sobre a dinâmica da dívida pública. Como aponta Davig e Leeper (2011) quando há uma expectativa de uma trajetória de elevação dos gastos do governo sem uma contrapartida em uma trajetória de elevação de impostos, ocorre um desequilíbrio intertemporal da restrição orçamentária do governo, e as famílias substituem dívida (títulos) por consumo. Portanto, é necessário que se façam determinados ajustamentos para que a restrição orçamentária do governo volte a ser satisfeita. Os tipos de combinação dos regimes de política monetária e fiscal vão determinar de que forma este mecanismo de ajustamento vai ocorrer e como cada componente da restrição orçamentária (receita de senhoriagem e receita primária) contribuirá para esse resultado.

Neste sentido, além da contribuição para a discussão acerca da importância do tipo de combinação dos regimes de política monetária e fiscal para a evolução da dinâmica de variáveis macroeconômicas relevantes como, por exemplo, o consumo privado e a dívida pública, este trabalho também visa prestar contribuição na mensuração quantitativa dos multiplicadores dos gastos do governo.

O trabalho é composto por quatro capítulos além desta introdução. No capítulo 1 será apresentada uma breve revisão da literatura sobre os impactos esperados de um estímulo fiscal sobre variáveis macroeconômicas, sobretudo em relação aos seus efeitos sobre o consumo privado e as taxas de juros. No capítulo 2 será descrita as estimações das regras de política monetária e fiscal, as metodologias adotadas nas estimações e será feita uma breve revisão da literatura sobre o tema. Ao final do capítulo será explicitada a modelagem adotada para se obter a interação entre as políticas monetária e fiscal. No capítulo 3 é introduzido o MEGED

utilizado, a metodologia empregada, quais parâmetros foram utilizados e como o modelo foi calibrado. Ao final do capítulo será feita a análise empírica dos resultados do modelo para o Brasil. Por fim o capítulo 4 finaliza o trabalho apresentando as principais conclusões e possíveis extensões do presente trabalho.

1. REVISÃO DE LITERATURA

Nas últimas três décadas surgiram diversos estudos acerca da importância do efeito das mudanças nos gastos do governo sobre uma série de variáveis macroeconômicas - consumo privado, taxa de juros, horas trabalhadas, impostos etc.

Alguns autores desenvolveram modelos nos quais as elevações nos gastos do governo levam a reduções no consumo privado. Hall (1979), Barro e King (1984), Aiyagari et al (1990), e Baxter e King (1993) são alguns exemplos. Através de um modelo neoclássico de crescimento Hall (1979) sugere que tanto um aumento permanente como temporário dos gastos do governo aumenta o produto e as horas trabalhadas. De acordo com Hall (1979) os efeitos sobre o produto de um aumento permanente nos gastos do governo são menores do que quando há um aumento temporário. Esta diferença ocorre porque no caso permanente não há elevação da demanda agregada líquida, tendo em vista que a renda permanente do consumidor se reduz na mesma magnitude do aumento permanente dos gastos do governo. Consequentemente há redução do consumo privado. De acordo com a teoria neoclássica, elevados gastos do governo financiados por impostos do tipo *lump-sum* reduzem a riqueza das famílias o que, por sua vez, reduz a trajetória de consumo privado. Entretanto, no caso temporário há elevação líquida da demanda agregada, já que a renda permanente do consumidor quase não se altera e, portanto, a demanda por consumo privado se mantém praticamente inalterada. O ajustamento quando há aumento da demanda agregada líquida é feito pela elevação transitória das taxas de juros reais, que atuam via efeito substituição intertemporal. Conforme também argumenta Barro (1987), um aumento permanente dos gastos do governo não altera as taxas de juros reais. Entretanto, se o aumento for temporário há um efeito positivo sobre as mesmas.

Diferentemente do que foi encontrado por Hall (1979), para outros autores como Barro e King (1984), tanto alterações permanentes como temporárias nos gastos do governo afetam de forma idêntica as quantidades de trabalho, consumo e produto corrente⁶. Isto ocorre quando no modelo as preferências são representadas por uma função utilidade separável ao longo do tempo (*time-separable*). Essa especificação da função utilidade torna os valores passados do trabalho e consumo irrelevantes na determinação da utilidade no presente e no futuro. Barro e King (1984) afirmam,

⁶ Entretanto, a diferença entre gastos temporários ou permanentes tem efeitos distintos sobre a taxa de juros real corrente. Para mais detalhes ver Barro e King (pág.827, 1984).

But this form of preferences does not restrict the sizes of intertemporal-substitution effects: notably, we can still have a strong response of labor supply to temporary changes in wages or to movements in interest rates. However, there are important constraints on the relative responses of leisure and consumption to changes in relative prices and permanent income.

Estes resultados podem ser alterados se o governo puder atuar no mercado de crédito, emprestando ou pegando emprestado. Caso o governo possa usar a emissão de dívida como atenuante da trajetória de alterações nos impostos, então, um aumento temporário nos gastos do governo será acompanhado de um ajuste menor de impostos em relação ao ajuste feito caso os gastos fossem permanentes. Desta forma, aumentos menores dos impostos induzirão a um produto corrente maior. Já em relação à resposta do consumo privado a um aumento (temporário ou permanente) nos gastos do governo, Barro e King (1984) encontraram uma resposta negativa. Ou seja, queda do consumo. A ideia é que um aumento nos gastos do governo aumenta a demanda agregada corrente. Este gasto atua como um substituto do consumo privado corrente. Com isso, há redução do consumo privado e aumento da produção. Dependendo da magnitude da resposta do consumo e da produção a este aumento de gastos do governo, pode haver um aumento de demanda maior do que da oferta. Com isso haverá elevação dos juros como forma de equilibrar os mercados. Em geral, no equilíbrio a produção e o nível de trabalho serão maiores, mas com o consumo menor.

Aiyagari et al (1990) em um modelo neoclássico de equilíbrio geral estocástico com crescimento detectaram, teoricamente, que o impacto de um aumento permanente nos gastos do governo sobre o produto e o emprego é maior do que se o aumento for transitório. Além disso, detectaram, empiricamente, que o efeito de um aumento permanente nos gastos do governo sobre as taxas de juros é maior do que se o choque de gastos for transitório. A diferença em relação ao que foi encontrado por Hall (1979) consiste na hipótese do efeito renda sobre o lazer. Para Hall (1979) tanto no caso permanente como no transitório não há efeito renda sobre o lazer. Entretanto, para Aiyagari et al (1990) este argumento é inconsistente para o caso temporário, tendo em vista que para eles sob esta hipótese uma mudança temporária nos gastos do governo também não altera o produto e o emprego no equilíbrio.

Desta forma, Aiyagari et al (1990) explicam que,

First, if the income effect on leisure is zero, then the marginal rate of substitution between labor and consumption depends only on leisure. Therefore, household's labor supply depends only the current real wage rate – interest rate considerations play no role in determining labor supply. Second, the marginal productivity schedule of labor, which determines the demand for labor is fixed by the current stock of capital and the level of technology. Taken together, these two observations imply that equilibrium output and employment do not depend on the contemporaneous level of government consumption.

Com um efeito renda sobre o lazer positivo, um aumento de gastos permanente do governo afeta tanto o emprego quanto o consumo numa magnitude maior do que se o gasto fosse temporário. Isto foi obtido analisando-se o efeito de um choque nos gastos do governo sobre as horas trabalhadas das famílias. Eles separaram este efeito em três canais. Primeiro, através do efeito direto do consumo do governo sobre as horas trabalhadas, mantendo-se constante o investimento privado. Segundo, através do efeito direto do consumo do governo nas horas trabalhadas que ocorre através de alterações no investimento. E terceiro, através do efeito no investimento de uma mudança no consumo do governo. Assim sendo, nos dois primeiros canais de transmissão aumentos no consumo do governo e no investimento são considerados reduções exógenas da renda, que elevam as horas trabalhadas. Já pelo terceiro canal um aumento temporário no consumo do governo reduz o investimento, o que mostra o desejo dos agentes em suavizar seu consumo ao longo do tempo. Um aumento permanente do consumo do governo ou aumenta o investimento ou não o reduz na mesma magnitude do caso temporário. Devido ao efeito renda sobre o lazer ser positivo, um aumento dos gastos do governo eleva, como resposta, as horas trabalhadas no estado estacionário. Com isso, tanto o nível de estoque de capital quanto o investimento precisam aumentar no estado estacionário. Diferentemente de Hall (1979) aqui o investimento muda, tendo em vista que há alteração na taxa de juros.

Por fim, na lista de autores que encontraram resultados que detectaram reduções do consumo privado devido às alterações nos gastos do governo, destacam-se Baxter e King (1993). Utilizaram um modelo neoclássico de um setor com trabalho variável e acumulação de capital endógena. Em resumo, chegaram à conclusão de que alterações permanentes nos gastos do governo levam a efeitos maiores do que em alterações temporárias. Alterações permanentes dos gastos do governo podem levar a multiplicadores de curto e longo prazo maiores do que um. Aqui, em contraste com Hall (1979), o efeito substituição não é quantitativamente mais importante do que o efeito renda. Por isso, o efeito de um choque de gasto permanente no governo é maior do que o choque temporário. Baxter e King (1993) ainda comparam empiricamente os efeitos no produto e no consumo devido às alterações permanentes e temporárias dos gastos do governo. Encontraram aproximadamente um efeito positivo sobre o produto de 0,86% e 0,56% para alterações dos gastos, respectivamente, permanentes e temporárias. No longo prazo o efeito sobre produto foi estimado em torno de 1,2%. Já o efeito de curto prazo em relação ao consumo foi de queda de 0,66% no caso de elevação dos gastos permanentes e de queda de 0,3% no caso temporário. No que tange ao efeito sobre os investimentos Baxter e King (1993) encontraram resultados em sentidos

opostos dependendo se o choque de gastos do governo era temporário ou permanente. Ou seja, no caso de choque permanente houve um efeito positivo de cerca de 0,4%. Já no caso de choque temporário houve uma queda de 0,1%. Por fim, no longo prazo os resultados quanto ao consumo e ao investimento foram de -0,2% e de 0,3%, respectivamente.

É importante mostrar que ao longo do tempo outros trabalhos abordando estas questões foram elaborados. Os resultados foram bem diferentes dos apresentados anteriormente. Blanchard e Perotti (2002) utilizaram um VAR estrutural (SVAR) com informação institucional sobre o sistema de impostos e transferências para identificar os choques em impostos e gastos do governo sobre a atividade econômica. O modelo foi especificado de duas formas distintas. No primeiro as variáveis utilizadas (despesa do governo, impostos líquidos e PIB) foram consideradas determinísticas. Já na segunda forma de especificação as variáveis foram consideradas estocásticas. Neste segundo caso os autores tomaram a primeira diferença de cada variável e subtraiu-se de cada série a média geométrica da primeira diferença no período anterior. Os autores utilizaram a função impulso-resposta na análise empírica. Sob a hipótese de tendência determinística, um aumento de US\$ 1 nos gastos do governo levam a um aumento de US\$ 0,50 no consumo privado, atingindo o pico de US\$ 1,26 após aumentar por quatorze trimestres. Já o investimento cai nos primeiros cinco trimestres atingindo seu menor valor de -1, caracterizando um efeito deslocamento (*crowding out*) completo. Sob a hipótese de tendência estocástica os resultados, em geral, são bem parecidos. A principal diferença está na magnitude dos efeitos de pico sobre o consumo, atingindo neste caso um valor menor. Já Alesina et al (1999) utilizando um VAR com dados em painel para 20 países da OCDE chegaram num mesmo resultado obtido por Blanchard e Perotti (2002).

Numa análise após o período de Bretton Woods, Ravn, Schimitt-Grohé e Uribe (2007) também empregaram um VAR estrutural (SVAR) em painel com países industrializados e detectaram que aumentos não antecipados de gastos do governo levam a aumentos tanto no produto quanto no consumo privado. Estes resultados foram encontrados através de um mecanismo *deep habit* desenvolvido pelos mesmos autores em trabalho de pesquisa no ano de 2005. A ideia central desse mecanismo de transmissão é que ao ocorrer um aumento nos gastos do governo, isto provoca uma redução nos *markups* das empresas, agindo como um choque de produtividade positivo que desloca a demanda por trabalho para fora. Supondo que este aumento de demanda por trabalho seja suficientemente grande para elevar o salário real, então, isto faz com que haja um efeito substituição de lazer em favor do consumo. Ou seja, este efeito substituição precisa ser forte o bastante para anular o efeito renda negativo sobre o

consumo, decorrente do aumento da absorção pública de recursos. Estes resultados encontrados por Ravn, Schimitt-Grohé e Uribe (2007) são consistentes com os de autores como Rotemberg e Woodford (1992), Fatás e Mihov (2001b), Blanchard e Perotti (2002), Perotti (2007), e Galí, López-Salido e Vallés (2007), cujas hipóteses de identificação e métodos de estimação são similares aos utilizados por eles. Mesmo os resultados encontrados no modelo neoclássico de Ramey e Shapiro (1998), que empregam uma hipótese de identificação de choques do governo baseado num abordagem narrativa onde um aumento de gastos do governo leva a redução do consumo e do salário real, são consistentes com o trabalho de Ravn, Schimitt-Grohé e Uribe (2007) que utilizam o modelo *deep habit* e hipótese de identificação através do SVAR. Estes últimos autores também encontraram esse resultado ao utilizar um choque antecipado nos gastos do governo. Porém, como vimos anteriormente caso o choque seja não antecipado o consumo e o salário real aumentam.

Num modelo padrão de ciclos reais de negócios (com consumidores Ricardianos⁷) um aumento de gastos do governo leva a uma redução no consumo privado. Já num modelo IS-LM padrão (com consumidores não-Ricardianos⁸), um aumento dos gastos do governo leva a um aumento no consumo privado. Galí, López-Salido e Vallés (2007) utilizaram um modelo simples de equilíbrio geral dinâmico que leva em consideração a existência de uma parcela de consumidores não-Ricardianos e uma parcela de consumidores Ricardianos. Além disso, utilizaram-se da hipótese de rigidez nominal nos preços. Com este modelo, Galí, López-Salido e Vallés (2007) chegaram à mesma conclusão do modelo IS-LM Keynesiano de que uma expansão fiscal leva a um aumento do consumo privado e que a resposta do investimento a essa expansão é de queda ou não é estatisticamente significativa. O canal de transmissão pelo qual há existência de uma resposta procíclica do consumo quando há aumento nos gastos do governo ocorre através de uma maior participação da parcela de consumidores não-Ricardianos e de rigidez nominal nos preços. Isto é necessário porque a presença maior de consumidores não-Ricardianos pode diminuir o peso do efeito renda negativo sobre o consumo, tendo em vista que o consumo se torna mais sensível à renda de trabalho corrente. Soma-se a isso a presença de rigidez de preços que eleva o salário real, desde que o *markup* se reduza mais do que a redução do produto marginal do trabalho. Este efeito também aumenta a renda do trabalho corrente das famílias. Sendo assim, com a grande presença de consumidores não-Ricardianos há aumento no consumo privado corrente.

⁷ São consumidores que possuem horizonte de vida infinito e a decisão de consumo é baseada numa restrição orçamentária intertemporal.

⁸ São consumidores que não emprestam e nem tomam emprestado, consomem toda a renda do trabalho.

Assim como os autores acima, Monacelli e Perotti (2008) assumem rigidez nominal de preços e a existência de uma parcela de consumidores não-Ricardianos para gerar um aumento no salário real. Além disso, as preferências entre lazer e consumo são representadas por uma função utilidade não separável ao longo do tempo (*non-separability*), as firmas atuam no mercado em concorrência monopolística e assim como Ravn, Schimitt-Grohé e Uribe (2007), os autores Monacelli e Perotti (2008) assumem a hipótese de mercados completos. A diferença entre estes últimos autores está no mecanismo de transmissão usado, como já mencionado anteriormente, para gerar um *markup* contracíclico. Os autores mostram como um efeito renda muito pequeno, mas positivo sobre a oferta de trabalho pode gerar uma resposta positiva do consumo privado de um choque de gastos do governo e que sob esta hipótese a elevação do salário real é condição necessária para este resultado. Cabe destacar que haverá queda no consumo privado caso as preferências determinem que consumo e horas trabalhadas sejam substitutos e não complementares⁹.

Ainda de acordo com pesquisas que identificaram que aumentos de gastos do governo afetam positivamente o consumo privado, estão os autores Mountford e Uhlig (2009). Estes autores através de um método de identificação agnóstico de imposição de restrição de sinais na função impulso-resposta, estendido para identificação de choques múltiplos, detectaram que em resposta a elevação de impostos e de elevação de gastos do governo, há redução nos investimentos. Em relação ao consumo privado há convergência com o que foi encontrado por Blanchard e Perotti (2002) e Galí, López-Salido, e Vallés (2007), onde um aumento de gastos do governo não antecipado não reduz o consumo privado. Porém, diferentemente destes estudos, o consumo privado não responde fortemente à expansão fiscal. Para eles há um aumento pequeno e significativo do consumo privado no impacto e que o salário real não se eleva.

Sob a perspectiva de que a interação entre os regimes de políticas monetária e fiscal é crucial para explicar o efeito de estímulos fiscais, Davig e Leeper (2011) em trabalho realizado para os EUA utilizam um modelo de equilíbrio geral estocástico dinâmico (MEGED)* com hipóteses Novo Keynesianas. O governo ao aumentar seus gastos inesperadamente, leva via efeito substituição intratemporal a um aumento da demanda por bens e serviços, e conseqüentemente do produto. Esta demanda maior e aumento do produto levam as empresas a produzirem mais produtos. Porém, como neste modelo o estoque de capital é fixo, isto leva a procura por mais trabalhadores. Portanto, o aumento da produção

⁹ Para aprofundamento ver Monacelli e Perotti (2008), págs. (1-6).

leva ao aumento da demanda por trabalho. Para que os trabalhadores estejam dispostos a ofertar mais horas de trabalho, num primeiro momento, as empresas aumentam os salários nominais de modo que o salário real aumente. Isto leva ao aumento dos custos marginais das empresas. Levando em consideração que os agentes econômicos acreditam que estes movimentos de gastos do governo serão persistentes e, portanto, de forma indireta que o aumento dos custos também o será, então, as empresas elevam seus preços. Isto é possível devido ao fato de que as empresas atuam num mercado em concorrência monopolística e, portanto, aquelas que podem ajustar seus preços, se movem nessa direção. Conseqüentemente, isto leva a um aumento no nível geral de preços (inflação). No final há redução do salário real.

Neste sentido, os autores mostram que sob um ambiente em que os regimes de política monetária e fiscal se alternam ao longo do tempo e em que há interação entre os mesmos, o governo em contrapartida age da seguinte forma:

- Política Monetária Ativa e Política Fiscal Passiva: o governo em resposta a elevação de preços, eleva as taxas de juros nominais num valor superior a inflação, fazendo com que haja elevação real das taxas de juros. Isto provoca redução na demanda por consumo das famílias. A inflação se reduz, porém ainda se mantém num patamar moderado capaz de contribuir um pouco através da arrecadação das receitas de senhoriagem para uma menor elevação da dívida. Após a dissipação completa do efeito do choque dos gastos do governo, a inflação retorna para o seu estado estacionário. Por outro lado, a autoridade fiscal aumenta os impostos como forma de financiar o aumento dos gastos. Desta forma, através dos efeitos substituição e renda intertemporal um aumento de gastos leva a redução do consumo privado.
- Política Monetária Passiva e Política Fiscal Ativa: sob o regime de política monetária passiva a elevação dos juros nominais em resposta a expectativa do aumento da inflação é menor do que 1 (um), ou seja, as taxas de juros reais diminuem. Isto desestimula a poupança em títulos por parte das famílias e estimula ainda mais o aumento do consumo. Pelo lado fiscal, apesar da expectativa de elevação dos impostos ser menor, a arrecadação é maior tendo em vista a expansão do PIB ter sido maior. Portanto, uma arrecadação maior de impostos somado a uma maior receita de senhoriagem (por conta de uma inflação maior) leva a um aumento menor da dívida. Assim como no caso anterior, o efeito da elevação dos gastos é transmitido via efeito substituição e renda intertemporal.

Além disso, o autor também comenta o caso em que ambas as políticas são passivas e mostra que o aumento de impostos é maior neste caso do que nos casos anteriores e, portanto, o aumento da dívida é menor. A política monetária passiva também leva a aumento no consumo privado. No caso de ambas as políticas serem ativas, o autor mostra que o resultado é explosivo, onde tanto o consumo quanto a dívida aumentam sem tendência de estabilização.

Em relação aos multiplicadores de impacto os autores mostram que ambos também estão condicionados os tipos de regimes prevalecentes. Portanto, sob o regime de política monetária ativa e fiscal passiva, o multiplicador de gastos do governo é menor do que no caso da política monetária passiva e da fiscal ativa. Neste último regime o multiplicador é maior do que a unidade o que significa que o multiplicador do consumo é positivo. O contrário ocorre no caso da primeira combinação de regimes.

Desta forma, Davig e Leeper (2011) concluem que “tomados juntos, os impactos de um estímulo fiscal não podem ser compreendidos sem o estudo conjunto das políticas monetária e fiscal. Mais do que isso, hipóteses diferentes sobre o comportamento conjunto das políticas monetária e fiscal podem levar a diferentes conclusões sobre as prováveis consequências de um estímulo fiscal”. Cabe por fim mencionar que Kim (2003) também utiliza este mesmo mecanismo de alternância de regimes das políticas monetária e fiscal para gerar via efeito substituição e renda intertemporal e intratemporal, elevação no consumo privado.

2. REGRAS DE POLÍTICA MONETÁRIA E FISCAL

2.1. Regra de política monetária

2.1.1. Introdução

Antes de apresentar esta breve introdução à discussão sobre algumas possíveis formas de especificação e de métodos de estimação de regras de política monetária é importante frisar que o objetivo desta seção é apenas mostrar que não há um método de estimação ou forma de especificação que seja definitiva e nem consensual, sobretudo para o Brasil.

Sugerido por Taylor (1993) a regra de política monetária ou ainda função de reação de uma autoridade monetária relaciona a taxa de juros nominal de curto prazo à taxa de inflação e ao hiato do produto¹⁰, em que a taxa de juros nominal é a variável dependente e a taxa de inflação e o hiato do produto são as variáveis explicativas. A partir deste estudo, diversos outros foram elaborados atribuindo a estrutura da regra inicialmente elaborada novas formas de representação levando-se em consideração a necessidade de incorporar variáveis que pudessem explicar mais adequadamente esta relação, ou ainda atender a outros objetivos de política econômica que não o controle da taxa de inflação ou estabilização da atividade econômica.

Por exemplo, alguns autores sugerem que em economias com regimes de taxa de câmbio flutuante, as taxas de juros poderiam ser utilizadas para reduzir a volatilidade da taxa de câmbio. Para estes autores isso seria importante tendo em vista que a desvalorização da taxa de câmbio decorrente da fuga de capitais, afeta a economia negativamente. Em estudo realizado para o Brasil, Holland (2005) detectou que a política monetária responde significativamente aos choques de câmbio. Calvo e Reinhart (2002) mostraram que elevações de taxas de juros poderiam atrair reservas internacionais para o país e, portanto, contribuir para a diminuição de possíveis desequilíbrios nas contas externas. Os autores também sugerem que a taxa de juros poderia ser reduzida com o objetivo de apreciar a taxa de câmbio, tendo em vista que desvalorizações das taxas de câmbio são preocupantes em países com

¹⁰ Define-se por hiato do produto o desvio do produto em relação ao seu nível natural.

elevada dívida em moeda estrangeira. Portanto, a introdução de uma variável como a variação das reservas cambiais na equação original de Taylor foi uma das formas de tentar considerar esta questão. Já num regime de câmbio fixo ou administrado, alguns autores adicionaram as variações das reservas internacionais na regra de política monetária. Carneiro e Wu (2001) estimaram para o Brasil uma regra de política monetária através da introdução das reservas internacionais na tentativa de levar em consideração os choques externos.

Alguns autores apontam que a forma pela qual os Bancos Centrais realizam alterações nas taxas de juros é uma questão que também deveria ser considerada. A alteração nas taxas de juros é feita de forma instantânea ou gradual? Uma ampla variedade de estudos de diversos autores sugere que os Bancos Centrais tendem a realizar intervenções de forma gradual na economia e não de maneira abrupta. Além de outros motivos, isto estaria relacionado com o medo destas ações provocarem fortes desequilíbrios em alguns mercados, sobretudo nos mercados financeiros. Goodfriend (1991) e Sack (2000) apontam nesse sentido. Além das possíveis formas que uma regra de política monetária pode assumir em termos de quais variáveis deveriam fazer parte da regra, conforme aponta Policano, “a delimitação do período analisado e a postura assumida pelo banco central (*backward-looking* ou *forward-looking*) são fundamentais para o resultado”. Taylor (1993), por exemplo, trabalhou na forma *backward-looking*, onde se utilizou a taxa de inflação passada ou corrente na estimação. Já autores como Clarida et al (2000) e Minella et al (2002), introduziram as expectativas das taxas de inflação e do produto, caracterizando-se como um modelo *forward-looking*. Mohanty e Klau (2004) estimaram três regras de política monetária combinando diferentes posturas assumidas pelos Bancos Centrais com métodos de estimação diferentes para um grupo de países emergentes.

Esta variedade de estudos acerca da regra de política monetária também pode se diferenciar quanto ao método de estimação dos coeficientes da regra de política monetária. Judd e Rudebush (1998) estimaram os coeficientes da regra de política monetária através de regressões feitas por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Clarida, Galí e Gertler (1998) utilizaram para os dois grupos de países industrializados analisados o Método dos Momentos Generalizados (GMM). Policano e Bueno (2006) estimam para o Brasil uma regra de política monetária através do método *Time Varying Parameter* (TVP), onde variam a cada período seguindo um processo de passeio aleatório. Na classe de métodos onde há possibilidade de alternância de regimes, Salgado, Garcia e Medeiros (2001) utilizaram para o Brasil o método *Threshold Auto-Regressive* (TAR), em que a taxa de juros seguia dois regimes baseados em períodos onde há crise externa e períodos onde não há. A variável que provoca a mudança de regimes é um indicador de crises cambiais que fora definido pelos autores. Alguns autores

aplicaram um método diferente de estimação de alternância de regimes. Este método segue um processo de cadeias de Markov conhecido como *Markov-Switching* (MS). Entre estes autores podemos citar Nobay e Peel (2000), Ruge-Murcia (2001), Dolado et al (2002), Kim et al (2002), Bueno (2005), Davig e Leeper (2006).

Neste sentido, apresentaremos a justificativa para a escolha do método (MS) para a estimação da regra de política monetária utilizada neste trabalho. A explicação para forma de especificação utilizada será apresentada antes da análise dos resultados da estimação.

2.1.2. Metodologia¹¹

Como dito anteriormente, analisaremos o impacto de um choque de gastos do governo considerando ser possível haver alternância nos regimes da política monetária. Consistentemente com esta hipótese de alternância, escolhemos um método de estimação que admite que os parâmetros, da função de reação do Banco Central, sigam um processo markoviano de mudança (*Markov-Switching*) e que os valores destes parâmetros dependam do regime no qual a política monetária se encontra em cada instante de tempo. O modelo pode ser descrito pelas equações abaixo:

$$y_t = a(S_t) + \sum_{m=1}^q b_m(S_t) y_{t-m} + \sum_{m=1}^q c_m(S_t) x_{t-m} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2(S_t)).$$

$$P=[p_{ij}], \quad p_{ij} = \Pr[S_t = i | S_{t-1} = j], \quad i, j = 1, 2. \quad (2)$$

Onde:

y_t é a taxa de juros nominal de curto prazo,

x_t é o vetor de variáveis que o Banco Central leva em conta na fixação da taxa de juros,

S_t é uma variável aleatória que evolui de acordo com uma matriz de probabilidades de transição, P , expressa por (2) e que assume, em cada período t , um de dois valores diferentes.

¹¹ Metodologia extraída do TD 1285a, IPEA. Ver Lima, Maka e Mendonça (2007).

O modelo é não-linear e mistura componentes discretos e contínuos com mudança aleatória. Este modelo pode ser classificado na mesma categoria de modelos descritos por Chib (1996), ou seja, de cadeias ocultas de Markov. O modelo em Hamilton (1989) também pertence a esta classe e uma variedade desta classe de modelos também é discutida em Kim e Nelson (1999).

Seja $\theta_t = \theta(S_t)$ e $\theta(S_t) = \{a(S_t), \{b_m(S_t), c_m(S_t)\}_{m=1}^q, \sigma^2(S_t)\}$. Neste modelo os parâmetros θ_t mudam ao longo do tempo de acordo com uma variável estado, S_t , não observável, aleatória e discreta indicadora do estado da política monetária. S_t segue um processo markoviano de alternância de regimes indicando, em cada período t , um dos dois diferentes estados (regime). Dado θ , $\theta = \{\theta(S_t=i)\}_{i=1}^2$, P (a matriz de probabilidades de transição) e a distribuição a priori para o estado inicial, é fácil avaliar a função de distribuição de probabilidade (*fdp*) dos dados condicionada nas observações iniciais [Sims(2005)].

Para avaliar a *fdp* e obter as estimativas filtradas das probabilidades dos estados, seja Ψ_{t-1} o conjunto de informações até $t-1$. Dado θ , P e $\Pr[S_{t-1}=i | \Psi_{t-1}]$ pode-se obter $\Pr[S_t = j | \Psi_t]$ ($i, j=1, 2$), as estimativas filtradas da probabilidade dos estados em t e a distribuição de y_t dado Ψ_{t-1} . Os cálculos são realizados através de recursões descritas nas equações (3), (4) e (6)¹² apresentadas a seguir.

A distribuição de S_t condicionada a Ψ_{t-1} é dada por:

$$\Pr(S_t = j | \Psi_{t-1}) = \sum_{i=1}^2 \Pr(S_t = j | S_{t-1} = i) \Pr(S_{t-1} = i | \Psi_{t-1}), \quad i, j=1, 2. \quad (3)$$

A distribuição de y_t dado Ψ_{t-1} , $h(y_t | \Psi_{t-1})$, é obtida integrando $F(y_t, S_t)$ em relação a S_t . A densidade conjunta para y_t e S_t é dada por:

$$h(y_t | \Psi_{t-1}) = \sum_{j=1}^2 F(y_t, S_t = j | \Psi_{t-1}) = \sum_{j=1}^2 f(y_t | \theta(S_t = j), \Psi_{t-1}) \Pr(S_t=j | \Psi_{t-1}) \quad (4)$$

¹² A recursão assume que θ e P são dados. Não há referências explícitas a eles porque eles são considerados fixos em todas as recursões.

Onde, $f(y_t | \theta(S_t), \Psi_{t-1})$ é a distribuição condicional da observação y_t , dado pelo modelo descrito em (1) e, portanto, $f(y_t | \theta(S_t), \Psi_{t-1}) =$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_t^2(S_t)}} \exp \left\{ -\frac{\left(y_t - a(S_t) - \sum_{m=1}^q b_m(S_t)y_{t-m} - \sum_{m=1}^q c_m(S_t)x_{t-m}(S_t) \right)^2}{2\sigma_t^2(S_t)} \right\} \quad (5)$$

Sendo assim, as estimativas filtradas de probabilidades de estado em t são dadas por:

$$\Pr(S_t = j | \Psi_t) = \Pr(S_t = j | y_t, \Psi_{t-1}) = \frac{F(y_t, S_t = j | \Psi_{t-1})}{h(y_t | \Psi_{t-1})} \quad (j=1,2) \quad (6)$$

Para iniciar a recursão, em $t = 1$, precisamos conhecer a distribuição a priori para o estado inicial, $\Pr[S_0 = j | \psi_0]$, para $j=1,2$. O valor observado y_1 é de fato informativo sobre $\Pr[S_1=j | \psi_0]$, para $j=1,2$. Avaliar a distribuição conjunta incondicional para y_1 e S_1 , dado ψ_0 , é bastante difícil e, se o modelo for não-estacionário, ela pode até não existir. Como Sims (2005), tratamos y_1 como não-estocástico e assumimos que S_1 e S_0 , dado ψ_0 , possam ser extraídos de sua distribuição incondicional, dada pelas probabilidades no estado-estacionário (π). A matriz π é dada pelo autovetor direito de P (matriz de probabilidades de transição) associado ao seu autovalor unitário. Portanto, π satisfaz $P\pi = \pi$ e é único se o processo markoviano for ergódico.

$$\pi = \begin{bmatrix} \Pr(S_1 = 1 / \psi_0) \\ \Pr(S_1 = 2 / \psi_0) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Pr(S_0 = 1 / \psi_0) \\ \Pr(S_0 = 2 / \psi_0) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \pi_1 \\ \pi_2 \end{bmatrix}$$

Vamos a seguir mostrar como calcular $h(y_t | \Psi_{t-1})$, $t=1, \dots, T$ (T = tamanho da amostra), dado θ e P .¹³ A função de verossimilhança é dada por:

$$L(\theta, P) = \prod_{t=1}^T h(y_t | \Psi_{t-1}) \quad (7)$$

¹³ Devemos incluir π nesta lista, mas não é, dadas as nossas hipóteses, um mapeamento de P para π .

A equação (7) nos dá o mapeamento dos parâmetros contidos em θ e P para o valor da verossimilhança L . Portanto, adotando a abordagem clássica, estes parâmetros poderiam ser estimados por máxima verossimilhança e por meio de uma rotina de otimização numérica¹⁴. No entanto, a verossimilhança descrita em (7) não possui um máximo global [(Hamilton (1994), Koop (2003)]. Uma singularidade surge sempre que, para uma observação, o modelo tem um ajuste perfeito, isto é,

$$y_t = a(S_t = j) + \sum_{m=1}^q b_m(S_t = j)y_{t-m} + \sum_{m=1}^q c_m(S_t = j)x_{t-m}$$
 para alguns t e j com variância zero ($\sigma^2(S_t = j) \rightarrow 0$), neste caso a verossimilhança se torna infinita.

Como apontado por Hamilton (1994), procedimentos numéricos mais frequentemente levarão à um máximo local razoável do que à uma singularidade. Ele propõe que a estimativa de máxima verossimilhança deva ser definida como sendo a associada ao maior máximo local da verossimilhança com $\sigma(S_t = j) > 0$, para todo j . Ele afirma ser razoável reiniciar em um valor inicial diferente sempre que uma singularidade surgir no processo de otimização numérica. Kiefer (1978) mostrou que verossimilhanças, similares a (7), têm um máximo local limitado e geram estimativas consistentes e assintoticamente Gaussianas. Restringindo o valor de $\sigma(S_t = j)$, para todo j , dentro de uma região limitada que exclui o valor zero (como implementado por Redner (1981), Hathaway (1985) e Sims (2005)), desde que esta região inclua o verdadeiro valor de $\sigma(S_t = j)$, permite obter um máximo global dentro deste conjunto restrito e obter estimadores dos parâmetros com propriedades adequadas.

2.1.3. Resultados Empíricos

Antes discutir os resultados encontrados é importante fazer alguns comentários sobre a forma funcional escolhida. Como pôde ser visto por (1), a função de reação da autoridade monetária é do tipo backward-looking. Diferentemente de Clarida, Galí e Gertler (2000), as ações da política monetária corrente não foram postas como explicitamente dependentes da expectativa da inflação futura. Isto foi feito por não haver consenso sobre o melhor indicador para a inflação esperada pelo Banco Central.

¹⁴ Como uma alternativa também é possível estimar este modelo usando o método de amostragem de Gibbs.

Ademais, muitos autores como Svensson (1999), Walsh (1997) e Rogoff (1985), utilizam a variável “meta de inflação” na função de reação. Entretanto, optou-se neste trabalho por não introduzir tal variável por dois motivos. Primeiro, o modelo já não é parcimonioso e ao se introduzir mais variáveis agrava-se a existência de poucos graus de liberdade. Segundo, por que o Banco Central do Brasil não está, necessariamente, mirando o centro da meta a todo momento em que altera sua taxa de juros. Como se sabe o sistema de metas de inflação implementado no Brasil atua dentro de uma faixa (banda).

No que se refere à introdução de variáveis como câmbio e reservas internacionais, além da preocupação com a falta de graus de liberdade, entendeu-se que no período analisado o BCB não possuía metas para a taxa de câmbio ou para o nível de reservas internacionais a serem atingidas pelo país. Ou seja, diferentemente do passado, a partir de 1999 com a introdução do regime de câmbio flutuante deixaram de existir metas para o câmbio e para o nível de reservas internacionais. Além disso, como apontam Taylor e Williams (2010)

if one looked carefully through the simulation results from different models, one could see that the better policy rules had three general characteristics: (1) an interest rate instrument performed better than a money supply instrument, (2) interest rate rules that reacted to both inflation and real output worked better than rules which focused on either one, and (3) interest rate rules which reacted to the exchange rate were inferior to those that did not.

É importante mencionar que foi introduzida uma *dummy* do tipo *outlier* no período de 2003:T4. A necessidade desta intervenção foi identificada via análise gráfica. Por fim, a escolha de duas defasagens (2 *lags*) está relacionada ao relativamente pequeno tamanho da amostra e devido ao fato de ao se tentar estimar com apenas com uma defasagem alguns dos coeficientes estimados deixaram de ser significativos.

2.1.3.1. Dados utilizados

Para estimar a regra de política monetária foi utilizada a taxa de juros nominal de curto prazo do Sistema de Liquidação e Custódia (Over - Selic) corrigida para dias úteis e disponibilizada pelo Banco Central do Brasil (BCB). Para o cálculo da taxa de inflação foi utilizado o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) disponibilizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A série utilizada para o cálculo do hiato do produto foi o Produto Interno Bruto (PIB) também disponibilizado pelo IBGE. A série de taxa de juros nominal mensal anualizada foi trimestralizada e a taxa de inflação utilizada é a taxa

de inflação acumulada em 12 meses. O hiato do produto foi obtido através do filtro HP cujo parâmetro de suavização foi configurado no valor igual a 1600, conforme sugerido por Hodrick e Prescott (1997). O período da amostra é de 1999:T1 até 2011:T2.

2.1.3.2. Análise das Séries e dos Resultados

Primeiramente foi realizado o teste de Dickey-Fuller Aumentado sem a introdução de intercepto ou tendência para a verificação de presença ou não de raiz unitária. A hipótese nula é a de existência de raiz unitária, ou seja, de não-estacionaridade. No nível apenas a série HIATOPIB é estacionária (Anexo C, Tabela C1). As demais séries não rejeitam a hipótese nula. No entanto, pode-se ver pela Tabela 1 que ao tomarmos a primeira diferença, todas as séries se tornam estacionárias ao nível de 1% de significância. Desta forma, todas as séries são integráveis de ordem um I(1). Como estimamos os parâmetros num modelo no qual todas as séries entram com duas defasagens não há possibilidade de regressão espúria no resultado da estimação. Além do mais como são I(0) ou I(1) existe a possibilidade de cointegrarem.

Tabela 1 - Teste Estatístico Dickey-Fuller Aumentado – Variáveis em Primeira Diferença

Hipótese Nula: possui uma Raiz unitária

Exógenas: Nenhuma

Defasagens: 1 (Automaticamente baseado no SIC, MAXLAG=10)

Séries	t-crítico: Ao nível de 1%	Estatística t:	Prob.*
D(SELIC)	-2,615093	-5,830361	0,0000
D(IPCA)	-2,615093	-5,210889	0,0000
D(HIATOPIB)	-2,614029	-5,488178	0,0000

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Fonte: O autor, 2012.

Ao realizar testes para escolha do modelo a ser adotado não foram encontradas evidências para se rejeitar o modelo estimado via MQO¹⁵ (Mínimos Quadrados Ordinários) sem mudança de Markov (MS) ou com MS (*Markov-Switching*). Utilizando-se critérios de informação, um modelo é dito “melhor” do que outro se o valor do critério de informação de um é menor do que o do outro. De acordo com o critério conhecido como Critério de

¹⁵ Em inglês OLS (Ordinary Least Squares)

Informação de Schwartz (SIC), o modelo a ser escolhido deveria ser o estimado via MQO. Para este critério o valor atingido pelo MQO foi de -6,3600 e pelo MS -6,1551. Já pelo Critério de Informação Akaike (AIC) o modelo MS deveria ser adotado. Neste modelo o valor atingido pelo MQO foi de -6,7787 e pelo MS de -7,2916. De certa forma o resultado obtido não é de surpreender tendo em vista que o custo marginal de se introduzir mais regressores é maior no SIC do que no AIC. Assim, como o MS é mais parametrizado do que o MQO não é estranho que o teste SIC tenha preferido o MQO. No entanto, como pôde ser visto os valores estão muito próximos e de acordo com Enders (2004) o AIC tende a melhor selecionar modelos em amostras pequenas do que o SIC.

Analisar os resíduos gerados pelas duas estimações nos ajuda a definir melhor qual o modelo a ser adotado. Para tanto, foram realizados testes de normalidade dos resíduos, análise de correlação serial entre os resíduos da regressão e verificação de presença de heterocedasticidade ou não no modelo. Utilizou-se o teste Jarque-Bera (JB) para testar se os erros são normalmente distribuídos (no teste adota-se a hipótese nula conjunta de que a assimetria é igual a 0 (zero) e a curtose é igual a 3 (três)). Portanto, a hipótese nula do teste é que os resíduos são normalmente distribuídos. A estatística de Jarque-Bera é dada por:

$$JB = n \left[\frac{s^2}{6} + \frac{(k-3)^2}{24} \right] \quad (8)$$

Onde:

n = tamanho da amostra

S = coeficiente de assimetria

K = coeficiente de curtose

Como pode ser visto pela Tabela 2 ambos os modelos não rejeitaram a hipótese de normalidade nos resíduos.

Método de Estimação	JB	p-valor
MS	3,4750	0,1760
MQO	4,5588	0,1023

H0: premissa de normalidade
 Fonte: O autor, 2012.

Através do Gráfico 1, ao comparamos os resíduos, observa-se que os resíduos do modelo MS estão distribuídos de forma melhor comportada em torno do zero do que os resíduos do MQO. Além disso, no Anexo B (Tabelas B1 e B2) verifica-se que o modelo MS apresenta um histograma dos resíduos melhor do que o modelo estimado via MQO.

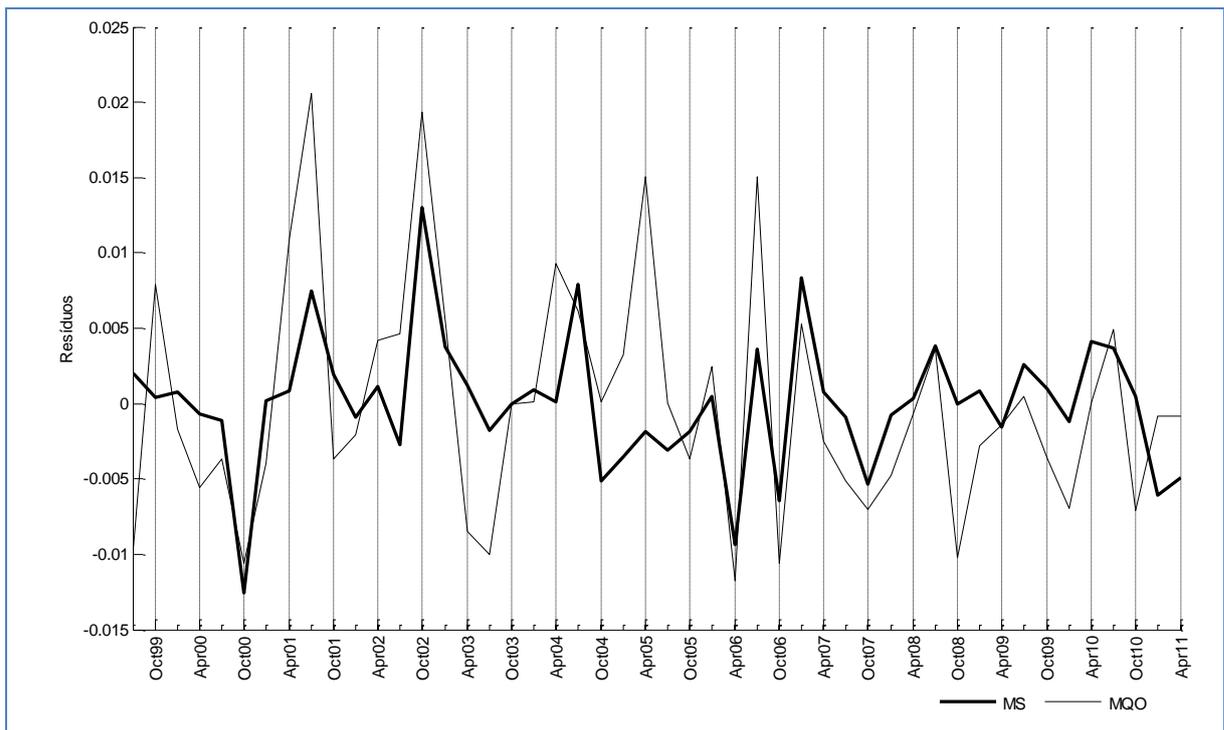


Gráfico 1 – Comparação entre os Resíduos

Fonte: O autor, 2012.

Para testar a existência de autocorrelação nos resíduos foi aplicado aos resíduos de cada regressão (MQO ou MS) o teste Q de Ljung-Box. A hipótese nula é a de ausência de autocorrelação, ou seja, que todos os valores $\hat{\rho}_k^2 = 0$ ($\hat{\rho}_k$ autocorrelação de ordem k) sob esta hipótese Q é assintoticamente distribuída como $\chi^2(h)$, h igual ao número de parâmetros estimados no modelo. Desta forma, se o valor de Q for maior do que o valor crítico da estatística χ^2 da tabela, então a hipótese nula é rejeitada. Isto significa que pela hipótese alternativa há pelo menos uma autocorrelação estatisticamente diferente de zero.

$$Q = n(n+2) \sum_{k=1}^h \frac{\hat{\rho}_k^2}{n-k} \quad (9)$$

Onde:

n = tamanho da amostra

h = número de defasagens sendo testada

$\hat{\rho}_k^2$ = coeficiente de autocorrelação da amostra na defasagem k

Os testes feitos para ambos os modelos (MQO e MS) não rejeitaram a hipótese nula, ou seja, não há evidência de autocorrelação. Por fim, foi feito o teste para verificar se a variância é homocedástica ou heterocedástica. Para tanto foi aplicado o teste para a presença de heterocedasticidade condicional autorregressiva (ARCH). Aqui a hipótese nula é de ausência de processo ARCH, ou seja, que a variância dos resíduos é constante ao longo da amostra. Para ambos os modelos (MQO e MS) a hipótese nula não foi recusada. No Anexo M (Tabelas M1, M2 e M3) todas as estatísticas são apresentadas.

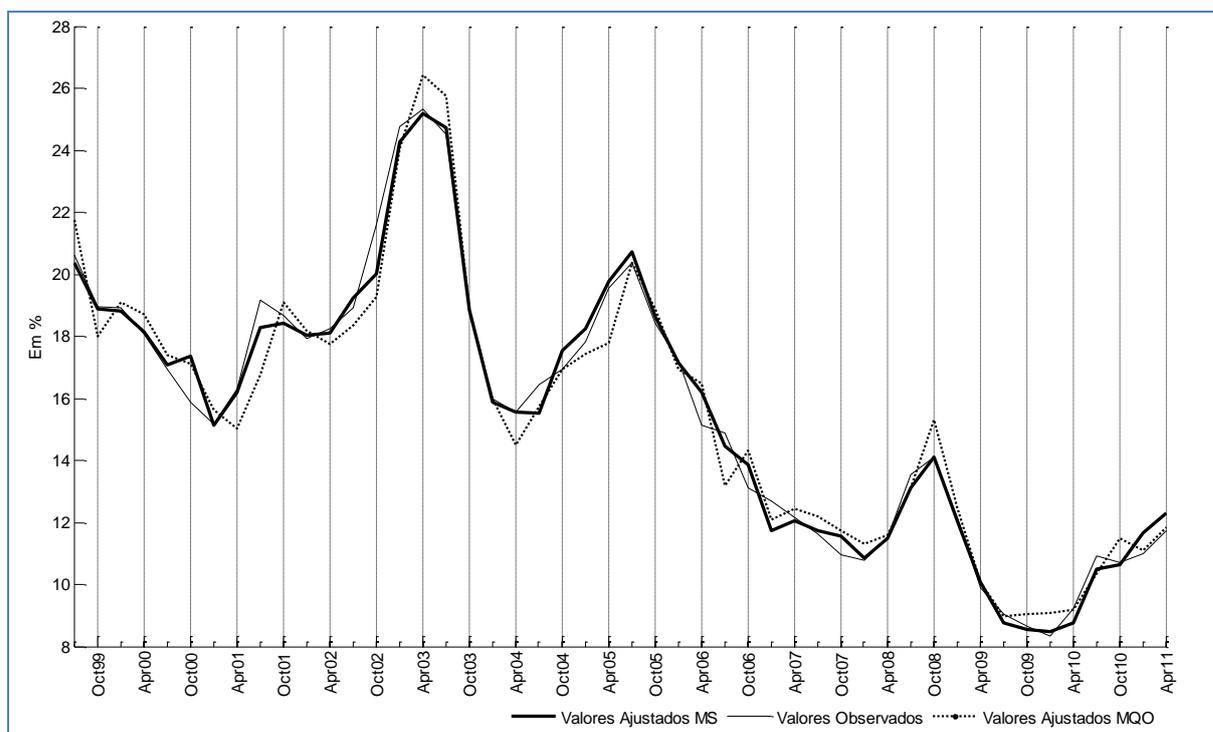


Gráfico 2 – Selic: Valores Observados versus Valores Ajustados

Fonte: O autor, 2012.

Cabe destacar que no Anexo D (Tabelas D1, D2 e D3) são apresentadas as elasticidades de curto prazo pelos dois métodos mencionados, bem como suas estatísticas de significância, R^2 e o valor do teste de DW (Durbin-Watson). As elasticidades de longo prazo são apresentadas pela Tabela 3. Antes de tudo é fundamental entender a classificação Política Monetária Mais Ativa e Política Monetária Menos Ativa. De acordo com o Princípio de Taylor quando a elasticidade de longo prazo da taxa de inflação em relação à taxa de juros é

maior do que a unidade, a autoridade monetária está agindo ativamente. Além disso, Taylor e Williams (2010) argumentam que *“in most existing macroeconomic models, this condition (or some close variant of it) must be met for a unique stable rational expectations to exist”*¹⁶. Conforme podemos verificar, ambos os coeficientes são maiores do que 1¹⁷. No caso do regime 1 o coeficiente chega a ser maior do que três, mostrando que a política monetária neste regime é altamente ativa. Como no regime 2 o coeficiente também é maior do que a unidade não podemos classificá-lo de passivo e como já temos um regime altamente ativo, então, resolveu-se por defini-lo como menos ativo. Desta forma, a política monetária no período analisado atuou ativamente, sendo em alguns momentos mais ativa e em outros menos ativa.

Os sinais dos coeficientes estão todos de acordo com o que a literatura prevê. Tanto um aumento da taxa de inflação quanto um aumento do hiato do produto levam a um aumento da taxa de juros pela autoridade monetária. Identificar os movimentos em que os períodos estimados foram mais ativos e menos ativos com a história econômica pode aumentar a confiança nos resultados. Através dos gráficos das probabilidades suavizadas dos estados buscaremos realizar esta tarefa.

Tabela 3 - Estimação da Regra de Política Monetária.

Estado	Mais Ativa	Menos Ativa
	$S_t^M=1$	$S_t^M=2$
α_0	0,002915	-0,012913
α_π	3,040170	1,421590
α_y	1,639793	1,978087
σ_r^2	0,0057	0,0012

Valor da Verossimilhança = -184,4986

Fonte: O autor, 2012.

O Gráfico 3 de probabilidades suavizadas de estado mostra como a política monetária alternou no período analisado. Pode-se verificar que entre o terceiro trimestre de 1999 e o terceiro trimestre do ano seguinte, a política monetária foi menos ativa. A taxa de inflação ficou dentro da faixa estabelecida pelo regime de metas. Parece razoável, portanto, que neste

¹⁶ Para maior aprofundamento ver Woodford (2003).

¹⁷ Valores de coeficientes da taxa de inflação próximos aos estimados por Carvalho e Valli (2010), Silva e Portugal (2010), Nunes e Portugal (2009) e Barbosa e Soares (2006). Cabe destacar que Cavalcanti e Vereda (2011) em trabalho intitulado “Propriedades Dinâmicas de um Modelo DSGE com Parametrizações Alternativas para o Brasil” utilizam valores na faixa [1,5; 3].

subperíodo o BCB estivesse menos preocupado em responder às variações na taxa de inflação e mais atento ao hiato do produto.

A postura do BCB passa a ser mais restritiva a partir do terceiro trimestre de 2001, possivelmente por conta do impacto negativo da crise argentina. Há uma nova forte desvalorização cambial que somada à crise energética doméstica, leva a um aumento da taxa de inflação e, portanto, o BCB passa a atuar de forma mais ativa em relação à taxa de inflação. Este movimento segue até o final do mesmo ano quando volta a se tornar menos ativa até o primeiro trimestre de 2002. Porém, as eleições presidenciais inserem novos elementos na conjuntura econômica da época. As incertezas quanto aos rumos futuros da política econômica no país se elevaram. A taxa de inflação medida pelo IPCA acumulada no ano foi a maior desde 1995 e refletiu, em geral, o repasse da desvalorização cambial sobre os preços domésticos. Em geral, podemos observar que o período como um todo caracterizou-se por estar sob um regime de política monetária mais ativo.

Verifica-se que a partir de 2003 a política monetária continua se alternando entre um regime mais ativo e menos ativo, inclusive permanecendo em média sob a mesma quantidade de períodos no regime 1. No entanto, a maior presença de períodos em que a política monetária esteve sendo conduzida sob o regime 1 em relação ao regime 2 deixa de ocorrer entre o período que se inicia a crise financeira internacional de 2007 e o começo do ano de 2010. Desta forma, neste período a política monetária foi conduzida mais sob o regime 2, em que a política monetária teria se preocupado menos com a taxa de inflação e mais com o hiato do produto.

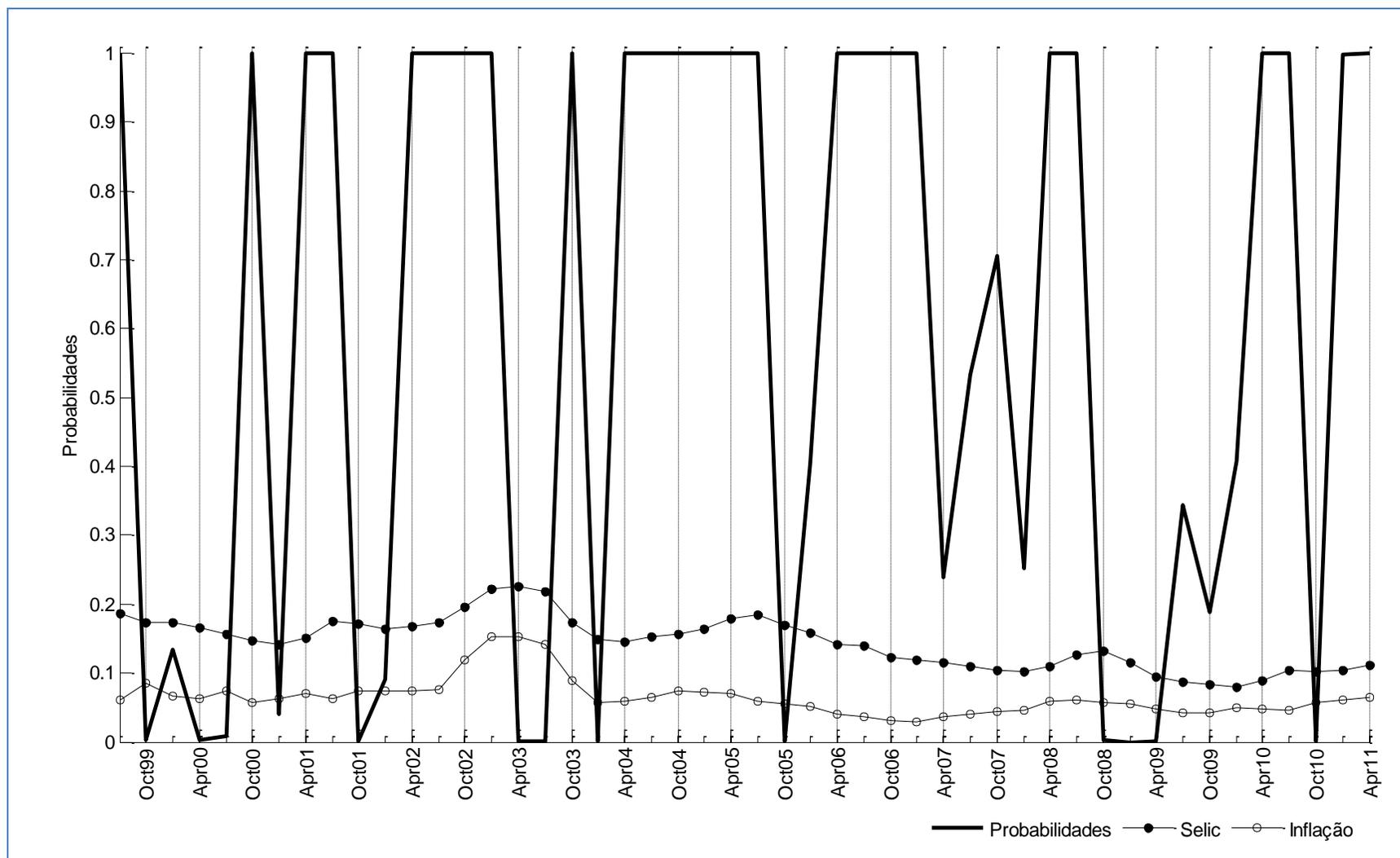


Gráfico 3 – Probabilidades Suavizadas do Estado 1

Fonte: O autor, 2012.

2.2. Regra de política fiscal

2.2.1. Introdução

Iniciaremos a discussão em torno da regra de política fiscal da mesma forma como foi feito com a regra de política monetária na seção anterior. Será apresentada uma breve introdução sobre o tema.

Em geral, existem diversos tipos de variáveis fiscais que podem ser utilizadas pelo governo como instrumento de política fiscal. Os impostos pelo lado das receitas e os gastos e as transferências pelo lado das despesas são os principais instrumentos comumente utilizados. Na grande parte dos trabalhos elaborados sobre regra de política fiscal, o superávit primário como proporção do PIB é escolhido como variável dependente. Já no que se refere às variáveis independentes, em geral, são escolhidos a dívida pública como proporção do PIB, o hiato do produto, a taxa de inflação e os gastos correntes como proporção do PIB, além da própria variável dependente defasada. É evidente que a forma de especificação da regra de política fiscal está associada ao entendimento existente sobre como o governo provavelmente atua em relação a sua política fiscal. Em trabalho publicado pelo Banco Central do Brasil, Goldfajn e Guardia (2003) discutem a questão da sustentabilidade no Brasil e analisam as experiências com as regras de política fiscal. Afirmam que uma regra de política fiscal pode seguir determinadas metas como, por exemplo, limites superiores (tetos) para a dívida pública, metas para o superávit primário, limitações à folha de pagamentos e limitações ao crescimento de gastos¹⁸.

Bohn (1998) estima uma regra de política fiscal para os EUA com o objetivo de analisar como o governo reage à acumulação da dívida. Foi feita uma regressão via MQO para o período de 1916-1995. O autor mostrou que o superávit fiscal responde positivamente às variações da dívida pública. Além disso, argumenta que a dívida nos EUA era sustentável no longo prazo. Taylor (2000) e Fatás e Mihov (2001a) também tiveram a preocupação em pesquisar sobre estimação de uma função de reação fiscal das autoridades fiscais.

¹⁸ A Lei de Responsabilidade Fiscal é apontada pelos autores como um instrumento importante para a regra de política fiscal no Brasil. Exemplo disto é a definição, pela Lei, de tetos para a dívida para cada nível da esfera governamental.

Entretanto, antes de continuar mostrando os trabalhos acerca do tema é fundamental explicar quais os requisitos geralmente analisados para classificar a dívida como sustentável no longo prazo, bem como se a política fiscal em relação ao nível de atividade é tida como prócíclica ou contracíclica. No primeiro caso, entende-se que a posição da dívida do governo é considerada sustentável se ela satisfaz o valor presente da restrição orçamentária sem nenhuma maior correção no futuro, o qual seria não factível ou desejável seja economicamente ou politicamente [IMF, 2002]. Ou ainda de acordo com Wickens (2008) caso a taxa de crescimento nominal do PIB seja maior do que a taxa de juros ($R < \pi + \gamma$), para que haja sustentabilidade basta que a razão dívida/PIB se mantenha finita e que o mercado esteja disposto a carregar a dívida do governo. Nestas condições pode-se ver pela equação (10) que mesmo havendo déficit primário, a relação dívida/PIB será constante e, portanto, a posição fiscal será sustentável¹⁹.

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{b_{t+n}}{y_{t+n}} \cong \frac{1}{\pi + \gamma - R} \frac{d_t}{y_t} > 0 \quad (10)$$

Onde:

$\left(\frac{b_{t+n}}{y_{t+n}}\right)$ é a evolução da relação dívida/PIB; e

$\left(\frac{d_t}{y_t}\right)$ é a evolução da relação déficit primário/PIB.

Já no que se refere ao nível de atividade, se a elasticidade de longo prazo do hiato do produto em relação à receita primária/PIB for positiva, significa que a política fiscal naquele período foi contracíclica. Ou seja, reduções do PIB devem levar a reduções das receitas/PIB e aumentos nas despesas/PIB. O governo estaria gastando mais para estimular o nível de atividade. Já num momento de expansão da economia o governo deveria reduzir os gastos e aumentar as receitas como forma de compensar a elevação dos gastos realizado no momento de recessão.

Retornando a apresentação da revisão da literatura em questão, Mello (2005) obtém para o Brasil o mesmo resultado em termos de relação entre dívida/PIB e a resposta do superávit primário/PIB que foi encontrado por Bohn (1998). Buscando estudar a política fiscal, o autor estima uma função de reação fiscal para o período de 1995-2004 e encontra que

¹⁹ Para um melhor entendimento sobre as condições necessárias para que a dívida seja sustentável, ver Wickens (2008) págs: 96-102.

a receita primária/PIB responde positivamente e fortemente às alterações na dívida pública/PIB. Neste estudo o autor realiza diversas regressões via MQO utilizando como variável dependente diversos níveis de abrangência da receita primária. Além disso, entre as variáveis independentes inseridas na função de reação, foi introduzida a taxa de inflação com vistas a captar os impactos das receitas de senhoriagem. O método para analisar a dinâmica da dívida no longo prazo foi o de correção de erros com testes de cointegração.

Num método de estimação diferente do aplicado por Bohn (1998), Ballabriga e Mongay (2005) estimaram através do método dos Mínimos Quadrados Não-Lineares uma regra de política fiscal para 14 países da União Econômica e Monetária (UEM) mais EUA e Japão no período de 1977-2002. Os autores buscaram testar as condições suficientes para a sustentabilidade da dívida no longo prazo. Neste trabalho o superávit primário do governo/PIB responderia a alterações no hiato do produto e no desvio da dívida pública/PIB em relação a sua meta. Em geral, as evidências indicavam que a sustentabilidade era prevalente em muitos países da União Europeia antes do tratado, mas que o mesmo contribuiu para levar outros países em direção à sustentabilidade fiscal. Estimaram uma regra de política fiscal cuja especificação é do tipo *backward-looking* com *dummy* e outro sem *dummy*. E também estimaram outra regra de política fiscal do tipo *forward-looking* com e sem *dummy*. A variável *dummy* empregada era para analisar o período antes e depois do Tratado de Maastricht²⁰. Além disso, conforme aponta os autores, para tornar empiricamente o modelo mais relevante, foram inseridos determinados parâmetros que pudessem captar a existência de um comportamento inercial e também pela existência de choques (como intervenções de cunho político). Em estudo anterior Galí e Perotti (2003) também estimaram uma função de reação fiscal para determinados países membros da UEM e com o mesmo objetivo de testar a importância do Tratado de Maastricht para a estabilização da política fiscal dos países. O período analisado foi de 1980-2002 e utilizaram como variável dependente o déficit primário orçamentário. Como variáveis independentes introduziram além do hiato do produto, as variáveis dívida/PIB defasada e o próprio déficit primário/PIB defasado. A forma funcional escolhida foi do tipo *forward-looking* com a introdução de expectativas racionais sobre o hiato do produto. Em geral, os autores não encontraram suporte para confirmar a hipótese de que houve significativas diferenças na condução da política fiscal após a assinatura do pacto. Eles verificaram também que a política fiscal foi discricionária e contracíclica ao longo de todo o período.

²⁰ “Tratado assinado, em fevereiro de 1992, por 12 países europeus e estabeleceu as bases para o ingresso no sistema de moeda única”. Ver Giambiagi (1997) – ensaio 4 - BNDES

Ao estudar a política fiscal entre 1999 e 2002, Favero e Giavazzi (2004) buscam explicar como o risco de *default* é o centro do mecanismo através do qual um Banco Central que possui metas de inflação, num mercado emergente, pode perder o controle da mesma. Estes autores também observaram que o superávit primário de fato atingido pela autoridade fiscal era menor do que o necessário para estabilizar a dívida pública. Em estudo que buscava, entre seus objetivos, testar a hipótese de dominância fiscal ou monetária, Aguiar (2007) na primeira parte de seu trabalho, utiliza um Vetor Autorregressivo (VAR) para o Brasil entre 1995 e 2006. O VAR estimado possui as seguintes variáveis: taxa de juros, prêmio de risco, taxa de câmbio e expectativa de inflação. O resultado encontrado não dá suporte à hipótese de dominância fiscal naquele período. Já na segunda parte do mesmo trabalho a autora estima uma função de reação fiscal via MQO e separa a regressão em dois subperíodos. Em ambos os períodos o coeficiente da dívida/PIB é não estatisticamente significativo na regra de política fiscal cuja especificação não possui a *dummy* para os anos de eleição presidencial. A despeito disto, de acordo com a autora, há um esforço maior no segundo período analisado (1999-2006), que pode ser traduzido pelo valor maior do coeficiente, devido ao ajuste implementado no país em 1999. Giambiagi (2002) argumenta também neste mesmo sentido, mostrando que o esforço em atingir determinados superávits primários foram feitos devido à necessidade de estabilizar a relação dívida/PIB.

Muitos autores acreditam que a política fiscal pode não ter sido a mesma durante todo um período. Para tanto, buscaram estimar uma regra de política fiscal que fosse capaz de captar essa característica. É neste sentido que Davig e Leeper (2005) através do método de *Markov-Switching* (MS), estimaram para os EUA uma regra de política fiscal com alternância de regimes. No trabalho, os autores mostraram que a resposta das receitas do governo em relação a mudanças na relação dívida/PIB foi positiva ou negativa dependendo do estado (regime) em que a política fiscal se encontrava. É importante lembrar que utilizamos no trabalho aqui desenvolvido metodologia similar para estimar a regra de política monetária.

Em investigação empírica para Alemanha (1970-2003) e Espanha (1986-2003), Thams (2007) estima uma função de reação fiscal via MS e mostra que para ambos os países a receita do governo respondia positivamente a alterações na dívida pública/PIB. Além disso, conforme os coeficientes estimados em relação ao hiato do produto, os autores verificaram que a política fiscal foi contracíclica para os dois países em seus respectivos períodos. Mais recentemente Mendonça e Santos (2009) em estudo para o Brasil com dados mensais de 1995 a 2007, estimaram uma função de reação fiscal via MS com o objetivo de testar se o superávit primário se ajusta às alterações na dívida pública de tal forma que esta última seja sustentável

no longo prazo. Além disso, procuraram também verificar se a política fiscal atuou de modo a estabilizar a inflação ou o produto. O resultado mostra a existência de dois regimes, antes e depois do ano 2000. No período anterior a 2000 a reação do superávit primário responde fortemente a variações na Dívida Líquida do Setor Público (DLSP). Já após o ano 2000 esta reação é praticamente nula. Giambiagi (2002) em outro estudo sugere que isto ocorreu por conta da introdução de metas para o superávit primário no ano anterior. No que tange a resposta da DLSP em relação ao hiato do produto e a inflação, Mendonça e Santos (2009), obtiveram uma relação positiva do hiato do produto e que a política fiscal não respondeu a inflação. Por fim cabe ainda citar que Garcia e Rigobon (2004), Lima et al (2006), Simonassi (2007) realizaram estudo parecido com Mendonça e Santos (2009), porém com metodologias diferentes.

Neste sentido, pôde ser visto que a estimação da função de reação fiscal ao longo do tempo vem ganhando mais forma e tentando captar as atuações das autoridades fiscais nos mais diversos objetivos.

2.2.2. Metodologia

Inicialmente é importante mencionar que não foi possível estimar os parâmetros da regra de política fiscal através do mesmo método empregado na estimação da regra de política fiscal. Isto ocorreu porque não foi possível encontrar evidências de alternância de regime. Desta forma, optamos por um método amplamente utilizado para se obter os coeficientes da função de reação fiscal.

Seja y_t a representação de um Vetor Autorregressivo de ordem p , VAR(p)

$$y_t = A_0 + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + A_3 y_{t-3} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (11)$$

Onde:

$$y_t = \begin{bmatrix} y_{1t} \\ \vdots \\ y_{nt} \end{bmatrix}; \quad A_0 = \begin{bmatrix} a_{10} \\ \vdots \\ a_{n0} \end{bmatrix}; \quad A_i = \begin{bmatrix} a_{i,11} & \dots & a_{i,1m} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{i,m1} & \dots & a_{i,mm} \end{bmatrix} \quad i = 1, \dots, p; \quad \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{nt} \end{bmatrix}$$

Em que:

y_t é um vetor coluna ($n \times 1$) contendo cada n variável incluída no VAR no período t ;

A_0 é um vetor coluna ($n \times 1$) de termos determinísticos;

A_i é uma matriz de coeficientes ($n \times n$);

p é o número (extensão) de defasagens do VAR;

ε_t é um vetor de termos de erro (ruídos brancos) no período t .

Os termos de erro possuem as seguintes propriedades:

$$E(\varepsilon_t) = 0, \quad \forall t$$

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_s) = \begin{cases} \Omega & s = t \\ 0 & s \neq t \end{cases}$$

Sendo Ω uma matriz de covariância. É importante destacar que os termos de erro não são serialmente correlacionados, embora possam ser correlacionados contemporaneamente. Note que (11) sempre possui uma representação em primeiras diferenças, e ela pode ser expressa da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \pi_0 + \pi y_{t-1} + \pi_1 \Delta y_{t-1} + \pi_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \pi_p \Delta y_{t-p} + e_t \quad (12)$$

Onde:

π_0 é um vetor coluna ($n \times 1$) de termos determinísticos com elementos π_{i0} ;

π_i é uma matriz de coeficientes ($n \times n$) com elementos $\pi_{jk}(i)$;

π é uma matriz com elementos π_{jk} ;

e_t é um vetor coluna ($n \times 1$) de termos de erro com elementos e_{it} .

A matriz π será composta apenas por elementos iguais a zero se todas variáveis forem I(1) e não cointegrarem. Terá pelo menos algum elemento diferente de zero se todas as variáveis forem estacionárias ou se houver uma representação com correção de erros.

Admita que todas as variáveis em y_t sejam I(1). De acordo com Engle e Granger (1987) se existe uma representação com correção de erros destas variáveis especificada como em (12), então é necessário que exista uma combinação linear destas variáveis de modo que

esta combinação apresenta ordem de integração igual a $I(0)$. Resolvendo (12) para πy_{t-1} temos que

$$\pi y_{t-1} = \Delta y_t - \pi_0 - \sum \pi_i \Delta y_{t-i} - e_t \quad (13)$$

O posto de π é igual ao número de vetores de cointegração. Caso π seja composta por elementos iguais a zero, então o posto de (π) será igual a zero e assim todas as sequencias $\{y_{it}\}$ seguem um processo raiz unitária. Por outro lado, caso π possua posto completo, as variáveis serão estacionárias. Já no caso em que π tem posto igual a $r < n$, em que r são vetores de cointegração e n o número de variáveis, se $r = 1$, então existe apenas uma relação de cointegração. Com isso, cada Δy_{it} pode ser representado na forma de correção de erro:

$$\Delta y_{1t} = \pi_{11} y_{1t-1} + \pi_{12} y_{2t-1} + \dots + \pi_{1n} y_{nt-1} + e_{1t} \quad (14)$$

Seja α_1 e β_{1j} definidos como π_{11} e (π_{1j}/π_{11}) respectivamente. Normalizando com respeito a y_{1t-1} , temos que:

$$\Delta y_{1t} = \alpha_1 (y_{1t-1} + \beta_{12} y_{2t-1} + \dots + \beta_{1n} y_{nt-1}) + e_{1t} \quad (15)$$

Desta forma, y_{1t} irá, no longo prazo, satisfazer a relação:

$$y_{1t} + \beta_{12} y_{2t} + \dots + \beta_{1n} y_{nt} = 0 \quad (16)$$

Portanto, o vetor de cointegração será $(1, \beta_{12}, \beta_{13}, \dots, \beta_{1n})$. Utilizaremos os testes do traço e do máximo autovalor proposto por Johansen para verificar a existência ou não de relação de cointegração.

- $\lambda_{\text{traço}(r)} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$ (17)

- $\lambda_{\text{máx}(r,r+1)} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+i})$ (18)

Onde:

$\hat{\lambda}_i$ são os autovalores da matriz π ;

T é o número de observações.

Pela equação (17) a hipótese nula é a de que o número distinto de vetores de cointegração é menor ou igual a r , contra a hipótese alternativa ser o restante. Quanto mais distante os autovalores estiverem de zero, maior será o valor da estatística de (17). Já a H_0 na equação (18) é a de que o número de vetores de cointegração seja igual a r , contra H_1 de ser igual a $r+1$. Assim como no teste anterior quanto mais distante de zero estiverem os autovalores, maior será o valor da estatística de (18). Os valores críticos dos testes podem ser obtidos através de simulações de Monte Carlo.

2.2.3. Resultados Empíricos

2.2.3.1. Dados utilizados

Para estimação da regra de política fiscal foram introduzidas no VAR quatro variáveis. A receita primária líquida federal e a despesa primária federal foram disponibilizadas pelo Tesouro Nacional. Além destas duas variáveis também foram introduzidas o hiato do produto e a dívida líquida do governo federal. A série do hiato do produto é a mesma utilizada na estimação da regra de política monetária e a dívida é disponibilizada pelo Banco Central do Brasil. A receita, despesa e a dívida foram calculadas como proporção do PIB. Para um melhor entendimento estas séries podem assim ser definidas²¹:

As receitas federais são a arrecadação feita pela administração federal e podem ser divididas em Receitas do Tesouro Nacional (RTN) e Receitas da Previdência Social (RPS). A RTN corresponde à Receita Bruta arrecadada menos as restituições e incentivos fiscais concedidos. Entende-se por Receita Bruta os recolhimentos oriundos dos tributos e de receitas parafiscais. As RPS referem-se às contribuições ao Regime Geral da Previdência Social (RGPS) feitas pelos trabalhadores da iniciativa privada. Além disso, somam-se a estas

²¹ A discriminação completa de cada componente da receita e despesa primária pode ser encontrada no site www.planejamento.gov.br

contribuições as demais receitas pelo órgão arrecadado. Já as Transferências Federais compreendem recursos direcionados aos estados e municípios feitos pelos órgãos federais. Entre estes recursos estão as Transferências Constitucionais, os repasses devido à Lei Complementar nº 87/96 e demais transferências.

$$\text{Receita primária líquida federal} = (\text{Receitas federais} - \text{Transferências federais}) \quad (19)$$

Considera-se despesas correntes federais os gastos referentes à Pessoal e Encargos Sociais, Benefícios Previdenciários, despesas do Fundo de Amparo ao Trabalhador (FAT), subsídios e subvenções, e outras despesas conforme classificado pelo Tesouro Nacional. Despesas com investimento estão relacionadas às despesas com capital, ou seja, custeio de máquinas e equipamentos.

$$\text{Despesas primárias federais} = (\text{despesas correntes federais} + \text{despesas com investimentos}) \quad (20)$$

As séries (19) e (20) foram calculadas para períodos trimestrais a partir da soma dos quatro últimos trimestres dividindo-se pelo PIB acumulado em 12 meses daquele trimestre. Através deste procedimento buscou-se retirar o efeito sazonal presente na série original.

Um dos objetivos de analisar a política fiscal é avaliar se o endividamento público é sustentável. Para isso, é fundamental levar em consideração o patamar atual da dívida e a capacidade do setor público em pagá-la. Como pode ser visto na equação (19), no cálculo da receita primária são excluídos os ganhos de aplicações financeiras. Já pela equação (20) os juros nominais devidos não estão inclusos no cálculo das despesas primárias. Desta forma, sob o critério “acima da linha” (receitas menos despesas), pode-se, então, através do conceito de caixa verificar de que modo às ações correntes do setor público afetam a trajetória do seu endividamento líquido.

Temos então que o Resultado Primário (RP) é igual a (19) menos (20). Se $RP > 0$, então há superávit primário. Caso contrário ocorrerá déficit primário. No que tange a variável dívida líquida federal utilizada, considera-se aqui a Dívida Líquida do Setor Público do Governo Federal (DLSP gov. federal). É definida conforme a equação (21).

$$\text{DLSP gov. federal} = (\text{DLSP consolidada} - \text{DLSP do BCB} - \text{DLSP dos governos regionais} - \text{DLSP das empresas estatais}) \quad (21)$$

O valor nominal da dívida no trimestre foi dividido pelo valor nominal do PIB acumulado em 12 meses. Os dados amostrais vão de 1999:T1 até 2011:T2.

2.2.3.2. Análise das Séries e dos Resultados

Os testes para verificar se as séries possuem ou não raiz unitária mostraram que em nível, apenas a série HIATOPIB rejeitou a hipótese de existência de raiz unitária. As outras séries como pode ser visto na Tabela C2 do Anexo C, tiveram seus valores de estatística t dentro da região de aceitação da hipótese nula. Entretanto, ao realizar o teste em primeira diferença pode se observar pela Tabela 4 que todas as séries passam a rejeitar a hipótese de raiz unitária. Ou seja, passam a ser estacionárias e integráveis de ordem um $I(1)$. Como vimos anteriormente nos testes feitos para as séries de política monetária, se as séries são de mesma ordem de integração então é possível que elas cointegrem.

Tabela 4 - Teste Estatístico Dickey-Fuller Aumentado – Variáveis em Primeira Diferença

Hipótese Nula: possui uma Raiz unitária

Exógenas: Nenhuma

Defasagens: 1 (Automaticamente baseado no SIC, MAXLAG=10)

Séries	t-crítico: Ao nível de 1%	Estatística t:	Prob.*
D(RECEITAS)	-2,617364	-3,806345	0,0003
D(DESPEAS)	-2,617364	-3,755460	0,0004
D(DÍVIDA)	-2,614029	-6,052713	0,0000
D(HIATOPIB)	-2,614029	-5,488178	0,0000

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Fonte: O autor, 2012.

Conforme já exposto anteriormente os coeficientes da regra de política fiscal serão estimados através de um modelo com um Vetor de Correção de Erros (VEC) e serão realizados os seguintes testes sobre os resultados obtidos:

- Teste Portmanteau para Autocorrelação;
- Teste LM de Autocorrelação Serial;

- Teste de Normalidade; e
- Teste de Heterocedasticidade.

Inicialmente tentou-se estimar um VAR com duas defasagens e sem qualquer tipo de intervenção no modelo²². Em geral, os coeficientes das variáveis defasadas de dois períodos não foram estatisticamente significativos. Além disso, os gráficos dos resíduos de todas as variáveis apresentaram alguns pontos bem distantes dos limites da banda desejável. Os resíduos além de não passarem pelo teste de normalidade de Jarque-Bera também não passaram pelos demais testes. A partir disto foi realizado testes de critério de seleção para escolha do nível de defasagens mais adequado. Pela Tabela 5 verificou-se que os testes de Schwarz (SC), Akaike (AIC) e Hannan-Quinn (HQ) indicaram apenas uma defasagem. Sendo assim, foi estimado um VAR com uma defasagem e todos os coeficientes passaram a ser estatisticamente significativos²³. Entretanto, o modelo continuou não aceitando a hipótese de normalidade e nem passando-nos outros testes. Além disso, os resíduos continuaram apresentando resultado similar ao VAR anteriormente estimado, indicando que possíveis intervenções pudessem ser necessárias. Porém, antes de realizar possíveis intervenções no modelo, optou-se por tentar estimar um modelo com correção de erros²⁴. Isto foi feito tanto para uma defasagem quanto para nenhuma defasagem²⁵. Os sinais não se alteraram, ou seja, continuaram positivos e os valores dos coeficientes permaneceram bem próximos. Sobretudo, em relação ao coeficiente da dívida que esperamos ser positivo. No entanto, assim como nas estimações feitas via VAR, os modelos continuaram apresentando comportamento dos resíduos não satisfatórios e testes de normalidade e correlação também insuficientes.

Tabela 5 - Critério de Seleção do número de defasagens do VAR

Variáveis Endógenas: RECEITAS DESPESAS DIVIDA HIATOPIB						
Variáveis Exógenas: C						
Amostra: 1999T1 - 2011T2						
Número de Observações: 46						
Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	548.9386	NA	6.03e-16	-23.69298	-23.53397	-23.63342
1	705.6818	279.4119	1.33e-18*	-29.81225*	-29.01719*	-29.51442*
2	716.4412	17.30854	1.70e-18	-29.58440	-28.15329	-29.04830

²² O resultado desta estimação encontra-se na Tabela E1 do Anexo E

²³ O resultado desta estimação encontra-se na Tabela E2 do Anexo E.

²⁴ O resultado desta estimação encontra-se nas Tabelas F1 e F2 do Anexo F.

²⁵ É importante lembrar que um VAR com n defasagens (sendo $n > 0$), pode ser representado por um VEC com $(n-1)$ defasagens.

3	724.2814	11.24902	2.53e-18	-29.22963	-27.16247	-28.45526
4	753.1315	36.37617*	1.57e-18	-29.78833	-27.08512	-28.77569

* indica a ordem da defasagem selecionada pelo critério

LR: sequential modified LR test statistic (cada teste ao nível de 5%)

FPE: Final prediction error

AIC: critério de informação de Akaike

SC: critério de informação de Schwarz

HQ: critério de informação de Hannan-Quinn

Fonte: O autor, 2012.

Para tanto, na tentativa de verificar se de fato era necessário realizar algum tipo de intervenção, implementou-se através do software *Stamp* testes para identificar quais seriam estas intervenções. O procedimento²⁶ utilizado indicou que fossem inseridas *dummies* do tipo *outlier* nos seguintes momentos da nossa amostra:

- 2002:T3
- 2002:T4
- 2003:T1
- 2008:T4
- 2009:T3
- 2009:T4
- 2010:T3

Com estas informações adicionais (sete *dummies*) reestimamos um VAR com uma defasagem²⁷ e embora os resíduos tenham apresentado significativa melhora, o modelo ainda continuou apresentando resultados insatisfatórios com relação aos testes acima mencionados. Introduzindo estas *dummies* no VEC²⁸ obtivemos resultados parecidos com este último VAR estimado. Pode-se observar no Anexo E (Tabela E3) que tanto a *dummy* dum_03_09 e a dum_04_09 são estatisticamente não significativas em todas as equações do VAR. Com isso, optamos por retirar estas duas *dummies* do modelo. No caso do VAR²⁹ a hipótese de normalidade passa a ser não rejeitada ao nível de 1% de significância e todos os coeficientes das variáveis utilizadas passaram a ser significativos. Já através do modelo com correção de

²⁶ O resultado do procedimento encontra-se no Anexo O e os detalhes do procedimento podem ser encontrados no manual do programa utilizado.

²⁷ O resultado desta estimação encontra-se na Tabela E3 do Anexo E.

²⁸ O resultado desta estimação encontra-se na Tabela F3 do Anexo F.

²⁹ O resultado desta estimação encontra-se na Tabela E4 do Anexo E.

erros³⁰ o resultado obtido foi superior a todos os outros gerados. Neste último, a hipótese de normalidade de Jarque-Bera foi altamente satisfatória como pode ser observado pela Tabela 6.

Tabela 6 - Teste de Normalidade dos Resíduos – VEC

Ortogonalização: Cholesky (Lutkepohl)
H0: resíduos são normalmente distribuídos
Amostra: 1999T1 - 2011T2
Número de observações: 49

Componente	Jarque-Bera	gl	Prob.
1	3.499526	2	0.1738
2	0.408238	2	0.8154
3	4.639373	2	0.0983
4	3.056080	2	0.2170
Em Conjunto	11.60322	8	0.1698

Fonte: O autor, 2012.

No que se refere ao Teste de Portmanteau para Autocorrelação no qual de acordo com a equação (22) o valor de Q deve ser menor do que o valor da distribuição χ^2 com $\kappa^2(m - (p + q))$ graus de liberdade para que a hipótese nula não seja rejeitada. Em que m representa a ordem do número de defasagens que está sendo testada, k representa a dimensão da série de tempo e $(p+q)$ é a ordem do processo ARMA existente.

$$Q = n \sum_{i=1}^m \hat{r}_i^2 \quad (22)$$

Portanto, a Tabela 7 mostra este teste e pode-se verificar que não há rejeição da hipótese de ausência de autocorrelação entre os resíduos a partir da defasagem escolhida, no caso uma.

Tabela 7 - Teste Portmanteau de Resíduos para Autocorrelação – VEC

H0: sem presença de autocorrelação residual para defasagens acima de h
Amostra: 1999T1 - 2011T2
Número de observações: 49

Defasagens	Q-Estat	Prob.	Q-Estat Ajust.	Prob.	gl
1	10.78161	0.8228	11.00623	0.8091	16
2	27.18048	0.7092	28.10293	0.6643	32
3	41.94530	0.7181	43.83067	0.6443	48

³⁰ O resultado desta estimação encontra-se na Tabela F4 do Anexo F.

4	52.97683	0.8357	55.84277	0.7563	64
5	70.46501	0.7681	75.31824	0.6273	80
6	86.94211	0.7347	94.09448	0.5359	96
7	105.3125	0.6596	115.5266	0.3906	112
8	120.6320	0.6656	133.8353	0.3443	128
9	129.4664	0.8016	144.6574	0.4689	144
10	139.0948	0.8822	156.7546	0.5578	160
11	145.9167	0.9524	165.5513	0.7029	176
12	158.5522	0.9627	182.2848	0.6809	192

*O teste é válido somente para defasagens acima da ordem do VAR.

gl são os graus de liberdade aproximados para distribuição χ^2 .

Fonte: O autor, 2012.

Já pelo Teste LM de Correlação Serial nos Resíduos, observa-se pela Tabela 8 que também a hipótese nula é não é recusada e não há evidências de correlação serial para o número de defasagens de ordem superior a escolhida no modelo. Este teste vai de encontro com o resultado do teste anterior. Por fim, pode ser visto no Anexo I (Tabela II) o teste heretocedasticidade no qual a hipótese nula é a de ausência da heterocedasticidade nos termos de erro. Verificou-se que a hipótese nula não é recusada e, portanto, os erros possuem uma variância condicional que é constante.

Tabela 8 - Teste de Correlação Serial dos
resíduos LM – modelo VEC

H0: sem correlação serial de resíduo acima
da defasagem h

Amostra: 1999T1 - 2011T2

Número de observações: 49

Defasagens	LM-Estat	Prob
1	10.23307	0.8542
2	18.70777	0.2841
3	18.01523	0.3230
4	11.68251	0.7655
5	19.40861	0.2480
6	18.32664	0.3051
7	19.14893	0.2610
8	22.62815	0.1240
9	13.28876	0.6515
10	14.07896	0.5928
11	9.359544	0.8979
12	20.79427	0.1866

Probabilidades a partir de χ^2 com 16 gl.

Fonte: O autor, 2012.

Por fim, os testes de cointegração (traço e máximo autovalor) indicam que há apenas uma relação de cointegração. As Tabelas 9 e 10 exibem os resultados³¹.

Tabela 9: Teste de Cointegração – Traço

Hipótese	Autovalor	Estatística Traço	0.05 Valor Crítico	Prob.**
Nenhum *	0.573413	67.51446	47.85613	0.0003
No máximo 1	0.277875	25.76944	29.79707	0.1358
No máximo 2	0.150651	9.817151	15.49471	0.2951
No máximo 3	0.036386	1.816157	3.841466	0.1778

Amostra (ajustada): 1999T2-2011T2

Observações: 49 após ajustamentos

Hipótese de Tendência: Tendência Linear Determinística

Séries: RECEITAS DESPESAS DIVIDA HIATOPIB

Séries Exógenas: DUM_03_02 DUM_04_02 DUM_01_03 DUM_04_08 DUM_03_10

Atenção: Valores Críticos Assumem Séries Não Exógenas

Intervalo de Defasagens (em primeira diferença): sem defasagens

Teste do Traço indica 1 equação de cointegração ao nível de 5%

*significa rejeição da hipótese ao nível de 5

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-valor

Fonte: O autor, 2012.

Tabela 10: Teste de Cointegração - Máximo Autovalor

Hipótese	Autovalor	Estatística Máx- Autovalor	0.05 Valor Crítico	Prob.**
Nenhum *	0.573413	41.74501	27.58434	0.0004
No máximo 1	0.277875	15.95229	21.13162	0.2277
No máximo 2	0.150651	8.000994	14.26460	0.3786
No máximo 3	0.036386	1.816157	3.841466	0.1778

Amostra (ajustada): 1999T2-2011T2

Observações: 49 após ajustamentos

Hipótese de Tendência: Tendência Linear Determinística

Séries: RECEITAS DESPESAS DIVIDA HIATOPIB

Séries Exógenas: DUM_03_02 DUM_04_02 DUM_01_03 DUM_04_08 DUM_03_10

Atenção: Valores Críticos Assumem Séries Não Exógenas

Intervalo de Defasagens (em primeira diferença): sem defasagens

Teste do Máx-Autovalor indica 1 equação de cointegração ao nível de 5%

*significa rejeição da hipótese ao nível de 5

³¹ Foi realizado novamente o teste para escolha de defasagens com as *dummies* selecionadas já inseridas no modelo e os resultados obtidos continuaram sugerindo a escolha de uma defasagem, com exceção do AIC que passa a sugerir quatro defasagens. Com isso, realizaram-se novamente os testes de cointegração para verificar se haveria modificação no número de relações de cointegração apresentado. Verificou-se que os testes mantêm a indicação de que existe apenas uma relação de cointegração. Todos estes testes podem ser vistos nos Anexos J e K, Tabelas K1, K1, K2 e K3.

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-valor

Fonte: O autor, 2012.

Após realizarmos as devidas análises acerca dos resultados dos resíduos obtidos pela estimação da regra de política fiscal via um VEC com intervenções, cabe comentar sobre os valores e sinais das elasticidades de longo prazo obtidos e apresentados na Tabela 11. Conforme já adiantado, esperava-se obter um sinal do coeficiente da dívida que fosse positivo. A hipótese é a de que a dívida tenha sido conduzida de maneira passiva em grande parte do período analisado. A autoridade fiscal teria agido no sentido de se preocupar com a evolução da razão dívida/PIB ao longo do tempo. E ao observarmos o Gráfico 4 podemos ver que a relação dívida/PIB ao longo do período sai de um patamar de 30% no início da amostra, chegando ao pico de 41% no terceiro trimestre de 2002 com a forte desvalorização cambial, passando pelo seu menor valor ao final de 2008 (25%) com a crise financeira internacional para, então, atingir cerca de 27% nos últimos anos. Em média a relação dívida/PIB tem sido praticamente a mesma durante estes 12 anos. Desta forma, a política de manutenção de um superávit primário positivo que leva em consideração a trajetória da dívida, também pode ser confirmada por esta perspectiva.

Tabela 11: Equação de Cointegração

RECEITAS	DESPESAS	DIVIDA	HIATOPIB
1.000000	-1.327627	-0.326614	-0.521758
	(0.09958)	(0.05349)	(0.08453)
1 Equação de Cointegração:		Log likelihood	814.4435
Coeficientes de Cointegração Normalizados (desvio padrão em parênteses)			

Fonte: O autor, 2012.

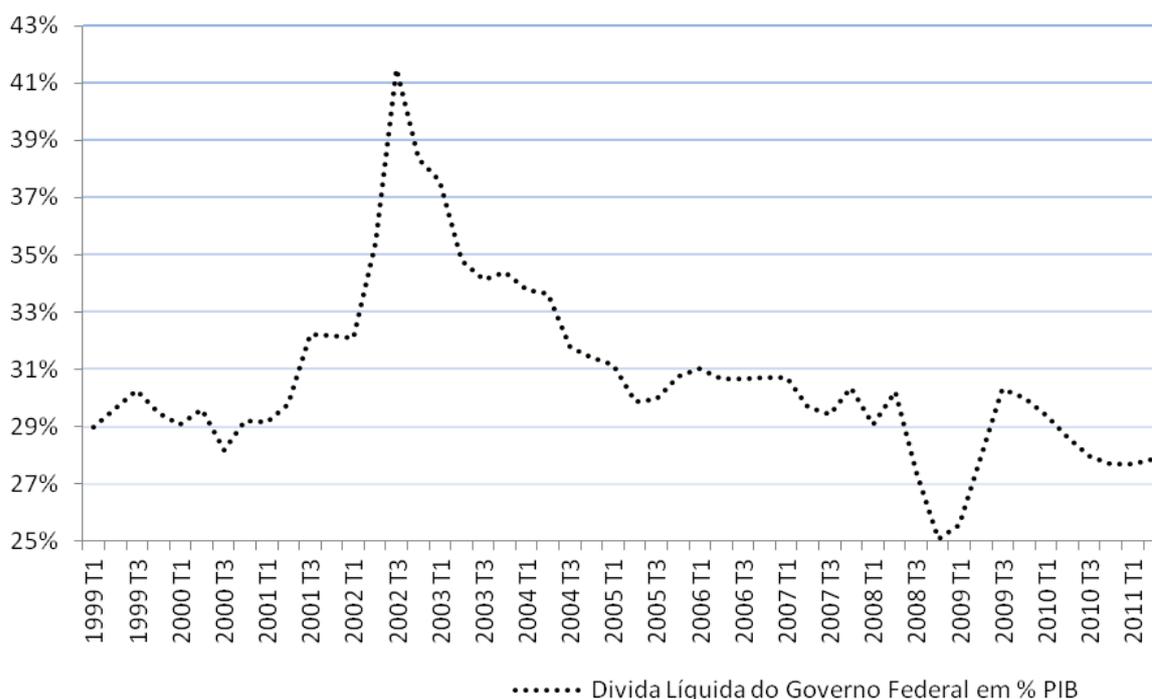


Gráfico 4: Evolução da Dívida Líquida do Governo Federal em % do PIB

Fonte: O autor, 2012.

Já no que se refere à atuação da autoridade fiscal em relação ao nível de atividade, observa-se que o sinal positivo do hiato do produto na regra de política fiscal mostra que a política fiscal foi contracíclica neste período. Ou seja, em momentos de expansão da atividade econômica o governo deveria reduzir os seus gastos como proporção do PIB e aumentar suas receitas como proporção do PIB. Desta forma, o superávit/PIB deveria aumentar. O contrário deve ocorrer nos momentos de recessão. Em geral, foi de fato isto que aconteceu na economia Brasileira em boa parte do período aqui analisado. Para se ter uma ideia, pode-se ver pelo Gráfico 5 que enquanto o hiato do PIB aumentava (expansão do PIB) entre o terceiro trimestre de 2007 e o terceiro trimestre do ano seguinte, configurando o período pré-crise financeira internacional, o superávit/PIB aumentava passando de 2% para 3%, entre este período. A partir do terceiro trimestre de 2008 o hiato do PIB começa a se reduzir até o mesmo trimestre do ano de 2009 e neste período de queda da atividade econômica por conta da crise financeira já deflagrada, o superávit/PIB cai para 0,2%, mostrando o esforço do governo em estimular a economia através de elevações de gastos e da própria dificuldade em arrecadar receitas. Por fim, podemos ilustrar o período em que a economia volta a se recuperar como pode ser explicitado pela elevação do hiato do PIB entre o terceiro trimestre de 2009 e o segundo trimestre de 2010. E novamente a política fiscal atua de forma contracíclica e o superávit/PIB eleva-se neste período.

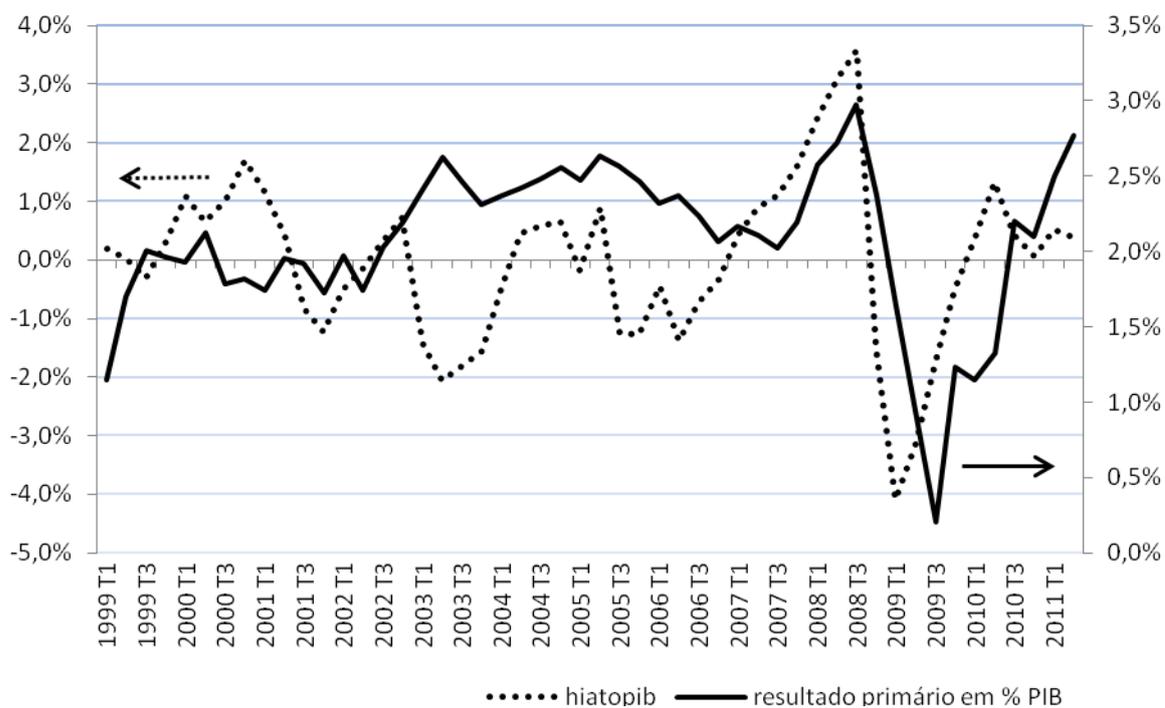


Gráfico 5: Evolução do Resultado Primário do Governo Federal em % do PIB e do Hiato do Produto.

Fonte: O autor, 2012.

Entretanto, pelos motivos já expostos acredita-se que a análise isolada tanto da política fiscal quanto da política monetária não é suficiente para explicar de forma mais realística os fatos ocorridos na economia como um todo. Para tanto, é importante novamente frisar que a interação conjunta da política monetária e fiscal é fundamental, por exemplo, para o entendimento do efeito de um estímulo fiscal na economia. E mais do que isso, ver-se-á que a existência de diferentes hipóteses acerca do tipo de regime prevalente e da probabilidade de alternância destes regimes ao longo do tempo, os quais as políticas monetária e fiscal possam assumir, levam a diferentes impactos e conclusões acerca das consequências do efeito de um estímulo fiscal.

2.3. Matriz de Probabilidades de Transição Conjunta da Política Monetária e Fiscal

Abaixo segue as matrizes de probabilidades de transição de cada regra de política. A matriz de transição da política monetária foi estimada através de um modelo que permitia a

alternância de regimes. No entanto, não estimamos a regra de política fiscal em um modelo com alternância de regimes. Ou seja, a política fiscal possui apenas um estado. Haverá então apenas duas possíveis combinações de estado das políticas monetária e fiscal. Portanto,

$$P^M = \begin{bmatrix} 0,6439 & 0,3561 \\ 0,5167 & 0,4833 \end{bmatrix} = P$$

Caso houvesse mais de um estado da política fiscal teríamos $P = P^M \otimes P^F$. É importante lembrar que poderíamos analisar as respostas das variáveis do modelo aos choques nas políticas monetária e fiscal. No entanto este não é o foco deste artigo. Desta forma, o único choque considerado é o choque de gastos do governo.

3. O MODELO

3.1. Introdução

Nas últimas décadas tem crescido o interesse de grande parte das autoridades monetárias e de formuladores de política econômica ao redor do mundo pela utilização da estrutura básica dos modelos de Equilíbrio Geral Estocástico Dinâmico (MEGED) Novo Keynesiano. Isto ocorre pela possibilidade de se analisar o impacto de alterações na política monetária sobre a atividade real.

Primeiramente, cabe ressaltar que o desenvolvimento das expectativas racionais foi de fundamental importância para a evolução da teoria macroeconômica. A introdução da expectativa racional na análise macroeconômica implica em que mudanças antecipadas na política monetária não afeta as variáveis reais da economia. Ou seja, a moeda é neutra tanto no curto prazo, quanto no longo prazo. Somente choques temporários não-antecipados poderiam afetar a atividade real. Sendo assim, apenas eventos inesperados que não pudessem ser antecipados pelos agentes econômicos teriam efeitos reais. A ideia é a de que como são choques inesperados os agentes não conseguem responder rapidamente a estes choques e, portanto, não teriam condições de evitar o impacto de seus efeitos sobre o consumo ou o investimento, por exemplo.

Os modelos de Ciclos Reais de Negócios ou comumente conhecidos como RBC³², desenvolvidos em trabalho seminal por Kydland e Prescott (1982) se baseiam na hipótese de que os agentes econômicos são dotados de expectativas racionais e que otimizam suas escolhas através da maximização das suas funções objetivo (utilidades ou valor da firma), sujeitos às restrições orçamentárias e tecnológicas. Estes modelos contribuíram de forma ímpar para a construção de modelos macroeconômicos ao longo destes últimos 30 anos. Entretanto, estes modelos possuem limitações como, por exemplo, a dificuldade em gerar mudanças persistentes no produto a partir de choques exógenos temporários (choque de produtividade, choques de política fiscal, choques de política monetária). O reflexo disto é a sua difícil aplicabilidade empírica. Diante disto diversos estudos e variações do modelo RBC

³² Real Business Cycle.

padrão têm sido feitos no sentido de avançar nesta questão. O modelo MEGED Novo Keynesiano é um dos variantes do modelo RBC.

Sendo assim, no MEGED Novo Keynesiano mudanças temporárias ou sistemáticas da política monetária afetam as variáveis reais e isto pode ocorrer devido à presença de fricções reais e nominais. Como observa Plosser (2012), fricções reais geralmente são representadas pela presença de “formação de hábito de consumo³³; pelos custos de capital utilizados na produção; e pelos custos de novos investimentos que alterem o estoque de capital existente”. Ainda de acordo com o autor a presença de rigidez nominal num MEGED Novo Keynesiano pode ser representada por custos nos quais as empresas monopolistas e famílias incorrem ao determinarem seus preços e salários nominais. Diversos autores como Taylor (1980), Calvo (1983), Akerlof e Yellen (1985), Mankiw (1985) elaboraram modelos contendo rigidez nominal de preços e estruturas de mercado com concorrência monopolística. A introdução destas fricções é que gera persistências tornando a política monetária não neutra ao longo dos ciclos econômicos. Por isto, este modelo tem sido amplamente utilizado pelas autoridades monetárias. Outro importante fator que contribui para isto é que as mudanças sistemáticas da política monetária são representadas neste modelo através de uma regra de política monetária do tipo desenvolvido por Taylor (1993). Nela a taxa de juros nominal de curto prazo é alterada em resposta às variações da taxa de inflação e do hiato do produto em relação às suas respectivas metas. Além disso, há também a hipótese de que a autoridade monetária seja totalmente comprometida com esta regra de política monetária e que conte com credibilidade junto aos agentes econômicos.

Por fim, é importante mencionar que a escolha de um MEGED Novo Keynesiano neste trabalho se justifica por permitir a introdução de diversas imperfeições existentes na economia Brasileira e por atender ao principal objetivo deste trabalho que é o de estimar as consequências de um choque fiscal sobre a trajetória de diversas variáveis econômicas num ambiente onde há interação entre os regimes das políticas monetária e fiscal.

3.2. Metodologia³⁴

³³ Isto significa que o consumo passado influencia no consumo presente. Ver Plosser (2012).

³⁴ Metodologia retirada de Davig e Leeper (2011).

Conforme já exposto anteriormente será utilizado um modelo Novo Keynesiano convencional com capital fixo e oferta de trabalho elástica. Além disso, será introduzida rigidez nominal de preços de *Calvo* (1983). As firmas produtoras de bens finais definirão seus preços em um mercado em concorrência monopolística. Os gastos não produtivos do governo serão financiados através de uma combinação de receitas de senhoriagem, impostos do tipo *lump-sum* e emissão de títulos nominais do governo.

1) Famílias

Na função utilidade, C_t é o valor agregado de bens de consumo diferenciados, N_t é a quantidade total de horas trabalhadas, M_t/P_t é o estoque de moeda real. Além disso, σ, η, κ são parâmetros estruturais positivos que representam, respectivamente, elasticidade de substituição do consumo, elasticidade da oferta de trabalho e elasticidade juros da demanda real por moeda. A velocidade da base monetária é representada por δ e χ é a parcela de tempo gasto trabalhando. O parâmetro $\beta \in (0,1)$ é um fator de desconto. A família representativa escolhe $\{C_t, N_t, M_t, B_t\}$ para maximizar a seguinte função utilidade

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left[\frac{C_{t+i}^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \chi \frac{N_{t+i}^{1+\eta}}{1+\eta} + \delta \frac{\left(\frac{M_{t+i}}{P_{t+i}} \right)^{1-\kappa}}{1-\kappa} \right] \quad (23)$$

Sujeita a seguinte restrição orçamentária de recursos

$$C_t + \frac{M_t}{P_t} + \frac{B_t}{P_t} + \tau_t \leq \left(\frac{W_t}{P_t} \right) N_t + \frac{M_{t-1}}{P_t} + \frac{(1+r_{t-1})B_{t-1}}{P_t} + \Pi_t \quad (24)$$

Cabe destacar que a agregação dos bens de consumo diferenciados é feita conforme apontado por Dixit e Stiglitz (1977)

$$C_t = \left[\int_0^1 c_{jt}^{(\theta-1)/\theta} dj \right]^{\theta/(\theta-1)}, \quad \theta > 1 \quad (25)$$

As famílias escolhem cada bem c_{jt} para minimizar o gasto total com bens, resultando na função de demanda agregada da família para cada bem j igual a

$$c_{jt} = \left(\frac{p_{jt}}{P_t} \right)^{-\theta} C_t \quad (26)$$

$$\text{Onde, } P_t \equiv \left[\int_0^1 p_{jt}^{1-\theta} dj \right]^{1/(1-\theta)}$$

Na restrição de recursos, τ_t é o pagamento dos impostos do tipo *lump-sum*, B_t é o estoque nominal de títulos do governo, $1 + r_{t-1}$ é a taxa nominal de juros livre de risco entre o período $t-1$ e t , W_t é o salário nominal e Π_t são os lucros das firmas. Desta forma maximizando (23) sujeito à (24) obtemos as seguintes relações:

$$\chi \frac{N_t^\eta}{C_t^{-\sigma}} = \frac{W_t}{P_t} \quad (27)$$

$$1 = \beta(1 + r_t) \left(\frac{C_t}{C_{t+1}} \right)^\sigma \frac{P_t}{P_{t+1}} \quad (28)$$

Há, portanto, a seguinte relação entre demanda por saldos reais, taxa nominal de juros e consumo agregado,

$$\frac{M_t}{P_t} = \delta^\kappa \left(\frac{r_t}{1 + r_t} \right)^{-1/\kappa} C_t^{\sigma/\kappa} \quad (29)$$

A demanda do governo por cada tipo de bem segue a mesma proporção das famílias. Portanto, a demanda do governo por cada tipo de bem pode ser definida como

$$g_{jt} = (p_{jt}/P_t)^{-\theta} G_t.$$

$$\text{Onde, } G_t = \left[\int_0^1 g_{jt}^{(\theta-1)/\theta} dj \right]^{\theta/(\theta-1)}.$$

Condição de transversalidade:

$$\lim_{T \rightarrow \infty} E_t \left[q_{t,T} \frac{A_T}{P_T} \right] = 0 \quad (30)$$

Onde, $A_t = B_t + M_t$ e $q_{t,T} = (1 + r_{T-1}) / (P_T / P_t)$.

É importante destacar que (27) e (29) são satisfeitas em cada período de tempo e que a restrição orçamentária será sempre satisfeita com igualdade. Além disso, o valor presente dos gastos esperados das famílias é limitado (finito) e a condição de transversalidade expressa pela equação (30) também deve ser satisfeita. Estas são condições necessárias e suficientes para que o problema de otimização das famílias seja bem definido e tenha uma solução.

2) Firms

As firmas representativas produzem seus bens utilizando o fator trabalho em um mercado em competição monopolística. A produção do bem j é $y_{jt} = ZN_{jt}$ e Z é um parâmetro constante da tecnologia agregada à qual todas as firmas têm acesso.

Ao agregar a demanda do consumidor com a demanda do governo, a firma j se depara com a seguinte curva de demanda:

$$y_{jt} = \left(\frac{p_{jt}}{P_t} \right)^{-\theta} Y_t \quad (31)$$

Onde, $C_t + G_t = Y_t$.

Sendo assim, igualando a oferta e demanda para bens individuais, temos que:

$$ZN_{jt} = \left(\frac{p_{jt}}{P_t} \right)^{-\theta} Y_t \quad (32)$$

Como em Calvo (1983), o ajustamento parcial de preços ocorre de acordo com uma probabilidade constante para cada período de tempo, gerando assim uma frequência média de ajustamento. Com isso, a fração $1 - \varphi$ de firmas podem ajustar seus preços a cada período, enquanto que a fração φ não pode realizar tal ajuste. Se as firmas que podem ajustar seus

preços no tempo t , escolherem um novo preço ótimo p_t^* , para maximizar a soma do lucro futuro esperado dada por

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} \varphi^i q_{t,t+1} \left[\left(\frac{p_t^*}{P_{t+i}} \right)^{1-\theta} - \Psi_{t+i} \left(\frac{p_t^*}{P_{t+i}} \right)^{-\theta} \right] Y_{t+i} \quad (33)$$

A partir da equação (32) podemos representar o fluxo real de lucros da firma j no período t como

$$\Pi_{jt} = (p_{jt}/P_t)^{1-\theta} Y_t - (W_t/P_t) N_{jt} \quad (34)$$

Em que Ψ_t é o custo marginal definido como $\Psi_t = \frac{W_t}{ZP_t}$. Ao maximizarmos a função objetivo da firma dada pela equação (33) para determinar p_t^* , obtemos a seguinte condição de primeira ordem:

$$\frac{p_t^*}{P_t} = \left(\frac{\theta}{\theta - 1} \right) \frac{E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\varphi\beta)^i (Y_{t+i} - G_{t+i})^{-\sigma} \left(\frac{P_{t+i}}{P_t} \right)^{\theta} \Psi_{t+i} Y_{t+i}}{E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\varphi\beta)^i (Y_{t+i} - G_{t+i})^{-\sigma} \left(\frac{P_{t+i}}{P_t} \right)^{\theta-1} Y_{t+i}} \quad (35)$$

Como,

$$K_{1t} = (Y_t - G_t)^{-\sigma} \Psi_t Y_t + \varphi\beta E_t K_{1t+1} \left(\frac{P_{t+1}}{P_t} \right)^{\theta} \quad (36)$$

e

$$K_{2t} = (Y_t - G_t)^{-\sigma} Y_t + \varphi\beta E_t K_{2t+1} \left(\frac{P_{t+1}}{P_t} \right)^{\theta-1} \quad (37)$$

podemos reescrever (35) da seguinte forma:

$$\frac{p_t^*}{P_t} = \left(\frac{\theta}{\theta - 1} \right) \frac{K_{1t}}{K_{2t}} \quad (38)$$

Onde K_{1t} e K_{2t} possuem representações recursivas dadas por (36) e (37). Resolvendo (38) para p_t^* e substituindo o resultado no índice de preços agregados $P_t^{1-\theta}$, dado por $P_t^{1-\theta} = (1-\varphi)(p_t^*)^{1-\theta} + \varphi P_{t-1}^{1-\theta}$, obtemos $\pi_t^{\theta-1} = \frac{1}{\varphi} - \frac{1-\varphi}{\varphi} \left(\mu \frac{K_{1t}}{K_{2t}} \right)^{1-\theta}$. Note que $\mu \equiv \theta/(\theta-1)$ é o *markup* das firmas.

Pode-se realizar a agregação linear dos serviços do trabalho individual para obtermos a oferta agregada de trabalho. Portanto, $N_t = \int_0^1 N_{jt} dj$. Obtemos então a seguinte equação de equilíbrio $ZN_t = \Delta_t Y_t$. Em que Δ_t é uma medida de dispersão dos preços relativos definida por

$$\Delta_t = \int_0^1 \left(\frac{p_{jt}}{P_t} \right)^{-\theta} dj \quad (39)$$

Ao agregarmos a função de produção temos que:

$$Y_t = \frac{Z}{\Delta_t} N_t \quad (40)$$

O lucro agregado das firmas é obtido através da agregação dos lucros individuais das firmas. Portanto, $\Pi_t = \int_0^1 \Pi_{jt} dj$. Integrando os lucros das firmas e combinando-os com as restrições de recursos das famílias e do governo, resulta na restrição agregada de recursos dada por

$$\frac{Z}{\Delta_t} N_t = C_t + G_t \quad (41)$$

Por fim é importante destacar que a dispersão de preços relativos evolui de acordo com (42) e que os gastos do governo de acordo com (43) equações que são apresentadas a seguir.

$$\Delta_t = (1-\varphi) \left(\frac{p_t^*}{P_t} \right)^{-\theta} + \varphi \pi_t^\theta \Delta_{t-1} \quad (42)$$

e

$$\log(G_t) = \log(\bar{G})(1 - \rho) + \rho \log(G_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (43)$$

Onde, $\pi_t = P_t/P_{t-1}$ e $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$.

3) Restrição Orçamentária do Governo.

O processo para $\{G_t, M_t, B_t, \tau_t\}$ deve satisfazer a restrição orçamentária do governo:

$$G_t = \tau_t + \frac{M_t - M_{t-1}}{P_t} + \frac{B_t}{P_t} - \frac{(1 + r_{t-1})B_{t-1}}{P_t}, \quad (44)$$

dado que $M_{-1} > 0$ e $(1 + r_{-1})B_{-1}$

4) Os valores no Estado Estacionário.

O valor do nível da dívida, no estado estacionário e condicionado aos regimes, é fixado para ser igual ao longo dos regimes. Como apontam Davig e Leeper (2011), isto é feito através da substituição da regra de política fiscal na equação da restrição orçamentária do governo tomando-se como uma unidade (um) o valor determinístico do produto (hiato do produto) no estado estacionário. Resolvendo para o intercepto da regra de política fiscal temos:

$$\gamma_0(S_t^F) = G - m \left(\frac{\pi}{1 + \pi} \right) - b \left(1 + \gamma(S_t^F) - \frac{\beta^{-1}}{(1 + \pi)} \right) \quad (45)$$

Onde, cada variável com exceção de $\gamma_0(S_t^F)$ e $\gamma(S_t^F)$ estão no seu valor no estado estacionário. O mesmo procedimento é adotado para a regra da política monetária e para a demanda por moeda. Assim como a dívida, o valor da taxa de inflação é fixado para ser igual ao longo dos regimes.

3.3. A Calibragem do Modelo

O modelo foi calibrado utilizando os valores apresentados pela Tabela 12. Primeiramente, a taxa de desconto intertemporal pode ser definida como $\beta = 1/(1+r)$, sendo r a taxa de juros real anual no longo prazo. Para o β de 0,985 utilizou-se uma taxa de juros real de 6% ao ano, o que corresponde a 1,5% ao trimestre. Diversos estudos para a economia Brasileira foram feitos e, para o período analisado, as estimações de taxas de juros de equilíbrio se situam entre 6 e 8%aa. A taxa de juros real aqui utilizada segue Santos e Leon (2010).

A elasticidade de substituição intertemporal do consumo, ou simplesmente o coeficiente de aversão ao risco, foi considerada igual à média da distribuição *a priori* adotada por Silva e Portugal (2010). Já a elasticidade juros dos saldos reais segue Ornellas (2011). O *markup* (dos preços sobre o custo marginal) e a parcela de firmas que não podem ajustar seus preços a cada momento estão de acordo com o que geralmente é considerado em trabalhos internacionais. Particularmente, adotamos os valores utilizados por Davig e Leeper (2011). Para a taxa de inflação, em estado estacionário, adotamos a meta anual de 4,5% perseguida pelo Banco Central do Brasil (BCB). Já a velocidade da base monetária, foi escolhida para ser igual à cP/M (razão entre as despesas de consumo final das famílias divulgadas pelas Contas Nacionais e a base monetária (M0) – saldos em finais de período – disponibilizada pelo BCB). O parâmetro δ é a velocidade média da base monetária, cuja série foi suavizada pelo filtro HP aplicado aos dados trimestrais de 1995T1-2011:T2.

Tabela 12 - Descrição dos parâmetros do modelo

Parâmetros Calibrados		
β	0,985	taxa de desconto intertemporal
σ	1	elasticidade de substituição intertemporal do consumo
η	1	elasticidade da oferta de trabalho em relação ao salário
κ	2,3	elasticidade juros da demanda real por moeda
δ	6,06	velocidade da base monetária
μ	1,15	<i>markup</i> da firmas em relação aos preços
φ	0,66	parcela de firmas que não podem alterar preços
Z	1	parâmetro tecnológico em estado estacionário
\bar{N}	0,2	parcela de tempo trabalhando em estado estacionário
$\bar{\pi}$	0,045	taxa de inflação em estado estacionário
\bar{B}	0,305	razão entre a dívida do governo e o PIB em estado estacionário
\bar{G}	0,161	razão entre o gasto do governo e o PIB em estado estacionário
ρ	0,9	parâmetro de correlação serial dos gastos do governo

Parâmetros estimados - regra de política monetária		
$\alpha_{\pi 1}$	3,040170	coeficiente de longo prazo da inflação no regime 1
$\alpha_{\pi 2}$	1,421590	coeficiente de longo prazo da inflação no regime 2
$\alpha_{y 1}$	1,639793	coeficiente de longo prazo do hiato do produto no regime 1
$\alpha_{y 2}$	1,978087	coeficiente de longo prazo do hiato do produto no regime 2
Parâmetros estimados - regra de política fiscal		
γ_b	0,326614	coeficiente de longo prazo da dívida pública
γ_y	0,521758	coeficiente de longo prazo do hiato do produto

Fonte: O autor, 2012.

Assim como em Davig e Leeper (2011) o parâmetro tecnológico foi fixado em um, $Z = 1$, normalizando o nível determinístico do produto para ser igual à unidade no estado estacionário. Ainda de acordo com os autores, admitimos que as firmas produtoras de bens intermediários utilizem uma função de produção com retornos constantes de escala.

As séries dívida/PIB e despesa/PIB, para obtermos os valores de ambas no estado estacionário, foram suavizadas através do filtro HP (com parâmetro igual a 1600) e obtidas suas respectivas médias. Cabe lembrar que estas séries são as mesmas utilizadas na estimação da regra de política fiscal com a diferença de agora passarem pelo processo de suavização do filtro. Assim como em Davig e Leeper (2011) consideramos 20% o tempo alocado ao trabalho e utilizamos o mesmo valor que os autores para a elasticidade da oferta de trabalho em relação ao salário.

No que tange aos coeficientes das regras de política fiscal e monetária, estes foram introduzidos conforme valores estimados nas seções 2.1 e 2.2. Entretanto, assim como em Davig e Leeper (2011), o coeficiente das despesas do governo, na regra de política fiscal, foi fixado em zero. Isto foi feito para que se pudesse captar melhor o efeito de um choque de gastos do governo. Neste sentido, os impostos continuam respondendo, porém apenas aos movimentos da dívida e do hiato do produto gerados por alterações nos gastos do governo. Quanto ao ρ optou-se por calibrar este parâmetro com o mesmo valor adotado pelo Davig e Leeper (2011).

Após a calibragem do MEGED utilizamos uma rotina numérica (desenvolvida por Davig e Leeper (2006)) para obter o equilíbrio dinâmico do modelo resolvendo um sistema de equações de diferenças de primeira ordem expectativas dinâmicas não lineares. A rotina utiliza um método de mapeamento monotônico baseado em Coleman (1991).³⁵

³⁵ O modelo é resolvido em sua forma não-linear. O procedimento é desenvolvido e descrito em Davig e Leeper (2006).

3.4. Análise dos Resultados

3.4.1. Impacto Dinâmico de um Estímulo Fiscal

Conforme argumentam Davig e Leeper (2011), o efeito de uma mudança nos gastos do governo num modelo Novo Keynesiano opera da seguinte forma: uma elevação nos gastos do governo aumenta a demanda pelos bens vendidos pelas empresas produtoras de bens. Este aumento de demanda estimula as empresas a produzirem mais bens. Como o estoque de capital é mantido fixo, então, este aumento de produção só é possível se as empresas aumentarem sua demanda por mais mão de obra. Esta maior disposição em contratar mais mão de obra leva os trabalhadores a esperarem uma elevação em seus salários reais. Com isso, num primeiro momento, há elevação do salário nominal de modo que o salário real aumente. Por outro lado, o choque de gastos do governo gera uma redução de bem estar das famílias tendo em vista o comprometimento maior da renda com o pagamento de impostos ao longo do tempo. Estes efeitos somados fazem com que haja substituição de lazer (consumo) por trabalho e, portanto, aumento das horas trabalhadas. Estas pressões por maiores salários reais elevam os custos marginais reais das empresas. Estes movimentos levam as empresas que podem alterar seus preços a cada momento, a aumentarem seus preços como forma de compensarem a perda gerada pelo aumento dos custos. Isto é possível, pois estas empresas atuam num mercado em competição monopolística e, portanto, são fixadoras de preços, *price makers*. Por fim, esta elevação gradual dos preços leva a um aumento do nível geral de preços e queda do salário real que é consistente com o equilíbrio no mercado de trabalho com mais emprego.

A partir deste momento vamos analisar de que modo este choque de gastos do governo afeta a trajetória da taxa de inflação, da taxa de juros e do consumo privado sob a interação dos regimes da política monetária e fiscal. Inicialmente, consideraremos que a política monetária seja ativa e a fiscal seja passiva (AM/PF). De acordo com Davig e Leeper (2011), sob estes regimes de política o governo em resposta ao aumento de preços realizado pelas empresas, eleva a taxa de juros nominal em um valor maior do que a inflação. Ou seja, há aumento da taxa de juros real. Este aumento real dos juros faz com que haja redução da demanda das famílias por consumo. Após um determinado período de tempo os gastos

retornam ao seu estado estacionário e, por conseguinte, há diminuição da taxa de juros real que também retorna para seu nível no estado estacionário. No final o consumo privado também volta para o seu estado estacionário. Portanto, um aumento dos gastos do governo sob o regime de política monetária ativa e de política fiscal passiva reduz o consumo privado temporariamente.

Teoricamente, sob esta perspectiva, um aumento dos gastos do governo tem um efeito negativo sobre o consumo privado. Este resultado é diferente do que é apresentado pela teoria Keynesiana convencional. Para esta teoria um choque positivo dos gastos do governo deve levar a aumentos no consumo privado e este resultado depende da propensão marginal a consumir. Davig e Leeper (2011) sugerem que o resultado apontado pela teoria Keynesiana convencional pode ser obtido através da introdução de determinadas imperfeições no mercado de trabalho ou modificando-se as preferências adotadas no modelo. Um exemplo disto seria a introdução de salários rígidos que faz com que aquele aumento da demanda por novas contratações de mão de obra geradas pela maior demanda de produtos, sustentada pelo choque positivo de gastos do governo, não leve a aumentos dos custos marginais reais. Com os salários nominais rígidos, a maior demanda por trabalho não leva à pressões por aumentos dos salários reais. As empresas não deverão elevar seus preços como resposta aos aumentos dos custos. Por conseguinte, a autoridade monetária não elevará as taxas de juros nominais de forma a combater a elevação de preços. Com isso, a taxa de juros real se reduz e assim há um estímulo ao aumento de consumo privado. Davig e Leeper (2011) apontam outra forma de se chegar a este mesmo resultado. Seria através da modificação dos regimes da política monetária e fiscal vigente. Ou seja, a política monetária passaria a ser passiva e a política fiscal a ser ativa (PM/AF). Sob este tipo de combinação de regimes Kim (2003)³⁶ mostra que um aumento dos gastos do governo também elevaria o consumo privado. A diferença existente neste resultado, em relação ao apresentado anteriormente, seria decorrente da forma pela qual as autoridades monetária e fiscal agem em resposta ao choque de gastos do governo. Quando a política monetária é passiva, o aumento das taxas de juros nominais é menor do que a inflação, fazendo com que a taxa de juros real diminua. A queda dos juros reais desestimula a poupança (carregamento de títulos do governo) e as famílias, portanto, substituem poupança por consumo.

No que se refere especificamente à política fiscal, quando ela é passiva espera-se que a autoridade fiscal eleve seus impostos para financiar toda a dívida gerada com o aumento de

³⁶ O autor utiliza um modelo Novo Keynesiano de regime fixo.

gastos do governo. Já no caso em que a política fiscal é ativa é esperado que a resposta da autoridade fiscal em relação ao aumento dos gastos do governo não seja suficiente para financiar por completo toda a dívida contraída pelo governo. Ao compararmos estas duas possibilidades de combinação de regimes, tem-se que a dívida será menor no caso da PM/AF do que no caso da AM/PF. Embora os impostos se elevem mais no segundo caso (AM/PF), as receitas de senhoriagem provenientes da taxa de inflação mais elevada são maiores se a política monetária é passiva e a fiscal ativa. Isto ocorre porque a passividade da política monetária provoca uma queda na taxa de juros real e, portanto, uma taxa de inflação maior. Esta inflação maior contribui para reduzir o valor presente da dívida pública.

Também é interessante mencionar o que pode ocorrer caso ambas as políticas sejam passivas ou ambas as políticas sejam ativas. No primeiro caso haveria aumento de consumo privado estimulado por redução das taxas de juros reais e um aumento da dívida menor tendo em vista uma maior receita de impostos devido a um produto maior e uma receita de senhoriagem mais elevada devido à taxa de inflação mais alta. No segundo caso, com ambas as políticas ativas, o consumo e o produto aumentariam absurdamente, as taxas de juros reais cairiam e a dívida aumentaria sem tendência de estabilização. Esta última combinação de regimes de política monetária e fiscal configuraria um equilíbrio com uma trajetória explosiva para as variáveis. Como aponta Davig e Leeper (2011), embora a economia experimente um *boom* econômico, isto é feito através da geração crônica de inflação elevada e crescimento da relação dívida/PIB.

Conforme já exposto anteriormente, e no caso tratado neste trabalho, a política monetária alterna ao longo do tempo entre uma política monetária mais ativa e uma política monetária menos ativa, enquanto que a política fiscal é passiva durante todo o período analisado. Desta forma, empiricamente estamos em uma situação consistente com os pressupostos da Teoria da Equivalência Ricardiana³⁷. A Figura 1 mostra a função impulso-resposta de um choque de 3% dos gastos do governo condicionado a esses dois tipos de combinação de regimes de política.

Primeiramente, pode-se ver no primeiro quadro superior à esquerda que um choque positivo dos gastos do governo aumenta imediatamente o hiato do produto. Porém, verifica-se no quadro abaixo que, diferentemente do que foi apresentado anteriormente, há queda da taxa de inflação corrente tanto no caso em que a política monetária é mais ativa quanto no caso em que ela é menos ativa. Em ambos os casos isto é resultado do elevado tamanho do coeficiente

³⁷ É caracterizada também como situação de dominância monetária

do hiato do produto³⁸ na regra de política monetária. Por conta deste elevado coeficiente, quando o governo aumenta seus gastos há a expectativa por parte dos agentes econômicos de uma elevação da taxa de juros real. Esta forte elevação da taxa de juros real leva à redução da expectativa da taxa de inflação futura que, via expectativas, reduz a taxa de inflação corrente. Para que haja equilíbrio no mercado de trabalho é necessário que a redução da taxa de inflação corrente ocorra com diminuição do salário nominal de tal forma que haja queda do salário real e, portanto, redução da produtividade marginal do trabalho. É interessante observar que há elevação da contratação de mais trabalhadores (aumento da demanda por trabalho) porque a queda da produtividade marginal é acompanhada de queda dos custos marginais das empresas. Pelo lado da oferta de trabalho há maior disposição em trabalhar mais por duas vias – (1) pelo aumento da expectativa futura de maiores pagamentos de impostos devido ao aumento de gastos do governo e (2) pela forte elevação dos juros reais que provoca substituição de consumo hoje por consumo no futuro. A política monetária ativa determina que a taxa de juros real seja conduzida de modo a acompanhar a trajetória da taxa de inflação. No entanto, podemos ver que o coeficiente do hiato do produto é tão elevado que a alteração nas taxas de juros nominais não acompanha a queda da taxa de inflação integralmente. A resposta da autoridade monetária às variações da atividade econômica “domina” o efeito final dos juros reais de modo que este movimento, inclusive, provoca redução da taxa de inflação corrente.

A diferença entre o caso em que a política monetária é mais ativa e no qual ela é menos ativa decorre do fato de que no segundo caso há elevação maior dos juros nominais. Isto ocorre porque o coeficiente da taxa de inflação é bem menor (menos do que a metade) do que o coeficiente da taxa de inflação quando ela é mais ativa. Além disso, a resposta ao hiato do produto é maior quando ela é menos ativa. Com isso, mesmo com queda da taxa de inflação corrente não há “força” suficiente na redução dos juros nominais. É evidente que tanto o consumo privado como a taxa de inflação corrente se reduzem mais neste tipo de combinação de regimes do que na combinação de regimes anterior (política monetária mais ativa e fiscal passiva).

No que se refere à trajetória da dívida pública, pode-se ver que quando a política monetária é mais ativa o aumento da dívida é menor, enquanto que quando ela é menos ativa o aumento é maior. Isto é consistente com a existência de uma elevação maior das taxas de

³⁸ Valores dos coeficientes do hiato do produto estão próximos aos estimados por Nunes e Portugal (2009) e Barbosa e Soares (2006). Porém, os trabalhos de Silva e Portugal (2010), Salgado, Garcia e Medeiros (2005), e Minella et al (2003) encontraram valores na faixa [0; 0,5].

juros reais no segundo caso. É natural que a autoridade fiscal eleve mais os impostos no segundo caso (AM/PF) objetivando financiar uma elevação de dívida maior.

Neste sentido, no nosso trabalho tanto o coeficiente da taxa de inflação quanto do hiato do produto na regra de política monetária em conjunto com a regra de política fiscal são fundamentais para explicar os movimentos das variáveis macroeconômicas estudadas. Porém, o papel do coeficiente do hiato do produto é determinante para o resultado da trajetória das taxas de juros reais e, conseqüentemente, da taxa de inflação, do consumo privado e da dívida pública.

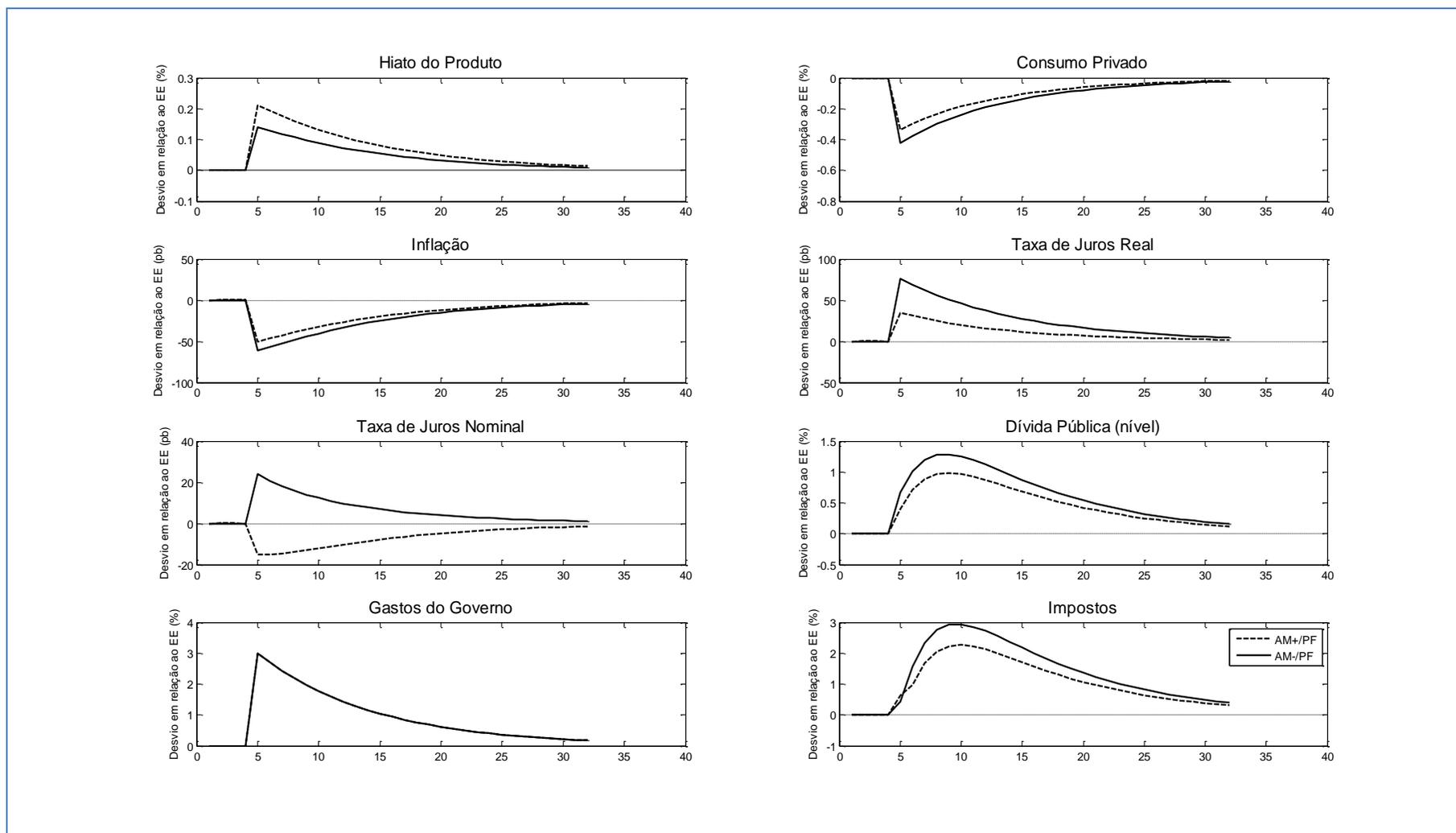


Figura 1: Função Impulso-Resposta de um choque de gastos do governo de 3%.

Fonte: O autor, 2012.

3.4.2. Análise de Robustez dos Resultados

Com o intuito de testar a robustez dos resultados serão feitas alterações em alguns parâmetros. Na análise anterior foram utilizados os coeficientes de longo prazo tanto da política monetária quanto da política fiscal. No entanto, pode-se perguntar o porquê de se utilizar estes coeficientes de longo prazo e não os de curto prazo ou médio prazo, tendo em vista que os períodos de duração dos regimes de política detectados empiricamente se situam em média em 5,5 trimestres ao longo da amostra analisada para cada estado. Não seria melhor analisar o impacto de um choque dos gastos do governo utilizando os coeficientes de médio prazo? Sendo assim, serão feitos dois tipos de alterações na regra de política monetária.

- Primeiro, os coeficientes do hiato do produto de longo prazo estimados serão substituídos pelos coeficientes de curto prazo estimados³⁹;
- Segundo, os coeficientes do hiato do produto e da inflação de longo prazo serão substituídos pelos coeficientes de médio prazo.

Tabela 13 – Multiplicadores de Impacto

Parâmetros	Curto-prazo	Médio-prazo	Longo-prazo
Inflação MS-1	0,139654*	1,311238	3,040170
Inflação MS-2	0,261580	0,453165	1,421590
Hiato MS-1	-0,275984*	0,343701	1,639793
Hiato MS-2	0,350531	0,616054	1,978087
Inflação - MQO	0,313822	0,770738	1,590123
Hiato - MQO	0,435964	0,873831	1,500338

*valores de curto prazo estatisticamente não significativos.

Fonte: O autor, 2012.

A ideia é mostrar que o elevado coeficiente do hiato do produto está levando à queda da taxa de inflação corrente e, no caso da política mais ativa, a uma queda também da taxa de juros nominal. Os coeficientes de médio prazo foram construídos a partir de iterações recursivas iniciando-se nos valores de curto prazo até convergir para seus valores no longo prazo. Através das Figuras 2 e 3 pode-se ver a evolução ao longo do tempo destes multiplicadores de impacto.

³⁹ Ao rodar o modelo com todos os coeficientes da regra de política monetária de curto prazo houve problema de solução numérica e, portanto, não houve convergência.

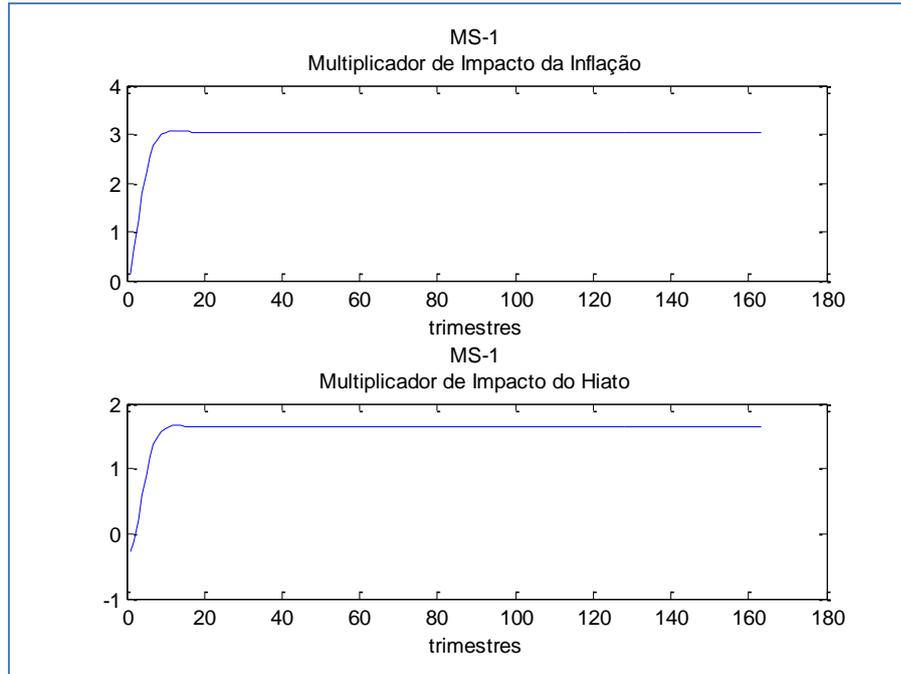


Figura 2: Multiplicador de Impacto dos Coeficientes da Regra de Política Monetária no Estado 1.

Fonte: O autor, 2012.

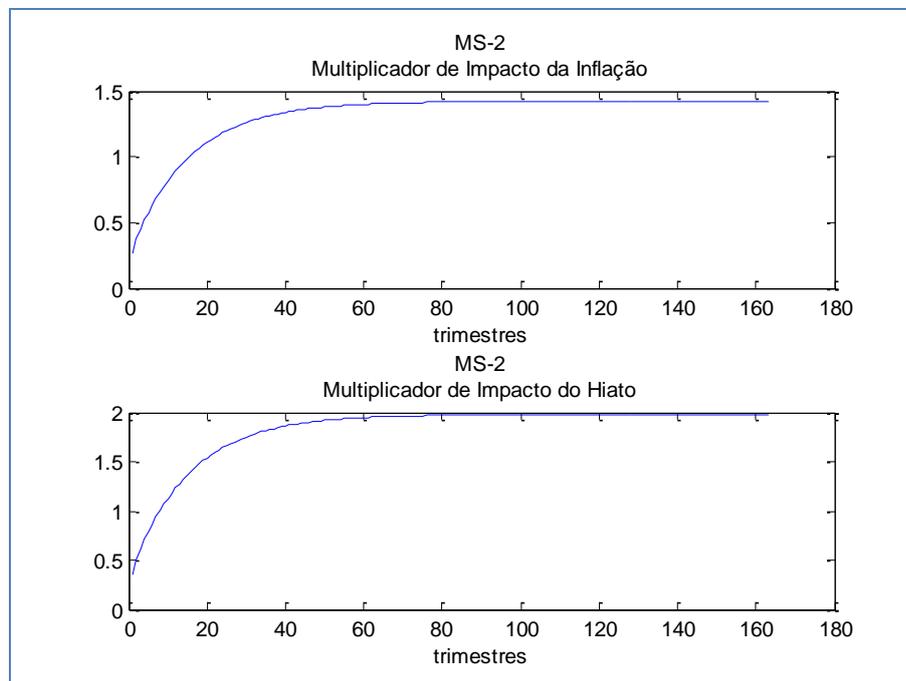


Figura 3: Multiplicador de Impacto dos Coeficientes da Regra de Política Monetária no Estado 2.

Fonte: O autor, 2012.

Note que no caso em que a política monetária é mais ativa, ou seja, MS no estado 1, a convergência para os valores de longo prazo ocorre muito rapidamente. Em geral cerca de 10 trimestres. Isto ocorre tanto para o coeficiente da inflação quanto para o coeficiente do hiato do produto. Já no estado 2 esta convergência é muito mais lenta. Mostrando que são necessários aproximadamente 40 trimestres para se alcançar o seu valor de longo prazo.

Na Figura 4 apresenta-se o resultado do primeiro teste. Neste teste foram utilizados os coeficientes do hiato produto no curto prazo. Como pode ser visto na Tabela D2 do Anexo D, no estado 1 o coeficiente na primeira defasagem do hiato do produto é não significativo. Portanto, ao invés de colocar o valor de $-0,279654$ fixamos o coeficiente em zero. Já, no estado 2, o coeficiente de curto prazo é significativo e utilizamos o próprio valor estimado. Pode-se observar agora que no estado 1 houve alteração tanto na taxa de inflação corrente quanto na taxa de juros nominal. Ou seja, como agora a resposta da autoridade monetária a variações no hiato do produto é nula, então, todo o movimento da taxa de juros nominal ocorre por conta de alterações na taxa de inflação. Ao fazer esta modificação vemos acontecer exatamente o que foi discutido no início da apresentação dos resultados empíricos. O aumento dos gastos do governo leva a um aumento do hiato do produto que por sua vez faz com que as empresas contratem mais, ampliando os custos marginais. Como forma de compensar esta perda as empresas aumentam seus preços. A autoridade monetária eleva as taxas de juros nominais acima da inflação como forma de responder a esse aumento de preços. Isto reduz o consumo privado. Após a dissipação do efeito do choque de gastos do governo todas as variáveis retornam aos seus valores no estado estacionário. A redução do consumo privado é menor tanto em relação ao estado 2 quanto ao resultado obtido utilizando-se os coeficientes de longo prazo. Já no estado 2 há alteração na magnitude das variações das variáveis, mas o sentido dos movimentos continua o mesmo. Reduziu-se o tamanho do coeficiente do hiato do produto, mas ele continua sendo fundamental para determinar a trajetória da inflação corrente. Desta forma, tanto os juros nominais quanto os juros reais elevam-se respondendo ao aumento do hiato do produto. Esta elevação forte dos juros pelos canais acima já explicitados leva à redução do consumo privado e da inflação corrente.

No que se refere ao comportamento da dívida, pode-se verificar que, pelo Anexo N (Figura N1), no estado 1 (coeficiente do hiato do produto igual a zero) o aumento da taxa de inflação gera um aumento no valor presente da receita de senhoriagem. Esta receita de senhoriagem somada a uma taxa de juros menor leva a um aumento menor da dívida pública.

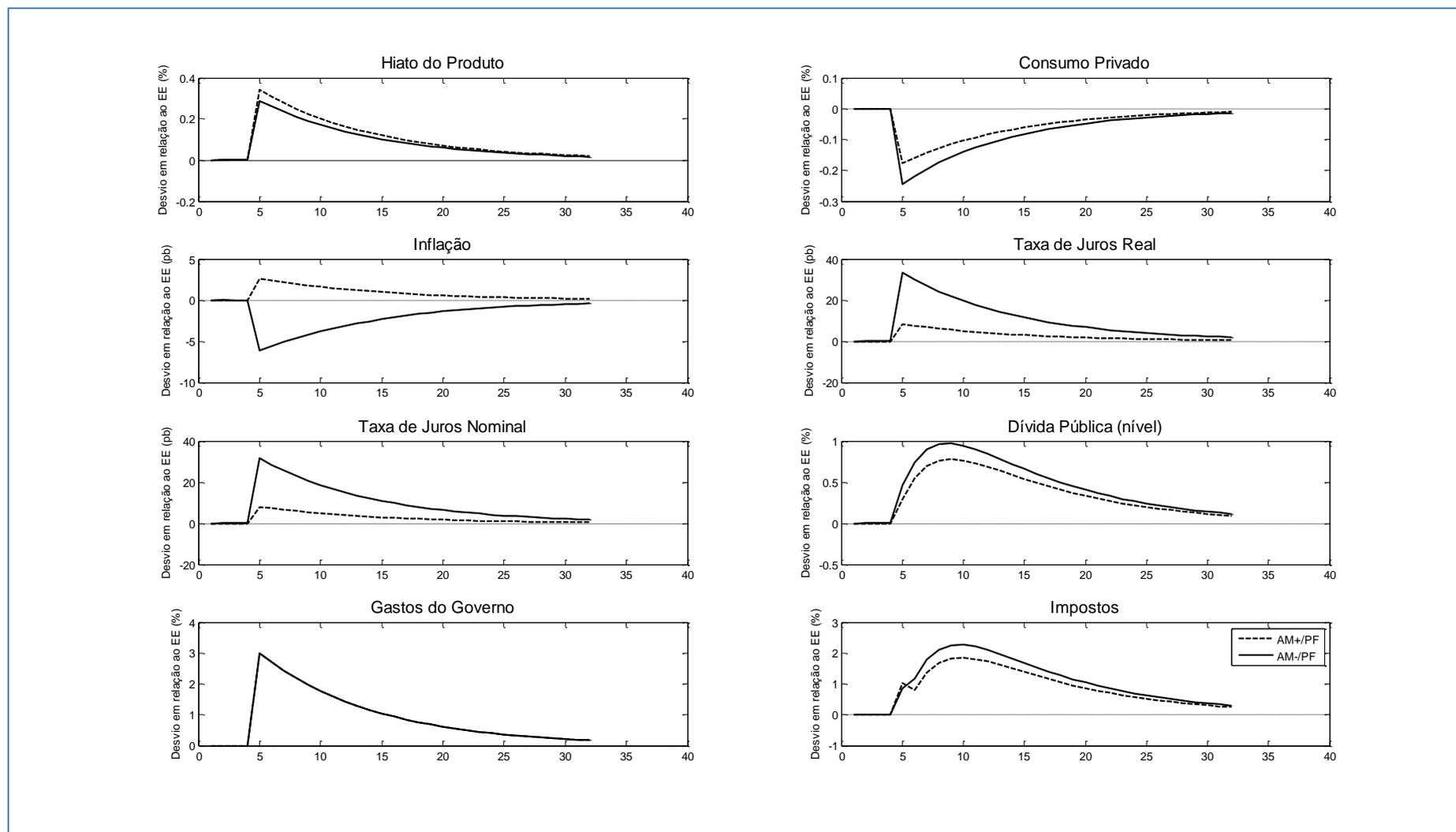


Figura 4: Função Impulso-Resposta com Choque de Gastos do Governo de 3% - Valores do Coeficiente do Hiato do Produto no Curto Prazo.
 Fonte: O autor, 2012.

O cálculo dos coeficientes no médio prazo mostra que, no estado 1, a política monetária continua sendo ativa, porém com um coeficiente bem menor da taxa de inflação e do hiato do produto. Já no estado 2 a política monetária passa a ser passiva, mas continua com um coeficiente do hiato produto elevado. No estado 2 a política monetária passiva deveria sugerir redução das taxas de juros reais, tendo em vista que a variação na taxa de juros nominal deveria ser menor do que a inflação. Entretanto, por conta do elevado hiato do produto não há redução dos juros reais. O resultado na Figura 5 é parecido com os resultados anteriores obtidos no estado 2. No que se refere ao estado 1 encontra-se o mesmo resultado anteriormente obtido com os coeficientes nos seus valores de longo prazo. Ou seja, mesmo com a política monetária sendo ativa a taxa de juros reais se move em função da expansão do nível de atividade. Desta forma, as alterações dos valores dos coeficientes da política monetária para valores de médio prazo não alteraram os resultados. Todos estes testes sugerem que o coeficiente do hiato do produto elevado é determinante para queda da taxa de inflação corrente. Obtivemos então que pequenas variações na atividade econômica (expansão do PIB) fazem com que o Banco Central atue de forma muito intensa com elevação das taxas de juros reais. E este movimento de elevação dos juros reais é tão intenso que mesmo com elevação dos gastos do governo há redução da taxa de inflação corrente. O aumento de consumo privado que era de se esperar no caso de uma política monetária passiva deixa de acontecer tendo em vista esta enorme preocupação com o hiato do produto.

Em relação ao comportamento da dívida pública, observa-se no Anexo N (Figura N2) que o impacto de um choque de gastos do governo sob os dois tipos de combinação de regimes, detectados empiricamente neste trabalho e com valores dos coeficientes da regra de política monetária configurados no médio prazo, seguem a mesma orientação obtida através dos resultados cujos coeficientes eram de longo prazo. A exceção fica por conta do valor presente da senhoriagem no estado 1 menor do que no estado 2. No estado 1 a resposta da taxa de juros ao hiato do produto cai cerca de 4,77 vezes enquanto que em relação a taxa de inflação caiu cerca de 2,32 vezes no médio prazo, ambos em comparação com seus respectivos valores de longo prazo. Já no estado 2 a resposta dos juros à taxa de inflação e ao hiato do produto caem cerca de 3 vezes.

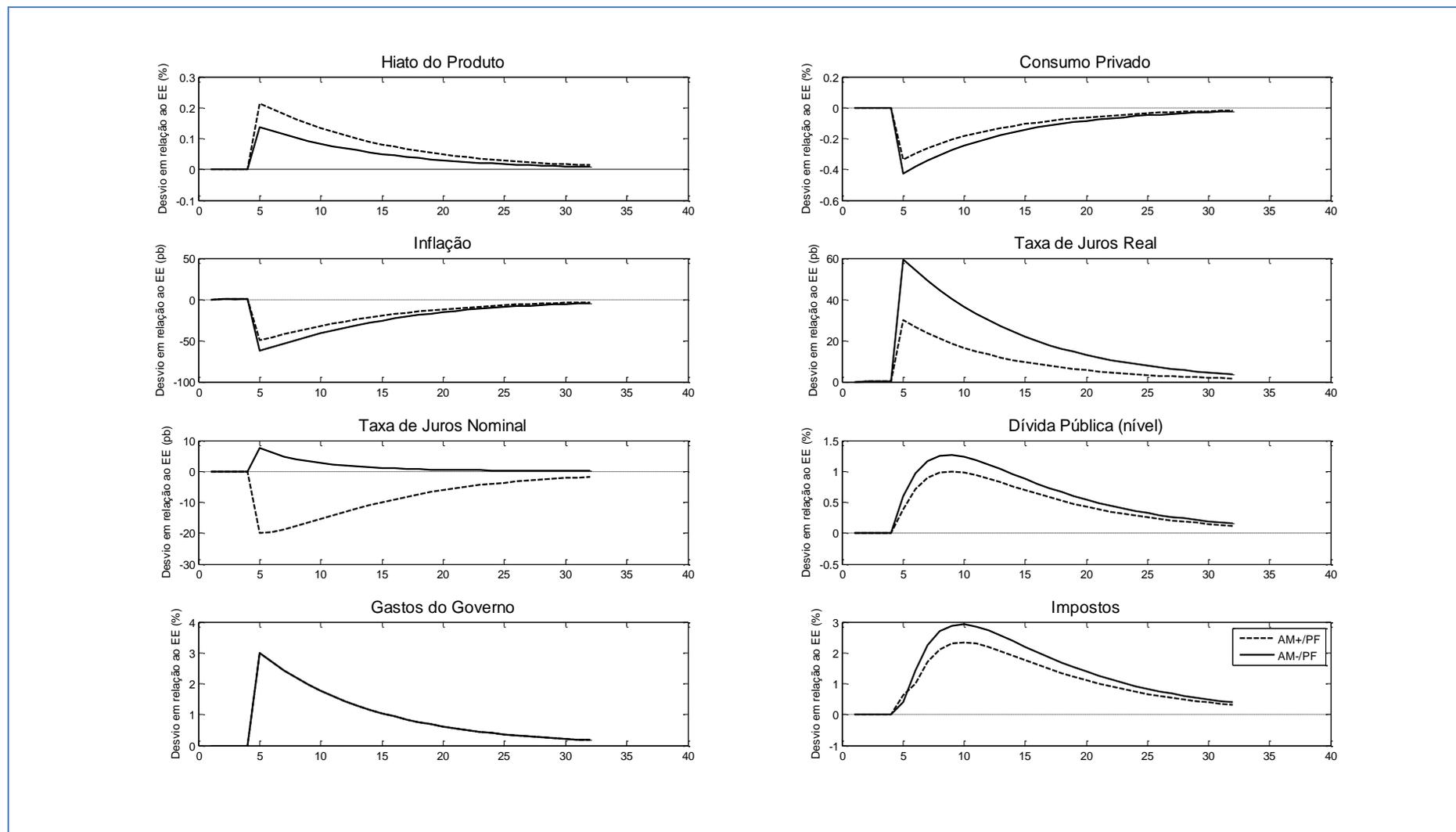


Figura 5: Função Impulso-Resposta com Choque de Gastos do Governo de 3% - Valores do Coeficiente do Hiato do Produto e da Inflação no Médio Prazo.

Fonte: O autor, 2012.

3.4.3. Análise da Dinâmica da Dívida

A análise feita em relação ao impacto dinâmico dos gastos do governo sobre a trajetória de algumas variáveis macroeconômicas foi decomposta nos efeitos substituição intratemporal e intertemporal. Agora será apresentada uma análise mais detalhada da dinâmica da dívida após um choque de gastos do governo. Para tanto utilizaremos a equação da restrição orçamentária intertemporal do governo, a saber:

$$\frac{M_{t-1} + (1+r_{t-1})B_{t-1}}{P_t} = E_t \sum_{T=t}^{\infty} \left[q_{t,T} \left(\tau_T - G_T + \frac{r_T}{1+r_T} \frac{M_T}{P_T} \right) \right] \quad (46)$$

A equação 46 mostra que o valor presente da receita primária mais o valor presente da receita de senhoriagem precisa se igual ao valor real do saldo do passivo do governo. Ou seja, as receitas recebidas pelo governo precisam ser iguais aos compromissos por ele assumidos. Desta forma, quando há um aumento nos gastos do governo financiados por novas emissões de dívida, para que a restrição acima seja atendida é necessário que hajam modificações por parte do lado das receitas. Como apontam Davig e Leeper (2011), podem ser feitos alguns ajustamentos para que condição de equilíbrio intertemporal volte a ser satisfeita:

1. Aumento do valor presente dos impostos num montante igual ao aumento dos gastos do governo⁴⁰;
2. Aumento do valor presente da senhoriagem;
3. Elevação do nível de preços corrente de modo à revalorizar o passivo existente.

O peso de cada ajustamento mencionado acima em relação ao ajustamento total vai depender da interação entre os regimes de política monetária e fiscal prevalentes. A combinação entre os regimes de política monetária e fiscal podem gerar basicamente dois resultados:

- Valor presente do superávit primário + Valor presente da senhoriagem < dívida real; e
- Valor presente do superávit primário + Valor presente da senhoriagem ≥ dívida real.

⁴⁰ Sob o regime de dominância monetária.

Pode-se observar pela equação 46 que a cada momento do tempo a dívida real deve ser igual à soma do valor presente do superávit primário com o valor presente da senhoriagem. Sendo assim, quando isto não ocorre, ou seja, quando o que é ou vai ser arrecadado é menor do que a dívida contraída, Davig e Leeper (2011) argumentam que os agentes econômicos buscam substituir os títulos por consumo. Este aumento da demanda por consumo eleva o nível de preços corrente. Este aumento de preços ocorre até que o equilíbrio é novamente atingido. Podemos decompor dinâmica da dívida segundo os efeitos de cada um desses ajustamentos. Para facilitar o entendimento as variáveis serão medidas em termos de mudanças percentuais e ponderadas pelo seu tamanho na dívida como um todo. Portanto a equação 46 pode assim ser reescrita: $B_t/P_t = x_t + z_t$

Onde:

x_t é o valor presente esperado do superávit primário; e

z_t é o valor presente esperado da senhoriagem.

Desta forma, após log-linearizar a equação acima, obtemos a seguinte relação:

$$\hat{b}_t = \frac{\bar{x}}{\bar{b}} \hat{x}_t + \frac{\bar{z}}{\bar{b}} \hat{z}_t \quad (47)$$

Em que as variáveis com barras representam os valores em seus estados estacionários condicionados às combinações de regimes de política, e as variáveis em chapéu representam os desvios em relação ao logaritmo dos seus respectivos valores. Com isso, a equação 48 indica que os desvios da dívida são uma média ponderada dos desvios percentuais dos valores presentes do superávit primário e da senhoriagem. A ideia é que a mudança percentual na dinâmica da dívida pode ser medida por uma aproximação linear. De acordo com Davig e Leeper (2011) sob o regime de política monetária ativa e fiscal passiva, quando os gastos do governo aumentam financiados por novas emissões de dívida, isto faz com que a dívida aumente. Este aumento dos gastos do governo reduz o superávit primário corrente do governo. Entretanto, como a política fiscal é passiva o valor presente do superávit primário aumenta. Isto ocorre porque sob o regime de política fiscal passiva a autoridade fiscal eleva os impostos. Porém, como a política monetária é ativa, gerando elevação dos juros reais, para

que o valor presente do superávit primário aumente é necessário que haja um aumento considerável e prolongado do superávit primário.

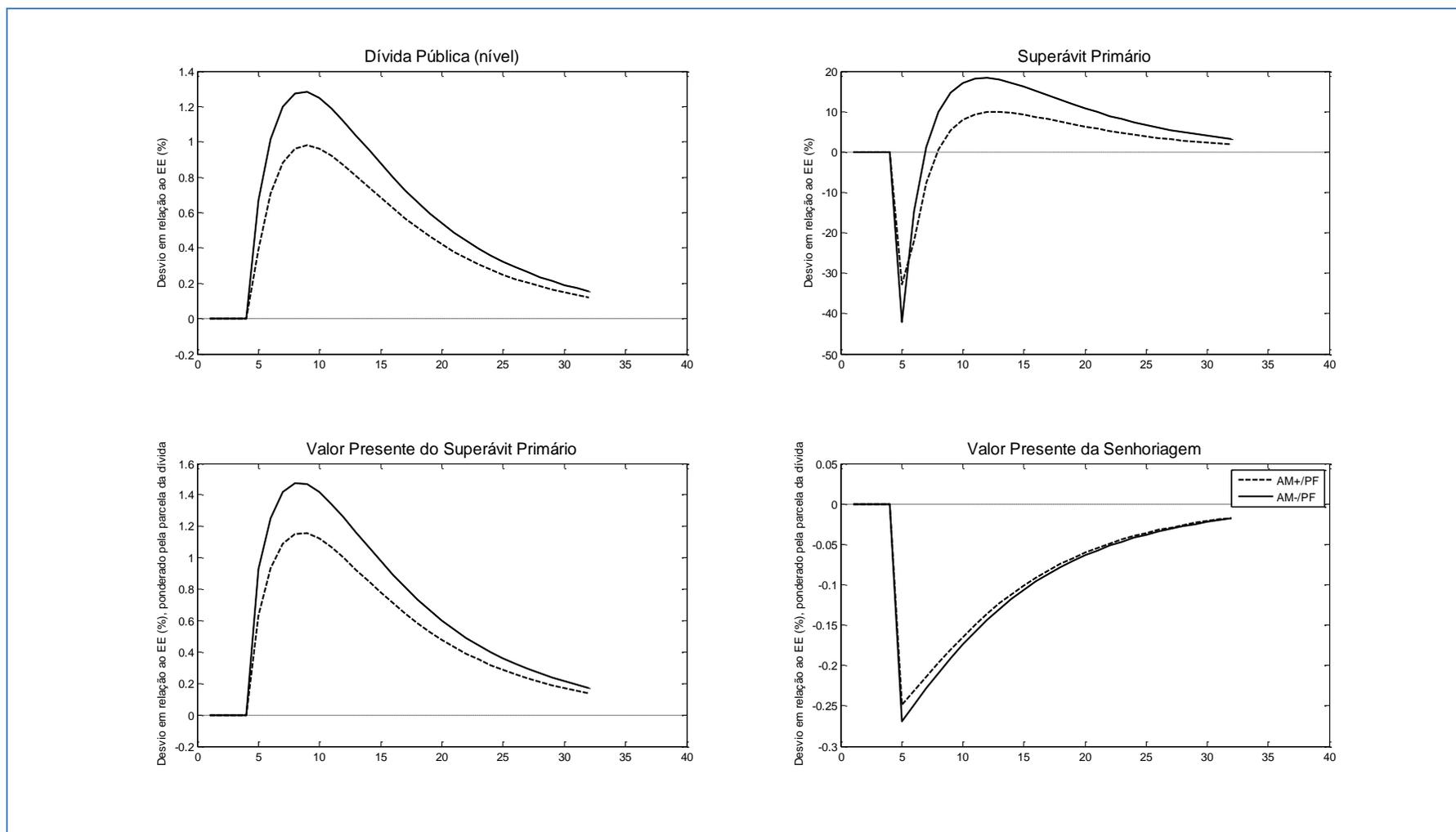


Figura 6: Função Impulso-Resposta com Choque de Gastos do Governo de 3% - Evolução Dinâmica da Dívida e seus Componentes de Receita.
 Fonte: O autor, 2012.

Como pôde ser visto pela Figura 6 é isto que ocorre quando há um choque positivo dos gastos do governo sob o estado em que a política monetária é ativa e a fiscal é passiva. No primeiro quadro observa-se o aumento da dívida em ambos os casos e é evidente que quando a política monetária é mais ativa (estado 1) a taxa de juros real é menor. O contrário ocorre no estado 2, gerando um aumento de dívida maior. A ideia subjacente a esta análise é a da importância do papel dos juros no ajustamento da dívida pública via inflação. No nosso caso empírico a receita de senhoriagem não está contribuindo em nada para reduzir o valor real da dívida. O resultado é interessante, pois de acordo com Davig e Leeper (2011), deveríamos esperar que, no estado em que a política monetária fosse mais ativa, houvesse uma elevação de juros real maior do que quando a política monetária fosse menos ativa. E isto levaria a um aumento menor da dívida no segundo caso do que no primeiro. Entretanto, como já foi exaustivamente abordado neste trabalho, o papel do hiato do produto na determinação das taxas de juros real é fundamental também para a diferença no resultado sobre a dinâmica da dívida. Aqui as taxas de juros reais mais elevadas ocorrem no estado em que a política monetária é menos ativa.

Caso o coeficiente do hiato do produto fosse muito próximo de zero, sob o estado de política monetária passiva e fiscal ativa, diferentemente do que ocorreu anteriormente, o valor presente do superávit primário seria menor. Uma elevação menor dos impostos e queda dos juros reais levaria a uma senhoriagem maior devido à uma inflação mais elevada. Já com políticas monetária e fiscal passivas haveria um aumento menor da dívida em relação às dos regimes citados. A diminuição da taxa de juros real proporcionaria uma receita de senhoriagem maior e a elevação dos impostos elevaria o valor presente do superávit primário.

Por fim, é importante destacar que o tipo de estado no qual a política monetária se encontra (passiva ou ativa) é relevante para a trajetória dos juros reais. No entanto, pudemos ver nos nossos resultados que o peso do coeficiente do hiato do produto é tão importante quanto o peso do coeficiente da taxa de inflação na determinação da dinâmica da dívida. Mais do que isso, argumenta-se aqui que sob a combinação de regimes de política detectados o elevado coeficiente do hiato do produto na regra de política monetária altera profundamente os resultados esperados.

3.4.4. Multiplicadores de Gastos do Governo

O multiplicador de gastos do governo pode ser definido como um aumento no produto, k períodos à frente gerado no período t . Esta definição segue Blanchard e Perotti (2002). Entretanto, conforme apontado por Mountford e Uhlig (2009) e seguido por David e Leeper (2009), esta definição deixa de levar em consideração importantes questões. Em primeiro lugar, como apontam os autores o cálculo feito através de $\Delta Y_{t+k} / \Delta G_t$ pode estar viesado. Este viés decorreria do fato de que esta operação não leva em conta como se espera que os gastos futuros vão impactar ΔY_{t+k} . Isto é extramente importante, pois se os gastos do governo são serialmente correlacionados então alterações nos gastos do governo podem fornecer algum tipo de indicativo sobre a trajetória futura dos gastos do governo. Em segundo lugar, esta medida não possui nenhum fator de desconto intertemporal. Ou seja, um aumento do produto no futuro tem a mesma importância e o mesmo impacto caso o aumento do produto gerado por um aumento de gastos do governo ocorresse hoje. Portanto, a introdução de um fator de desconto na medida destes impactos sobre o valor presente é extremamente importante para a análise de política econômica. Desta forma, a equação 48 abaixo mostra como calcular o valor presente do multiplicador dos gastos do governo, ou seja, o aumento do valor presente do produto ao longo dos próximos k períodos.

$$\text{Valor Presente do Multiplicador } (k) = \frac{E_t \sum_{j=0}^k \prod_{i=0}^j (1 + r_{t+i})^{-j} \Delta Y_{t+k}}{E_t \sum_{j=0}^k \prod_{i=0}^j (1 + r_{t+i})^{-j} \Delta G_{t+k}} \quad (48)$$

São apresentados na Tabela 14 os valores dos multiplicadores dos gastos do governo sobre o produto e sob os dois tipos de regimes considerados neste trabalho. Em geral, nos dois casos o multiplicador de gastos é menor do que a unidade. O multiplicador é negativo se considerarmos apenas o seu efeito sobre o consumo privado. Como apresentado anteriormente, este resultado decorre do aumento da taxa de juros real que leva à redução da demanda por consumo privado. Quando a política monetária é mais ativa e a fiscal passiva, no longo prazo, o aumento de 1 real no valor presente do gasto do governo aumenta o produto em 0,458 centavos. Portanto, o impacto no consumo é de -0,542 centavos. Já quando a política monetária é menos ativa e a fiscal é passiva, no longo prazo, o impacto sobre o

produto e sobre o consumo é de 0,306 e -0,694, respectivamente. Novamente deveria se esperar um impacto negativo no consumo privado maior no caso em que a política monetária fosse mais ativa e a fiscal passiva. Entretanto, as taxas de juros reais são maiores no caso em que a política monetária é menos ativa e a fiscal passiva. Por isso a redução no consumo privado neste último estado é maior.

Tabela 14: Valor Presente dos Multiplicadores de Gastos do Governo Condicionado ao Tipo de Combinação de Regime de Política Monetária e Fiscal

Regime	5 trimestres	10 trimestres	25 trimestres	∞
AM⁺/PF	0,440	0,448	0,456	0,458
AM⁻/PF	0,294	0,300	0,305	0,306

Fonte: O autor, 2012

A Tabela 15 mostra o impacto deste choque positivo de 3% dos gastos do governo sobre o nível de preços. Como pode ser visto o efeito deste choque sobre o nível de preços é maior quando a política monetária é menos ativa do que quando ela é mais ativa. Quanto maior o multiplicador dos gastos do governo sobre o produto maior será seu impacto sobre o nível de preços. Como vimos o efeito sobre o produto é maior quando a política monetária é mais ativa. A redução da inflação é menor neste caso. Mesmo não tendo, empiricamente, um regime de política monetária passivo é nítido que, provavelmente, o impacto dos gastos do governo sobre o nível de preços seria maior do que nos casos exibidos pela Figura 1. É evidente que este resultado dependeria da magnitude da resposta da taxa de juros em relação ao coeficiente do hiato do produto.

Tabela 15: Efeito do Impacto de um Choque de 3% de Gastos do Governo sobre o Nível de Preços Condicionado ao Tipo de Combinação de Regime de Política Monetária e Fiscal

Regime	5 trimestres	10 trimestres	25 trimestres
AM⁺/PF	-0,5341	-0,8701	-1,2661
AM⁻/PF	-0,6558	-1,0771	-1,5749

Fonte: O autor, 2012.

4. CONCLUSÃO

Este trabalho estimou o impacto dinâmico de um estímulo fiscal sobre o consumo privado, hiato do produto, taxas de juros nominal e real, levando em consideração a alternância dos regimes da política monetária e um regime fixo para a política fiscal. Para tanto foi estimado uma função de reação da política monetária utilizando um modelo com mudança Markoviana de regime (*Markov-Switching*). De acordo com os nossos resultados a política monetária foi ativa durante todo o período analisado. A diferença entre os estados estimados para a política monetária é que ela teria sido mais ativa em determinados períodos e menos ativa em outros.

Quanto à função de reação fiscal, não foi possível estimá-la pelo mesmo método, pois não encontramos evidências de mudança de regime. Entretanto, utilizou-se uma metodologia diferente, porém comumente empregada na literatura para este tipo de estimação. A função de reação da política fiscal foi estimada através de um modelo vetorial de correção de erros (VEC). Os resultados indicam que a política fiscal foi passiva durante todo o período analisado.

Os parâmetros estimados para as regras das políticas fiscal e monetária foram utilizados para calibrar, em conjunto com uma série de outras informações adicionais para calibrar os outros parâmetros, um modelo de equilíbrio geral estocástico dinâmico (MEGED) com rigidez nominal de preços, com empresas atuando em mercado de concorrência monopolística e formação de preços modelada como em Calvo (1983).

Verificou-se que um aumento de gastos do governo leva a uma redução do consumo privado via aumento das taxas de juros reais. Isto acontece tanto para o caso em que a política monetária era mais ativa quanto para o caso em que ela era menos ativa. Além disso, devido ao elevado coeficiente do hiato do produto a elevação dos juros reais aumentou de tal forma que provocou, via expectativas, uma queda na taxa de inflação corrente.

A diferença encontrada no impacto de um estímulo fiscal encontrado para os dois estados decorre das alterações nos parâmetros da regra da política monetária. Ou seja, no caso em que a política monetária é mais ativa os juros nominais acompanham mais de perto a queda da taxa de inflação. Porém, quando ela é menos ativa, o coeficiente da inflação é menor e o coeficiente do hiato do produto é maior do que seus respectivos valores no estado alternativo. Com isso, quando ela é menos ativa, mesmo com a queda da taxa de inflação há elevação dos juros nominais.

Quanto à dinâmica da dívida, o aumento de gastos do governo leva a uma redução do superávit primário. Como a política fiscal no Brasil tem sido sempre passiva, os agentes econômicos esperam um aumento dos impostos quando há aumento da dívida. Há, no entanto, um aumento maior na taxa de juros real quando a política monetária é menos ativa (um choque inesperado nos gastos do governo, no modelo, provoca queda da inflação). Desta forma, de maneira contrária ao senso comum, a dívida pública aumenta menos quando a política monetária é mais ativa.

Em termos quantitativos estimou-se um multiplicador dos gastos do governo sobre o produto maior quando a política monetária foi mais ativa. Neste estado um choque de 1 real nos gastos do governo leva a um aumento de 0,46 centavos no valor presente das alterações futuras do hiato do produto. Já um choque dos gastos da mesma magnitude, quando a política monetária é menos ativa, leva a um aumento no valor presente do hiato do produto de 0,31 centavos. Há nos dois estados (política monetária mais ativa e menos ativa) uma redução do consumo privado de 0,54 e 0,69 centavos, respectivamente. O impacto sobre o nível de preços (redução da inflação) é maior quando a política monetária é menos ativa.

Por fim conclui-se que, sob as combinações de regimes das políticas monetária e fiscal detectadas empiricamente para o Brasil no período analisado, o elevado coeficiente do hiato do produto na regra de política monetária alterou substancialmente os resultados em relação aos encontrados para os EUA [Davig e Leeper (2011)]. A elevada sensibilidade em relação às alterações no nível de atividade provoca uma forte atuação do Banco Central do Brasil em resposta aos movimentos no hiato do produto. Entretanto, não analisamos neste trabalho se essa elevada sensibilidade é consistente com uma regra de política monetária ótima.

Uma possível extensão deste trabalho seria testar se a elevada sensibilidade do Banco Central Brasileiro, em relação ao hiato do produto, é consistente com uma política monetária ótima. Outra possível extensão seria utilizar um modelo similar ao adotado para medir o impacto das políticas fiscais anticíclicas adotadas no Brasil em período recente. Seria também interessante avaliar se a magnitude destas alterações recentes da política fiscal foi próxima da ótima, considerando-se os seus impactos sobre a economia no curto e longo prazo.

REFERÊNCIAS

- AGUIAR, M. T. *Dominância fiscal e a regra de reação fiscal: uma análise empírica para o Brasil*. 2007. 73 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2007.
- AIYAGARI, R., CHRISTIANO, L. e EINCENBAUM, M. Output, employment and interest rate effects of government consumption. *Journal of Monetary Economics*, v. 30, p. 73-86, 1990.
- AKERLOF, G. A. e YELLEN, J. L. A near-rational model of business cycle: with wage and price inertia. *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, Massachusetts, v. 100, p. 823-838, 1985.
- ALESINA, A et al. Fiscal policy, profits, and investment. *Mimeo*, Boston College, 1999.
- BALLABRIGA, F. e MARTINEZ-MONGAY, C. Has EMU shifted policy?, *Economic Papers*, Bélgica, n. 225, 2005, p. 1-30, Disponível em: <<http://europa.eu.int/comm/economy-finance>>. Acesso em: 10 jun. 2012.
- BARBOSA, F. H. e SOARES, J. J. S. Regra de Taylor no Brasil: 1999-2005. In: ENCONTRO DA ANPEC, 2006.
- BARRO, R. J. *Macroeconomics*. 2. ed. New York: John and Wiley and Sons; 1987.
- BARRO, R. J. e KING, R. G. Time-separable preferences and intertemporal-substitution models of business cycles. *Quarterly Journal of Economics*, v. 99, n. 4, p. 817-839, 1984.
- BAXTER, M. e R. KING. Fiscal policy in general equilibrium, *American Economic Review*, v. 83, p. 315-334, 1993.
- BLANCHARD, O. e PEROTTI, R. An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *Quarterly Journal of Economics*, v. 117, n. 4, p. 1329-1368, 2002.
- BOHN H. The behavior of U.S. public debt and deficits. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 113, n. 3, p. 949-963, 1998.
- BUENO, R. D. L. S. The taylor rule under inquiry: unobservables variables, *Working Paper*, University of Chicago, 2005.
- CALVO, G. Staggered prices in a utility maximizing model. *Journal of Monetary Economics*, v. 12, n. 3, p. 383-398, 1983.
- CALVO, G. e REINHART, C. M. Fear of floating. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 117, n. 2, p. 379-408, 2002.

- CARLSTROM, C. T. e FUERST, T. S. The fiscal theory of the price level. *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Cleveland, n. 1, p. 22-32, 2000.
- CARNERO, D. D. e WU, T. Y. H. Contas externas e política monetária. *Revista Brasileira de Economia*, v. 58, n. 3, 2001.
- CARVALHO, F. A. e VALLI, M. An estimated DSGE model with government investment and primary surplus rule: the brazilian case. Encontro Brasileiro de Econometria, n. 32, Salvador-BA, SBE, 2010.
- CHIB, S. Calculating posterior distributions and modal estimates in markov mixtures models. *Journal of Econometrics*, v. 75, p. 79-97, 1996.
- CLARIDA, R., GALÍ, J. e GERTLER, M. Monetary policy rule and macroeconomic stability: evidence and some theory. *Quarterly Journal of Economics*, v. 1, p. 147-180, 2000.
- CLARIDA, R., GALÍ, J. e GERTLER, M. Monetary policy rules in practice: some international evidence. *European Economic Review*, v. 42, p. 1033-1067, 1998.
- COLEMAN, II, W. J. Equilibrium in a production economy with an income tax. *Econometrica*, v. 59, n. 4, p. 1091-1104, 1991.
- DAVIG, T. e LEEPER, E. M. Monetary-fiscal policy interactions and fiscal stimulus. *European Economic Review*. v. 55, p. 211-227, 2011.
- DAVIG, T. e LEEPER, E. M. Fluctuating macro policies and the fiscal theory. In: ACEMOGLU, D, ROGOFF, K., WOODFORD, M. (Org.), *NBER Macroeconomic Annual*, MIT Press, Cambridge, p. 247-298, 2006.
- DAVIG, T. e LEEPER, E. M. Fluctuating macro policies and the fiscal theory. *NBER Working Paper*, n. 11212, 2005.
- DIXIT, A. K., e STIGLITZ J. E. Monopolistic competition and optimum product diversity. *American Economic Review*, v. 67, n. 3, p. 297-308, 1977.
- DOLADO, J. J., MARIA-DOLORES, R., e RUGE-MURCIA, F. J. Nonlinear monetary policy rules: some new evidence for the U.S. *Discussion Paper Series*, n. 3405, CEPR, 2002.
- ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*, 2. ed, New York: John Wiley and Sons, 2004.
- ENGLE, R. E. e GRANGER, C. W. J. Cointegrating and error-correction: representation, estimation, and testing, *Econometrica*, v. 55, p. 251-276, 1987.
- FATÁS, A. e MIHOV, I. *The effects of fiscal policy on consumption and employment: theory and evidence*, Insead, 2001a. Manuscript.
- FATÁS, A. e MIHOV, I. Government size and automatic stabilizers: international and intranational evidence. *Journal of International Economics*, v. 55, n. 1, p. 3-28, 2001b.

- FAVERO, C. A. e GIAVAZZI, F. Inflation targeting and debt: lessons from brazil. *Discussion Paper*, n. 4376, CEPR, 2004.
- GALÍ, J., LÓPEZ-SALIDO, D. e VALLÉS, J. Understanding the effects of government spending on consumption. *Journal of the European Economic Association*, v. 5, p. 227-270, 2007.
- GALÍ, J. e PEROTTI, R. Fiscal policy and monetary integration in Europe. *Economic Policy*, v. 18, n. 37, p. 533-72, 2003.
- GARCIA, M. e RIGOBON, R. A risk management approach to emerging market's sovereign debt sustainability with an application to brazilian data. *NBER Working Paper*, n. 10336, 2004.
- GIAMBIAGI, F. Do déficit de metas às metas de déficit: a política fiscal do período 1995-2002. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 32, n. 1, 2002.
- GOLDFAJN, I. e GUARDIA, E. R. Fiscal rules and debt sustainability in Brazil. *Technical Note*, n.39, Banco Central do Brasil, 2003.
- GOODFRIEND, M. Interest rate policy and the conduct of monetary policy. *Carnegie-Rochester Conferences Series on Public Policy*, v. 34, p. 7-30, 1991.
- HALL, R. E. Labor supply and aggregate fluctuations. *NBER Working Paper Series*, n. 385, 1979.
- HAMILTON, J. *Time Series Analysis*. 1. ed. Princeton University Press. 1994.
- HAMILTON, J. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, v. 57, n. 2, p. 357-384, 1989.
- HATHAWAY, R. A constraint formulation of maximum likelihood estimation for normal mixture distribution. *The Annals of Statistics*, n. 13, p. 795-800, 1985.
- HODRICK, R., e PRESCOTT, E. P. Postwar business cycles: an empirical investigation, *Journal of Money, Credit, and Banking*, v. 29, n. 1, p. 1-16, 1997.
- HOLLAND, M. Monetary and exchange rate policy in Brazil after inflation targeting. In: ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL, 7., 2005. *Anais...* Sul: ANPEC, 2005.
- INTERNATIONAL MONETARY FUND. *Assessing sustainability*, Washington: International Monetary Fund, 2002. Disponível em: <<http://www.imf.org/external/np/pdr/sus/2002/eng/052802.pdf>>. Acesso em: 9 ago. 2012.
- JUDD, J. P. e RUDEBUSCH, G. D. Taylor's rule and the Fed: 1970-1997. *Economic Review*, Federal Reserve Bank of San Francisco, n. 3, p. 3-16, 1998.
- KIEFER, N. Discrete parameter estimation of a switching regression model. *Econometrica*, v. 46, n. 2, p. 427-434, 1978.

- KIM, C. e NELSON, C. State-Space models with Regime Switching. The MIT Press, 1999.
- KIM, D. H., OSBORN, D. R. e SENSIER, M. Nonlinearity in the Fed's monetary policy rule. *Discussion Paper Series*, n. 18, Centre for Growth and Business Cycle Research, University of Manchester, 2002.
- KIM, S. Structural shocks and the fiscal theory of the price level in the sticky price model. *Macroeconomic Dynamics*, v. 7, n. 5, p. 759-782, 2003.
- KING R. G., PLOSSER C. I., REBELO, S. T. Production, growth, and business cycles: the basic neoclassical model. *Journal of Monetary Economics*, v. 21, p. 195-232, 1988.
- KOOP, G. Bayesian Econometrics. New York: Wiley, 2003.
- KYDLAND, F. E. PRESCOTT, E. C. Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica*, v. 50, n. 6, p. 345-1370, 1982.
- LIMA, E. C. R.; MAKKA, A. e MENDONÇA, M. Monetary policy regimes in Brazil. Rio de Janeiro: IPEA, 2007. (Texto pra Discussão, n. 1285a).
- LIMA, L. R.; SAMPAIO, R.; e GAGLIANONE, W. Debt ceiling and fiscal sustainability in Brazil: a quantile autoregression approach. *Mimeo*, EPGE/FGV, Rio de Janeiro, 2006.
- MANKIW, G. N. A small menu costs and larger business cycles: a macroeconomic model of monopoly. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 100, p. 529-537, 1985.
- MELLO, L. Estimating a fiscal reaction function: the case of debt sustainability in Brazil. *Working paper*, OECD, n. 423, 2005.
- MENDONÇA, M. H e SANTOS, C. H. Revisitando a função de reação fiscal no Brasil pós-real: uma abordagem de mudanças de regime. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 39, n. 4, p. 873-894, 2009.
- MINELLA, A et al. Inflation targeting in Brazil: lessons and challenges. *BIS Working Papers*, n. 19, p. 106-133, 2002.
- MONACELLI, T.; PEROTTI, R. Fiscal policy, wealth effects, and markups. *NBER Working Paper*, n. 14584, 2008.
- MONHANTY, M. S.; KLAU, M. Monetary policy rules in emerging market economies: issues and evidence. *BIS Working Papers*, n. 149, 2004.
- MOUNTFORD, A.; UHLIG, H. What are the effects of fiscal policy shocks? *Journal of Applied Econometrics*, v. 24, n. 6, p. 960-992, 2009.
- NOBAY, A. R.; PEEL, D. A. Optimal monetary policy with a nonlinear Phillips curve. *Economic Letters*, v. 67, p. 159-164, 2000.
- NUNES, A.; PORTUGAL, M. Políticas fiscal e monetária ativas e passivas: uma análise para o Brasil pós-metas de inflação. In: ENCONTRO DE ECONOMIA DA ANPEC, 37., 2009.

ORNELLAS, R. S. *Interação entre as autoridades fiscal e monetária no Brasil*. 2011. 57 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2011.

PEROTTI, R. In search of the transmission mechanism for fiscal policy. *NBER Macroeconomics Annual*, Università Bocconi, 2007. Manuscript.

PLOSSER, C. I. Macro models and monetary policy analysis, Bundesbank – Federal Reserve Bank of Philadelphia, Spring 2012 Research Conference, Eltville, Germany, 2012.

POLICANO, R. e BUENO, R. A sensibilidade da política monetária no Brasil. In: ANNUAL MEETING OF BRAZILIAN ECONOMIC SOCIETY, 34., 2006.

RAMEY, V. e SHAPIRO, M. D. Costly capital reallocation and the effects of government spending. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, n. 48, p. 145-194, 1998.

RAVN, M. O., SCHMITT-GROHE, S., Uribe, M. Explaining the effects of government spending shocks on consumption and the real exchange rate. *NBER Working Paper*, n. 13328, 2007.

REDNER, R. Note on the consistence of the maximum likelihood estimate for nonidentifiable distributions. *The Annals of Statistics*, n. 9, p. 225-228, 1981.

ROGOFF, K. The optimal degree of commitment to an intermediate monetary target. *Quarterly Journal of Economics*, v. 100, n. 4, p.1169-1190, 1985.

ROTEMBERG, J. J. e WOODFORD, M. Oligopolistic pricing and the effects of aggregate demand on economic activity. *The Journal of Political Economy*, v. 100, p. 1153-1207, 1992.

RUGE-MURCIA, F. J. Asymmetries in inflation targeting, Cahier: Université de Montreal, 2001.

SACK, B. Does the Fed act gradually? a VAR analysis. *Journal of Monetary Economics*, v. 46, n. 1, p. 229-256, 2000.

SALGADO, M. J. S., GARCIA, M. G. P. e MEDEIROS, M. C. Monetary policy during brazil's real plan. *Working Paper*, Department of Economics of PUC-RJ, n. 444, 2001.

SANTOS, R. e LEON, M. S. Efeitos da inflação na globalização Brasileira. Brasília: Banco Central do Brasil, 2010. Texto pra discussão.

SARGENT, T ; WALLACE, N. Some unpleasant monetarist arithmetic. *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, v. 5, n. 3, p. 1-17, 1981.

SILVA, F. S e PORTUGAL, M. O impacto de choques fiscais na economia Brasileira: uma abordagem DSGE. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 32., Salvador-BA, 2010. *Anais...* Salvador: SBE, 2010.

- SIMONASSI, A. Função de resposta fiscal, múltiplas quebras estruturais e a sustentabilidade da dívida pública no Brasil. In: ENCONTRO DE ECONOMIA DA ANPEC, 35., 2007.
- SIMS, C. Hidden markov chain models. *Lecture Notes*, Princeton University, 2005.
- SVENSSON, L. E. O. Inflation targeting as monetary policy rule. *NBER Working Paper*, n. 6790, 1999.
- TAYLOR, J. B. Reassessing discretionary fiscal policy. *Journal of Economic Perspectives*, v. 14, p. 21-36, 2000.
- TAYLOR, J. B. Discretion versus police rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, n. 39, p. 195-214, 1993.
- TAYLOR, J. B. Aggregate dynamics and staggered contracts. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 37, p. 345-370, 1980.
- TAYLOR, J. B. e WILLIAMS, J. C. Simple and robust rules for monetary policy. *NBER Working Paper*, n. 15908, 2010.
- THAMS, A. Fiscal policy rules in practice. *Discussion Paper*, n. 16, 2007.
- VEREDA, L e CAVALCANTI, M. A. F. H. Modelo dinâmico estocástico de equilíbrio geral (DSGE) para a economia Brasileira: versão 1. *Ipea, Texto pra Discussão*, n. 1479, 2010.
- WALSH, C. E. Monetary theory and policy, *manuscript*, 1997.
- WICKENS, M. R. Macroeconomic Theory: a Dynamic General Equilibrium Approach, Princeton University Press, Princeton, 496 pages, Economic Analysis and Policy, Queensland University of Technology, School of Economics and Finance, v. 40, n. 1, p. 131-132, 2010.
- WOODFORD, M. *Interest and prices: foundations of theory of monetary policy*. Princeton: University Press, 2003.
- WOODFORD, M. Control of the public debt: a requirement for price stability? In: CALVO, G., KING, M. (Org.), *The debt burden and its consequences for monetary policy*. New York: St. Martin's Press, 1998.

ANEXO A- Gráficos de Probabilidades

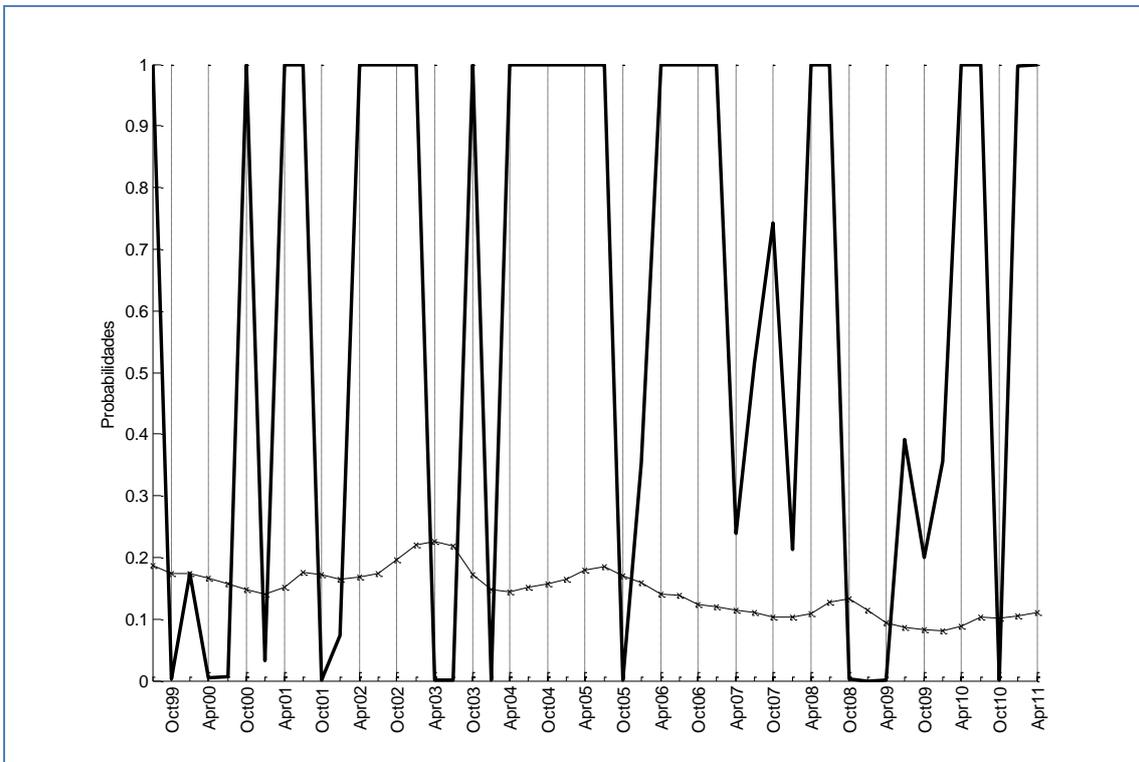


Gráfico A1 – Probabilidades Filtradas do Estado 1

Fonte: O autor, 2012.

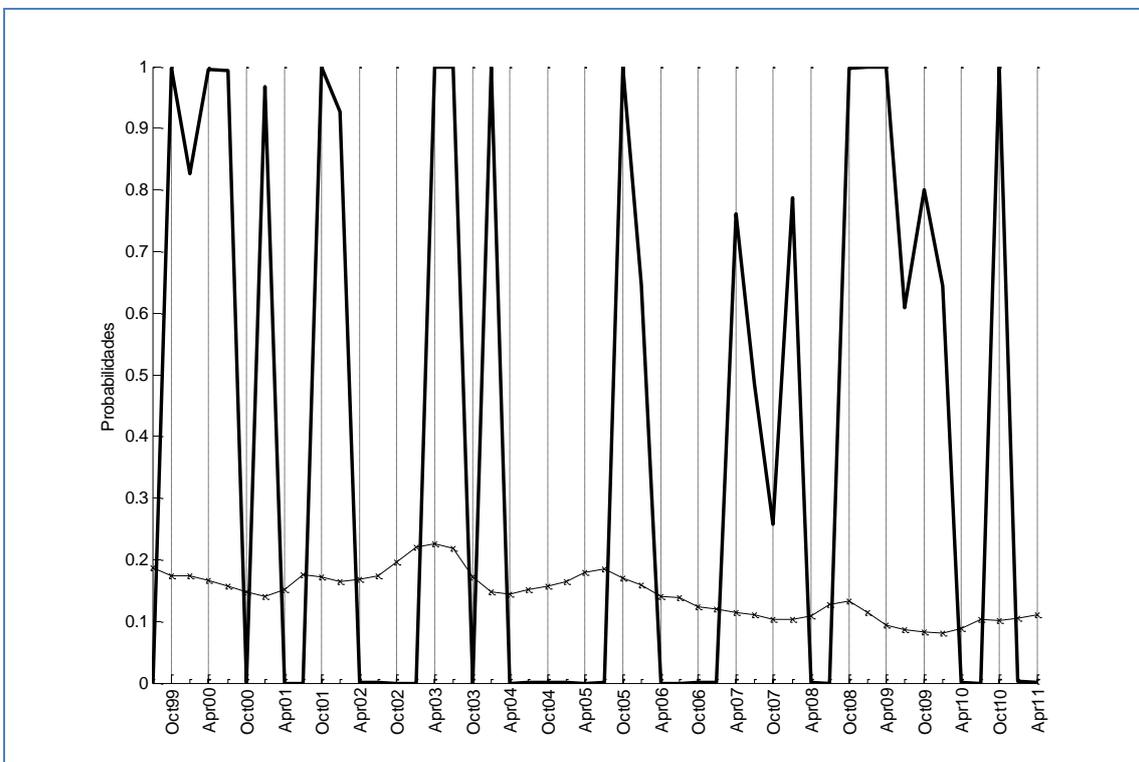


Gráfico A2 – Probabilidades Filtradas do Estado 2

Fonte: O autor, 2012.

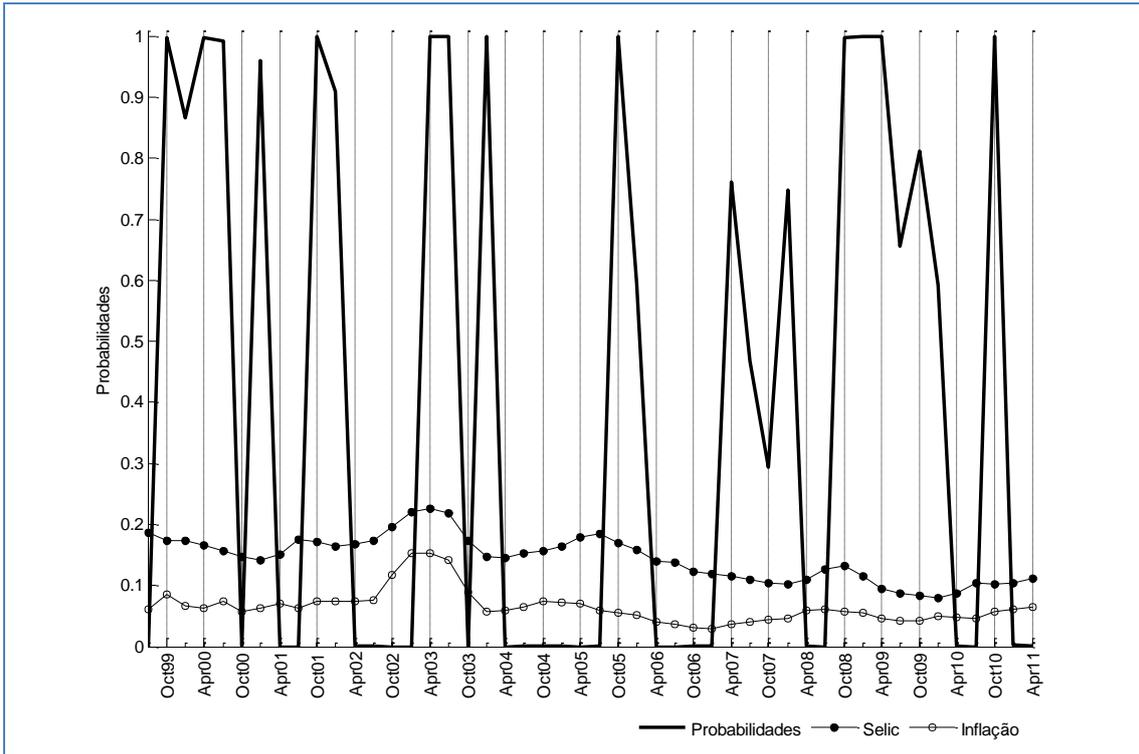


Gráfico A3 – Probabilidades Suavizadas do Estado 2

Fonte: O autor, 2012.

ANEXO B - Diagnóstico dos Resíduos

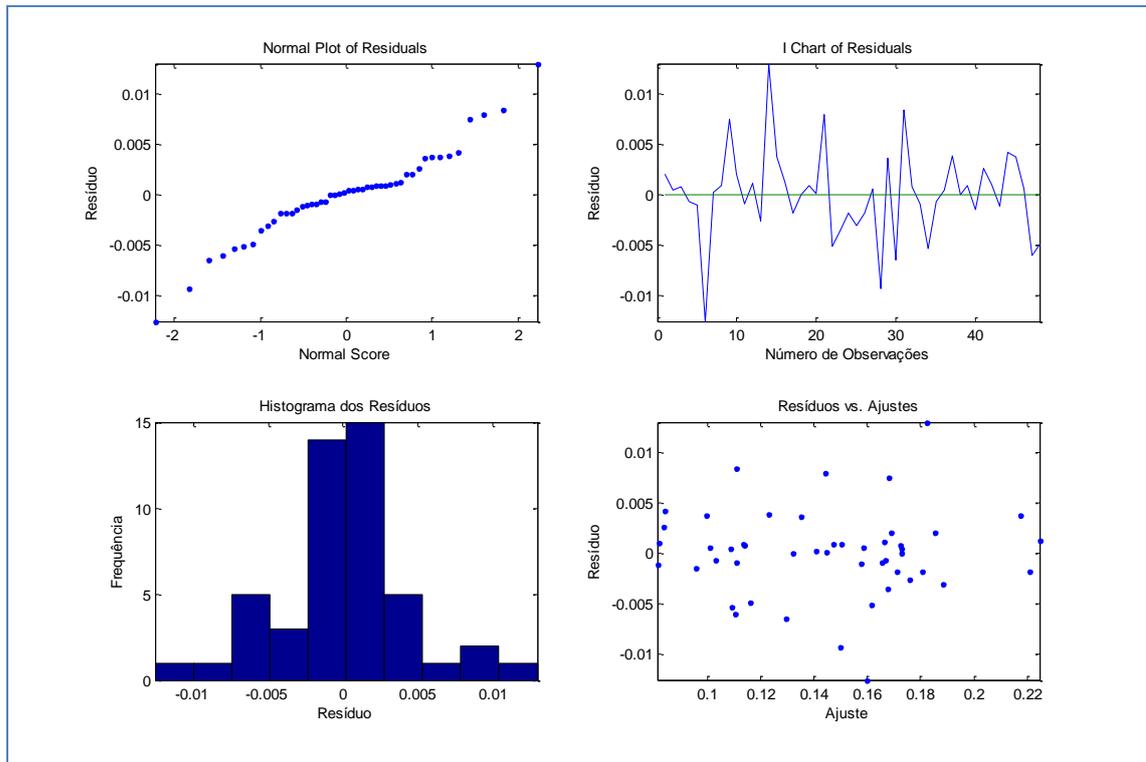


Figura B1 – Análise de Ruído Branco – Markov-Switching

Fonte: O autor, 2012.

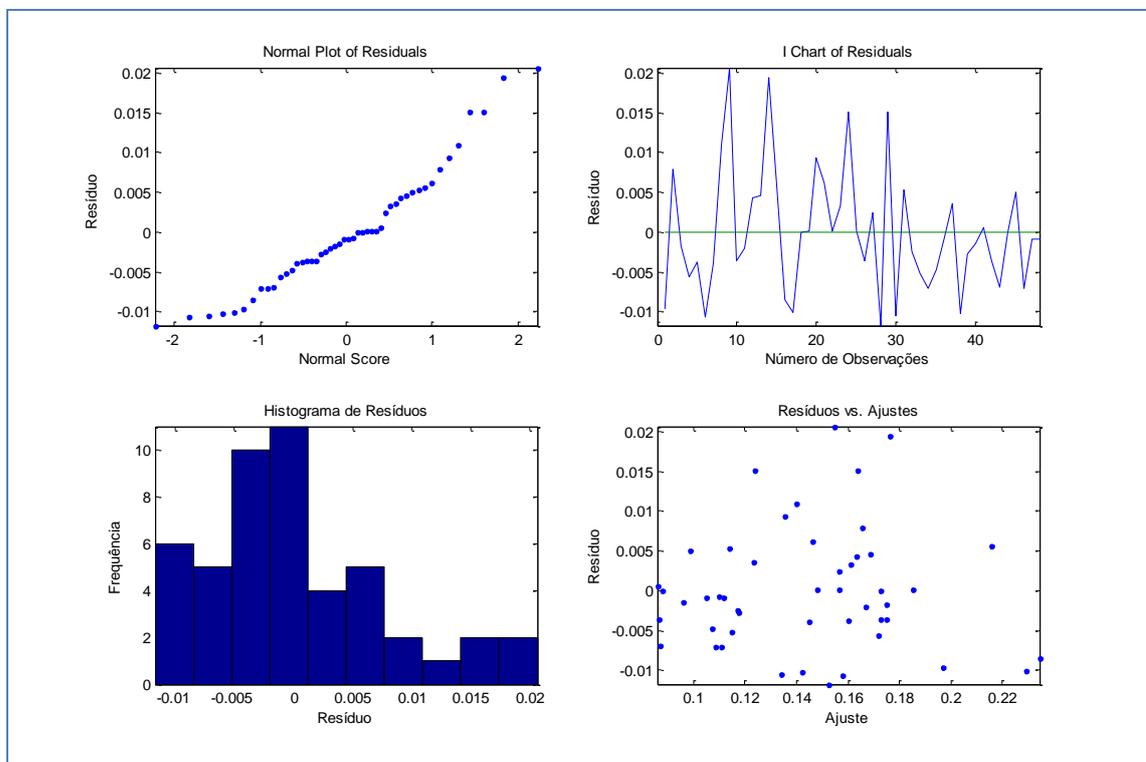


Figura B2 – Análise de Ruído Branco – Mínimos Quadrados Ordinários

Fonte: O autor, 2012.

ANEXO C – Testes ADF – Variáveis no Nível

Tabela C1 - Teste Estatístico Dickey-Fuller Aumentado – Variáveis no Nível - monetária

Hipótese Nula: possui uma Raiz unitária

Exógenas: Nenhuma

Defasagens: 1 (Automaticamente baseado no SIC, MAXLAG=10)

Séries	t-crítico: Ao nível de 1%	Estatística t:	Prob.*
SELIC	-2,615093	0,685154	0,4148
IPCA	-2,615093	0,080480	0,6507
HIATOPIB	-2,614029	-4,466888	0.0000

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Fonte: O autor, 2012.

Tabela C2 - Teste Estatístico Dickey-Fuller Aumentado – Variáveis no Nível - fiscal

Hipótese Nula: possui uma Raiz unitária

Exógenas: Nenhuma

Defasagens: 1 (Automaticamente baseado no SIC, MAXLAG=10)

Séries	t-crítico: Ao nível de 1%	Estatística t:	Prob.*
RECEITAS	-2,617364	2,285542	0,9939
DESPESAS	-2,617364	2,198082	0,9924
DÍVIDA	-2,613010	-0,265988	0,5852
HIATOPIB	-2,614029	-4,466888	0.0000

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Fonte: O autor, 2012.

ANEXO D – Estimação da Regra de Política Monetária

Tabela D1 - Método de Estimação – Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)

Variável	Coefficiente	Estatística-t	Probabilidade-t
Variável Dependente = SELIC			
$R^2 = 0,9580$			
$R^2_{\text{ajustado}} = 0,9507$			
$\text{Sigma}^2 = 0,0001$			
Durbin-Watson = 1,8791			
Nº de Observações = 48			
Nº de Variáveis = 8			
Selic (-1)	1,251430	10,273555	0,000000
Inflação (-1)	0,313822	2,978062	0,004909
Hiato (-1)	0,435964	3,649507	0,000752
Selic (-2)	-0,362329	-4,004108	0,000263
Inflação (-2)	-0,137479	-1,497704	0,142061
Hiato (-2)	-0,269578	-2,158082	0,036980
Constante	0,004753	0,943283	0,351199
Dummy	-0,045270	-4,688585	0,000032

Fonte: O autor, 2012.

Tabela D2 - Método de Estimação – Markov-Switching (MS) no Estado 1

Variável	Coefficiente	Estatística-t	Probabilidade-t
Selic (-1)	1,309685	8,479179	0,000000
Inflação (-1)	0,139654	0,991042	0,327623
Hiato (-1)	-0,275984	-1,273965	0,210029
Selic (-2)	-0,459921	-3,969540	0,000291
Inflação (-2)	0,317089	2,345374	0,024055
Hiato (-2)	0,522340	2,613206	0,012578
Constante	0,000438	0,075328	0,940329
Dummy	-0,073418	-6,972311	0,000000

Fonte: O autor, 2012.

Tabela D3 - Método de Estimação – Markov-Switching (MS) no Estado 2

Variável	Coefficiente	Estatística-t	Probabilidade-t
Selic (-1)	1,173179	46,367187	0,000000
Inflação (-1)	0,261580	12,056029	0,000000
Hiato (-1)	0,350531	16,116963	0,000000
Selic (-2)	-0,222146	-12,679457	0,000000
Inflação (-2)	-0,191969	-11,587269	0,000000
Hiato (-2)	-0,253670	-10,002353	0,000000
Constante	-0,001940	-1,330590	0,190860
Dummy	0,000000	0,000000	0,999995

Fonte: O autor, 2012.

ANEXO E - Estimacões de VAR com e sem variáveis exógenas

Tabela E1 - Estimacão do Vetor Autorregressivo (VAR) com duas defasagens

	RECEITAS	DESPESAS	DIVIDA	HIATOPIB
RECEITAS(-1)	0.577895 (0.21012) [2.75026]	-0.036741 (0.15394) [-0.23867]	-0.689340 (0.91350) [-0.75461]	0.170449 (0.59253) [0.28766]
RECEITAS(-2)	0.126091 (0.17948) [0.70255]	0.066077 (0.13149) [0.50254]	0.416302 (0.78026) [0.53354]	-0.173397 (0.50611) [-0.34261]
DESPESAS(-1)	0.232645 (0.28496) [0.81641]	0.910996 (0.20877) [4.36373]	0.581183 (1.23885) [0.46913]	-0.328793 (0.80356) [-0.40917]
DESPESAS(-2)	0.093448 (0.25977) [0.35973]	0.029699 (0.19031) [0.15606]	-0.566843 (1.12934) [-0.50192]	0.325815 (0.73253) [0.44478]
DIVIDA(-1)	0.028924 (0.03651) [0.79215]	-0.007247 (0.02675) [-0.27089]	0.918333 (0.15874) [5.78512]	0.182460 (0.10296) [1.77206]
DIVIDA(-2)	-0.007960 (0.03795) [-0.20974]	-0.021378 (0.02780) [-0.76888]	-0.100765 (0.16499) [-0.61073]	-0.230389 (0.10702) [-2.15277]
HIATOPIB(-1)	0.064077 (0.05285) [1.21243]	-0.051618 (0.03872) [-1.33315]	-0.180583 (0.22976) [-0.78595]	0.953030 (0.14903) [6.39472]
HIATOPIB(-2)	0.032321 (0.05604) [0.57679]	0.037683 (0.04105) [0.91791]	-0.149979 (0.24362) [-0.61564]	-0.401446 (0.15802) [-2.54050]
C	-0.003892 (0.01166) [-0.33380]	0.013935 (0.00854) [1.63146]	0.103099 (0.05069) [2.03402]	0.015861 (0.03288) [0.48241]
R ²	0.935016	0.964504	0.806621	0.622888
R ² ajustado	0.921687	0.957223	0.766954	0.545532
Soma dos quadrados dos resíduos	0.000464	0.000249	0.008774	0.003691
S.E. equation	0.003450	0.002528	0.014999	0.009729
Estatística-F	70.14402	132.4649	20.33457	8.052202
Log da Max.Verossimilhança	209.0039	223.9385	138.4637	159.2420
Akaike AIC	-8.333496	-8.955770	-5.394319	-6.260083

Schwarz SC	-7.982646	-8.604919	-5.043469	-5.909233
Mean dependent	0.182662	0.161648	0.307914	-0.000157
S.D. dependent	0.012328	0.012221	0.031070	0.014431

Determinant resid covariance (dof adj.)	8.13E-19
Determinant resid covariance	3.54E-19
Log da Max.Verossimilhança	747.1860
critério de informação: Akaike	-29.63275
critério de informação: Schwarz	-28.22935

Amostra (ajustada): 1999T3 – 2011T2

Observações: 48 após ajustamentos

Desvio Padrão () e Estatística-t []

Fonte: O autor, 2012.

Tabela E2 - Estimação do Vetor Autorregressivo (VAR) com uma defasagem

	RECEITAS	DESPESAS	DIVIDA	HIATOPIB
RECEITAS(-1)	0.717616 (0.09935) [7.22309]	0.066099 (0.07516) [0.87940]	-0.565673 (0.42983) [-1.31605]	-0.638752 (0.31270) [-2.04272]
DESPESAS(-1)	0.300057 (0.10482) [2.86250]	0.907806 (0.07930) [11.4472]	0.332714 (0.45351) [0.73365]	0.714904 (0.32992) [2.16688]
DIVIDA(-1)	0.018243 (0.01712) [1.06531]	-0.027898 (0.01296) [-2.15337]	0.844854 (0.07409) [11.4034]	0.057000 (0.05390) [1.05754]
HIATOPIB(-1)	0.079510 (0.03554) [2.23696]	-0.036617 (0.02689) [-1.36172]	-0.316787 (0.15378) [-2.06006]	0.758074 (0.11187) [6.77633]
C	-0.001558 (0.01013) [-0.15380]	0.012144 (0.00767) [1.58431]	0.096540 (0.04383) [2.20237]	-0.016624 (0.03189) [-0.52130]
R ²	0.936424	0.962222	0.801169	0.510884
R ² ajustado	0.930644	0.958787	0.783093	0.466419
Soma dos quadrados dos resíduos	0.000483	0.000277	0.009046	0.004788
S.E. equation	0.003314	0.002507	0.014339	0.010431
Estatística-F	162.0209	280.1716	44.32337	11.48957
Log da Max.Verossimilhança	212.8756	226.5459	141.1038	156.6930
Akaike AIC	-8.484719	-9.042690	-5.555256	-6.191552
Schwarz SC	-8.291676	-8.849647	-5.362213	-5.998509
Mean dependent	0.182220	0.161289	0.307681	-0.000150
S.D. dependent	0.012585	0.012351	0.030787	0.014280

Determinant resid covariance (dof adj.)	8.49E-19
Determinant resid covariance	5.52E-19
Log da Max.Verossimilhança	751.8957
critério de informação: Akaike	-29.87330
critério de informação: Schwarz	-29.10112

Amostra (ajustada): 1999T2 – 2011T2

Observações: 49 após ajustamentos

Desvio Padrão () e Estatística-t []

Fonte: O autor, 2012.

Tabela E3 - Estimação do Vetor Autorregressivo (VAR) com uma defasagem

	RECEITAS	DESPESAS	DIVIDA	HIATOPIB
RECEITAS(-1)	0.900981 (0.08751) [10.2961]	0.123913 (0.06490) [1.90925]	-0.232914 (0.44316) [-0.52558]	-0.677190 (0.34294) [-1.97467]
DESPESAS(-1)	0.083948 (0.09843) [0.85290]	0.821390 (0.07300) [11.2520]	0.008409 (0.49846) [0.01687]	0.887383 (0.38573) [2.30053]
DIVIDA(-1)	0.017230 (0.01606) [1.07297]	-0.036982 (0.01191) [-3.10506]	0.726233 (0.08132) [8.93003]	0.141938 (0.06293) [2.25539]
HIATOPIB(-1)	0.051489 (0.02504) [2.05652]	-0.071794 (0.01857) [-3.86633]	-0.296675 (0.12679) [-2.33984]	1.005462 (0.09812) [10.2474]
C	-1.39E-05 (0.00754) [-0.00184]	0.017917 (0.00559) [3.20346]	0.123493 (0.03819) [3.23363]	-0.061165 (0.02955) [-2.06965]
DUM_03_02	0.001152 (0.00224) [0.51383]	0.001646 (0.00166) [0.99015]	0.072671 (0.01135) [6.40281]	-0.005405 (0.00878) [-0.61541]
DUM_04_02	-0.000394 (0.00271) [-0.14522]	0.004635 (0.00201) [2.30525]	-0.000799 (0.01373) [-0.05820]	-0.012697 (0.01062) [-1.19511]
DUM_01_03	-0.003668 (0.00240) [-1.52585]	-0.000747 (0.00178) [-0.41898]	0.016190 (0.01217) [1.33003]	-0.032873 (0.00942) [-3.48980]
DUM_04_08	-0.004514 (0.00236) [-1.91413]	0.002832 (0.00175) [1.61943]	-0.017281 (0.01194) [-1.44699]	-0.043539 (0.00924) [-4.71096]

DUM_03_09	-0.002510 (0.00241) [-1.04071]	0.003119 (0.00179) [1.74354]	0.008644 (0.01221) [0.70776]	0.004592 (0.00945) [0.48589]
DUM_04_09	0.003504 (0.00278) [1.25969]	-0.003718 (0.00206) [-1.80192]	-0.007684 (0.01409) [-0.54539]	-0.006052 (0.01090) [-0.55507]
DUM_03_10	0.018277 (0.00224) [8.17546]	0.012751 (0.00166) [7.69038]	-0.004966 (0.01132) [-0.43860]	-0.016449 (0.00876) [-1.87751]
R ²	0.980272	0.988734	0.915460	0.764692
R ² ajustado	0.974407	0.985384	0.890327	0.694735
Soma dos quadrados dos resíduos	0.000150	8.25E-05	0.003846	0.002303
S.E. equation	0.002013	0.001493	0.010196	0.007890
Estatística-F	167.1350	295.1956	36.42406	10.93096
Log da Max.Verossimilhança	241.5452	256.1892	162.0570	174.6197
Akaike AIC	-9.369193	-9.966904	-6.124776	-6.637540
Schwarz SC	-8.905890	-9.503601	-5.661473	-6.174237
Mean dependent	0.182220	0.161289	0.307681	-0.000150
S.D. dependent	0.012585	0.012351	0.030787	0.014280
Determinant resid covariance (dof adj.)		4.53E-20		
Determinant resid covariance		1.47E-20		
Log da Max.Verossimilhança critério de informação: Akaike		840.6607		
critério de informação: Schwarz		-32.35350		
		-30.50029		

Amostra (ajustada): 1999T2 – 2011T2

Observações: 49 após ajustamentos

Desvio Padrão () e Estatística-t []

Fonte: O autor, 2012.

Tabela E4 - Estimção do Vetor Autorregressivo (VAR) com uma defasagem

	RECEITAS	DESPESAS	DIVIDA	HIATOPIB
RECEITAS(-1)	0.854671 (0.06765) [12.6343]	0.169989 (0.05336) [3.18549]	-0.152416 (0.33081) [-0.46073]	-0.598949 (0.25476) [-2.35106]
DESPESAS(-1)	0.138768 (0.07318) [1.89635]	0.766810 (0.05773) [13.2837]	-0.087130 (0.35785) [-0.24348]	0.794743 (0.27558) [2.88388]
DIVIDA(-1)	0.025126 (0.01569) [1.60136]	-0.045625 (0.01238) [-3.68613]	0.707085 (0.07673) [9.21531]	0.128153 (0.05909) [2.16880]
HIATOPIB(-1)	0.060824	-0.083082	-0.326684	0.988558

	(0.02463)	(0.01943)	(0.12043)	(0.09275)
	[2.46973]	[-4.27650]	[-2.71254]	[10.6587]
C	-0.002788	0.020928	0.130043	-0.056336
	(0.00750)	(0.00591)	(0.03667)	(0.02824)
	[-0.37182]	[3.53830]	[3.54671]	[-1.99517]
DUM_03_02	0.000625	0.002200	0.073800	-0.004499
	(0.00225)	(0.00178)	(0.01101)	(0.00848)
	[0.27778]	[1.23885]	[6.70241]	[-0.53053]
DUM_04_02	-0.001309	0.005633	0.001398	-0.011101
	(0.00271)	(0.00214)	(0.01327)	(0.01022)
	[-0.48211]	[2.63086]	[0.10529]	[-1.08600]
DUM_01_03	-0.004306	-4.03E-05	0.017791	-0.031754
	(0.00243)	(0.00192)	(0.01191)	(0.00917)
	[-1.76867]	[-0.02097]	[1.49417]	[-3.46307]
DUM_04_08	-0.004270	0.002632	-0.017411	-0.043927
	(0.00233)	(0.00184)	(0.01139)	(0.00877)
	[-1.83306]	[1.43253]	[-1.52848]	[-5.00757]
DUM_03_10	0.017787	0.013246	-0.004064	-0.015617
	(0.00222)	(0.00175)	(0.01085)	(0.00835)
	[8.01815]	[7.56942]	[-0.37465]	[-1.86938]
R ²	0.978172	0.985898	0.912780	0.759575
R ² ajustado	0.973135	0.982644	0.892652	0.704092
Soma dos quadrados dos resíduos	0.000166	0.000103	0.003968	0.002353
S.E. equation	0.002063	0.001627	0.010087	0.007768
Estatística-F	194.1872	302.9492	45.34921	13.69031
Log da Max. Verossimilhança	239.0671	250.6885	161.2922	174.0927
Akaike AIC	-9.349676	-9.824022	-6.175190	-6.697661
Schwarz SC	-8.963590	-9.437936	-5.789105	-6.311576
Mean dependent	0.182220	0.161289	0.307681	-0.000150
S.D. dependent	0.012585	0.012351	0.030787	0.014280
Determinant resid covariance (dof adj.)		6.33E-20		
Determinant resid covariance		2.54E-20		
Log da Max. Verossimilhança critério de informação: Akaike		827.3282		
critério de informação: Schwarz		-32.13585		
		-30.59150		

Amostra (ajustada): 1999T2 – 2011T2

Observações: 49 após ajustamentos

Desvio Padrão () e Estatística-t []

Fonte: O autor, 2012.

Anexo F: Estimações de VEC com e sem variáveis exógenas

Tabela F1 - Estimação do Vetor Autorregressivo com Correção de Erro (VEC) com duas defasagens

Equação de Cointegração:	CointEq1
RECEITAS(-1)	1.000000
DESPESAS(-1)	-1.301791 (0.14599) [-8.91696]
DIVIDA(-1)	-0.287833 (0.06221) [-4.62648]
HIATOPIB(-1)	-0.877747 (0.14110) [-6.22083]
C	0.116281

Amostra (ajustada): 1999T3 – 2011T2

Observações: 48 após ajustamentos

Desvio Padrão () e Estatística-t []

Fonte: O autor, 2012.

Tabela F2 - Estimação do Vetor Autorregressivo com Correção de Erro (VEC) com uma defasagem

Equação de Cointegração:	CointEq1
RECEITAS(-1)	1.000000
DESPESAS(-1)	-1.222077 (0.14278) [-8.55924]
DIVIDA(-1)	-0.223939 (0.05670) [-3.94939]
HIATOPIB(-1)	-0.678383 (0.11402) [-5.94981]
C	0.083878

Amostra (ajustada): 1999T2 – 2011T2

Observações: 49 após ajustamentos

Desvio Padrão () e Estatística-t []

Fonte: O autor, 2012.

Tabela F3 - Estimação do Vetor Autorregressivo com Correção de Erro (VEC) com uma defasagem e 7 *dummys*

Equação de Cointegração:	CointEq1
RECEITAS(-1)	1.000000
DESPESAS(-1)	-1.389975 (0.13597) [-10.2228]
DIVIDA(-1)	-0.411546 (0.07128) [-5.77362]
HIATOPIB(-1)	-0.753204 (0.11992) [-6.28105]
C	0.168587

Amostra (ajustada): 1999T2 – 2011T2

Observações: 49 após ajustamentos

Desvio Padrão () e Estatística-t []

Fonte: O autor, 2012.

Tabela F4 - Estimação do Vetor Autorregressivo com Correção de Erro (VEC) com quatro defasagens e 5 *dummys*

Equação de Cointegração:	CointEq1
RECEITAS(-1)	1.000000
DESPESAS(-1)	-1.358320 (0.07519) [-18.0642]
DIVIDA(-1)	-0.297922 (0.03890) [-7.65925]
HIATOPIB(-1)	-0.270589 (0.09398) [-2.87910]
C	0.128921

Amostra (ajustada): 1999T2 – 2011T2

Observações: 49 após ajustamentos

Desvio Padrão () e Estatística-t []

Fonte: O autor, 2012.

ANEXO G - Gráficos dos resíduos das estimações do VAR com e sem variáveis exógenas

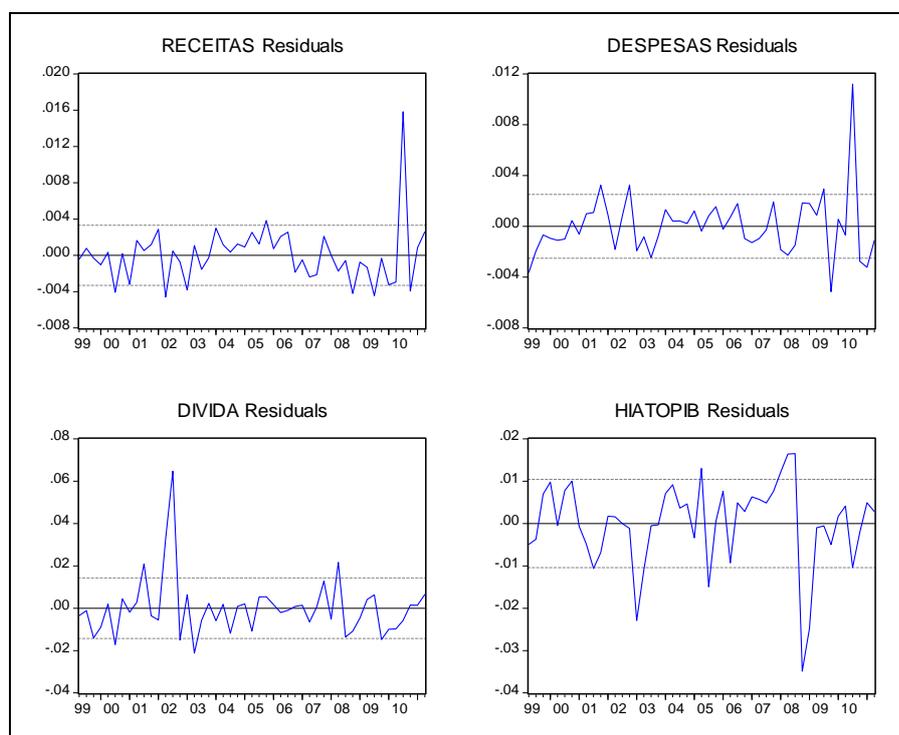


Figura G1: Resíduos da estimação do VAR com uma defasagem

Fonte: O autor, 2012.

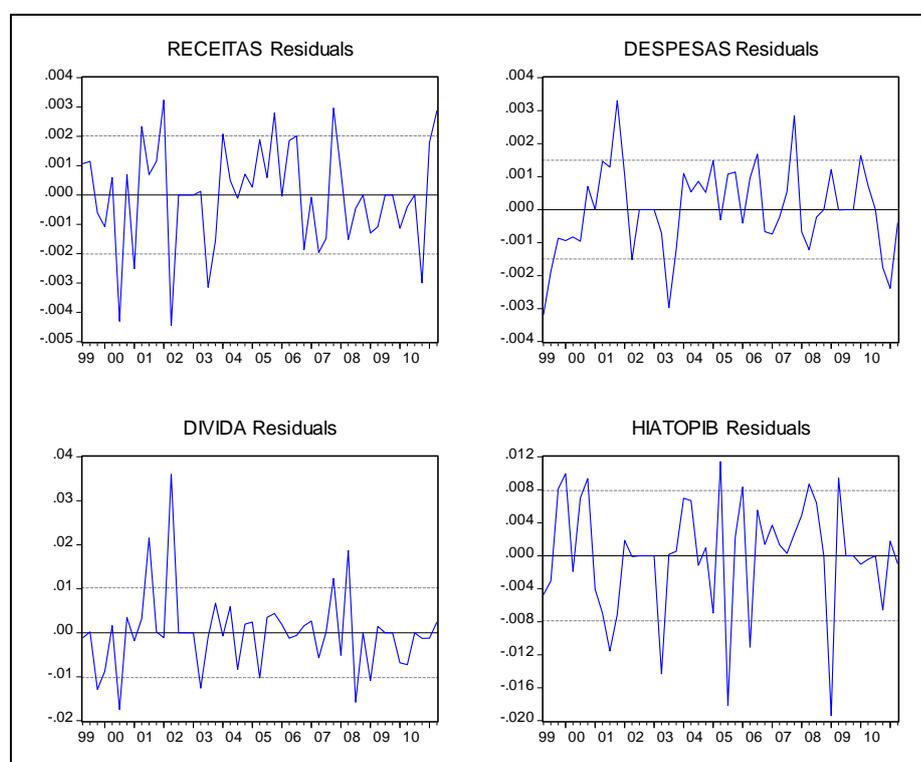


Figura G2: Resíduos da estimação do VAR com uma defasagem e 7 dummies

Fonte: O autor, 2012.

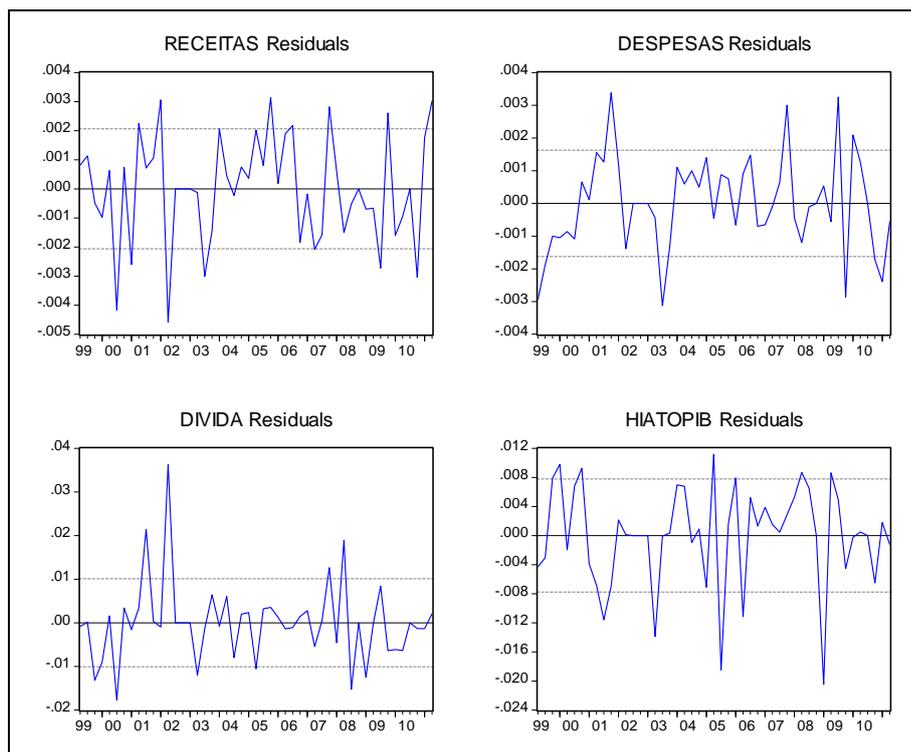


Figura G3: Resíduos da estimação do VAR com uma defasagem e 5 *dummies*
Fonte: O autor, 2012.

ANEXO H - Gráficos dos resíduos das estimações do VEC com e sem variáveis exógenas

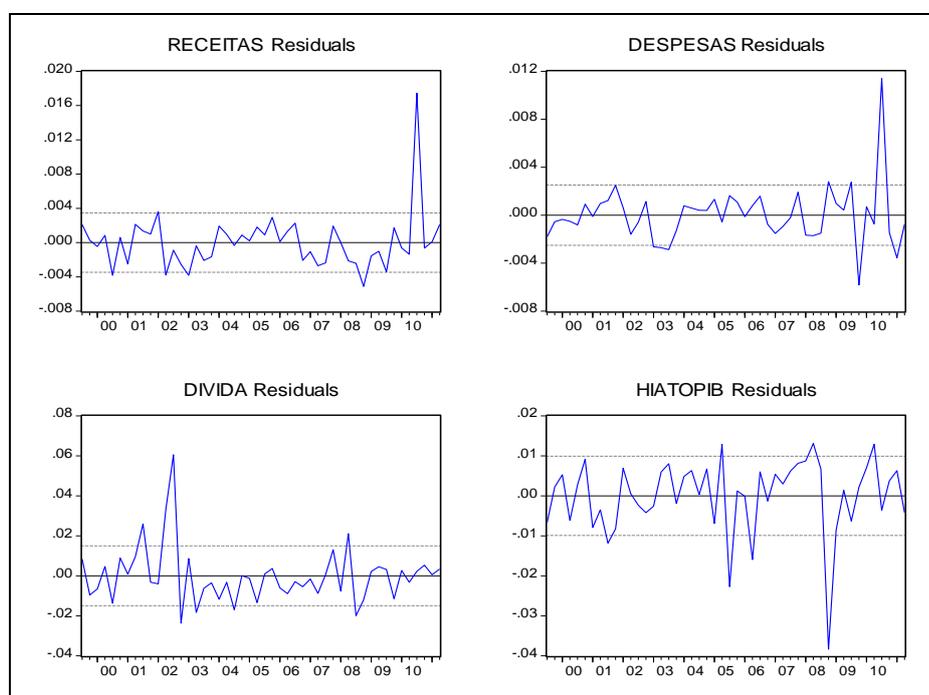


Figura H1: Resíduos da estimação do VEC com uma defasagem

Fonte: O autor, 2012.

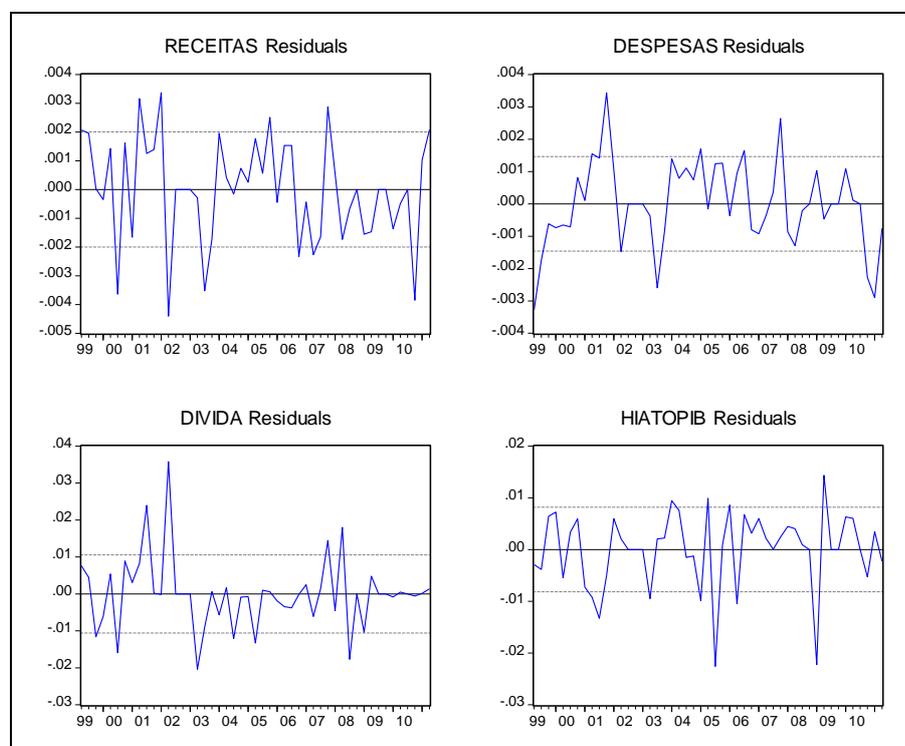


Figura H2: Resíduos da estimação do VEC com uma defasagem e 7 *dummies*

Fonte: O autor, 2012.

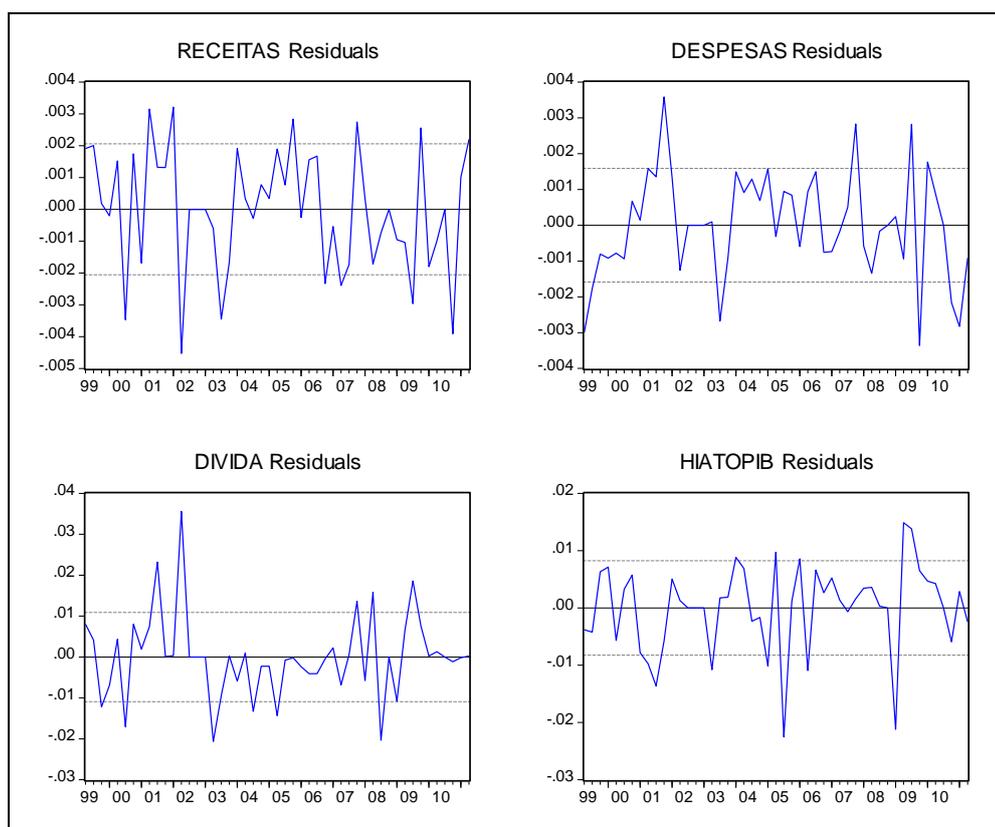


Figura H3: Resíduos da estimação do VEC com uma defasagem e 5 *dummies*
Fonte: O autor, 2012.

ANEXO I – Teste de Heterocedasticidade dos Resíduos do VEC modelo final

Tabela II: Teste de Heterocedasticidade nos Resíduos

Teste Conjunto:					
Chi ²	gl.	Prob.			
46.41561	70	0.9867			
Componentes Individuais:					
Dependente	R ²	F(7,41)	Prob.	Chi ² (7)	Prob.
res1*res1	0.107364	0.704484	0.6681	5.260845	0.6282
res2*res2	0.080758	0.514564	0.8182	3.957123	0.7847
res3*res3	0.038265	0.233038	0.9748	1.874963	0.9664
res4*res4	0.325635	2.828282	0.0168	15.95614	0.0255
res2*res1	0.072000	0.454436	0.8613	3.528020	0.8322
res3*res1	0.003575	0.021013	1.0000	0.175166	1.0000
res3*res2	0.081315	0.518430	0.8154	3.984441	0.7816
res4*res1	0.043164	0.264220	0.9643	2.115012	0.9532
res4*res2	0.040590	0.247800	0.9701	1.988916	0.9605
res4*res3	0.194377	1.413185	0.2263	9.524479	0.2172

Amostra: 1999T1-2011T2

Número de Observações: 49

ANEXO J – Critério de Seleção do número de defasagens do VAR

Tabela J1 - Critério de Seleção do número de defasagens do VAR

Variáveis Endógenas: RECEITAS DESPESAS DIVIDA HIATOPIB						
Variáveis Exógenas: C DUM_03_02 DUM_04_02 DUM_01_03 DUM_04_08 DUM_03_10						
Variáveis Exógenas: C						
Amostra: 1999T1 - 2011T2						
Número de Observações: 46						
Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	577.5756	NA	4.17e-16	-24.06850	-23.11443	-23.71110
1	778.8979	315.1132	1.35e-19*	-32.12600	-30.53587*	-31.53033*
2	792.3248	18.68092	1.59e-19	-32.01412	-29.78795	-31.18018
3	804.4474	14.75790	2.07e-19	-31.84554	-28.98332	-30.77333
4	829.9979	26.66146*	1.61e-19	-32.26078*	-28.76251	-30.95031

* indica a ordem da defasagem selecionada pelo critério

LR: sequential modified LR test statistic (cada teste ao nível de 5%)

FPE: Final prediction error

AIC: critério de informação de Akaike

SC: critério de informação de Schwarz

HQ: critério de informação de Hannan-Quinn

Fonte: O autor, 2012.

ANEXO K: Testes de Cointegração de Johansen – 4 defasagens

Tabela K1: Teste de Cointegração - Traço

Hipótese	Autovalor	Estatística Traço	0.05 Valor Crítico	Prob.**
Nenhum *	0.677945	77.20975	47.85613	0.0000
No máximo 1	0.295719	25.09020	29.79707	0.1582
No máximo 2	0.163179	8.963638	15.49471	0.3687
No máximo 3	0.016577	0.768954	3.841466	0.3805

Amostra (ajustada): 2000T1-2011T2

Observações: 46 após ajustamentos

Hipótese de Tendência: Tendência Linear Determinística

Séries: RECEITAS DESPESAS DIVIDA HIATOPIB

Séries Exógenas: DUM_03_02 DUM_04_02 DUM_01_03 DUM_04_08 DUM_03_10

Atenção: Valores Críticos Assumem Séries Não Exógenas

Intervalo de Defasagens (em primeira diferença): 1 até 3 defasagens

Teste do Traço indica 1 equação de cointegração ao nível de 5%

*significa rejeição da hipótese ao nível de 5

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-valor

Fonte: O autor, 2012.

Tabela K2: Teste de Cointegração - Máximo Autovalor

Hipótese	Autovalor	Estatística Máx- Autovalor	0.05 Valor Crítico	Prob.**
Nenhum *	0.677945	52.11955	27.58434	0.0000
No máximo 1	0.295719	16.12656	21.13162	0.2175
No máximo 2	0.163179	8.194684	14.26460	0.3592
No máximo 3	0.016577	0.768954	3.841466	0.3805

Amostra (ajustada): 2000T1-2011T2

Observações: 46 após ajustamentos

Hipótese de Tendência: Tendência Linear Determinística

Séries: RECEITAS DESPESAS DIVIDA HIATOPIB

Séries Exógenas: DUM_03_02 DUM_04_02 DUM_01_03 DUM_04_08 DUM_03_10

Atenção: Valores Críticos Assumem Séries Não Exógenas

Intervalo de Defasagens (em primeira diferença): 1 até 3 defasagens

Teste do Máx-Autovalor indica 1 equação de cointegração ao nível de 5%

*significa rejeição da hipótese ao nível de 5

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-valor

Fonte: O autor, 2012.

Tabela K3: Equação de Cointegração

RECEITAS	DESPESAS	DIVIDA	HIATOPIB
1.000000	-1.358320	-0.297922	-0.270589
	(0.07519)	(0.03890)	(0.09398)
1 Equação de Cointegração:		Log likelihood	817.4528
Coeficientes de Cointegração Normalizados (desvio padrão em parênteses)			

Fonte: O autor, 2012.

ANEXO L: Multiplicadores de Impacto MQO

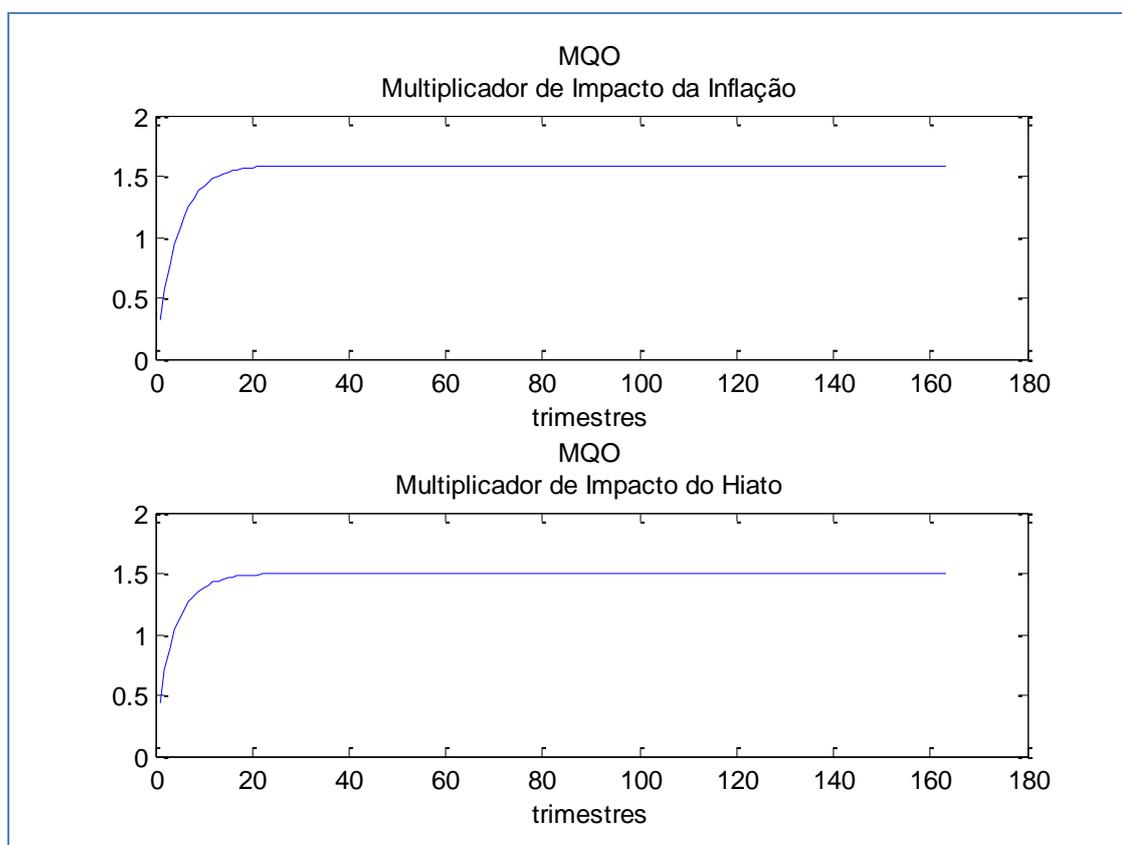


Figura L1: Multiplicadores de Impacto dos Coeficientes da Regra de Política Monetária no MQO.

Fonte: O autor, 2012.

ANEXO M – Testes Autocorrelação Serial e Heterocedasticidade dos resíduos das estimações via MQO e MS na regra de política monetária

Tabela M1 - Teste Q de Ljung-Box de Autocorrelação Serial

H0: sem presença de autocorrelação serial para defasagens acima de h

Amostra: 1999T1 - 2011T2

Número de observações: 48

Defasagens	Q-Estat (MQO)	Prob.	Q-Estat (MS)	Prob.
1	0.0969	0.7556	0.0407	0.8401
2	0.1709	0.9181	0.4321	0.8057
3	1.3557	0.7159	5.7253	0.1258
4	1.4394	0.8373	5.7736	0.2167
5	4.3240	0.5038	6.7937	0.2364
6	6.4842	0.3712	8.2504	0.2203
7	6.8080	0.4491	8.3001	0.3069
8	9.1518	0.3297	10.8368	0.2111
9	9.3452	0.4060	14.5203	0.1050
10	9.9347	0.4462	14.5209	0.1505
11	10.6962	0.4691	14.5812	0.2025
12	11.8558	0.4573	14.7805	0.2537
13	11.9935	0.5282	14.8106	0.3193
14	14.9397	0.3823	16.9521	0.2587
15	15.7286	0.4003	17.5318	0.2881

*O teste é válido somente para defasagens acima da ordem do VAR.

Fonte: O autor, 2012.

Tabela M2 - Teste LM de Correlação Serial dos Resíduos

H0: sem correlação serial de resíduo acima da defasagem h

Amostra: 1999T1 - 2011T2

Número de observações: 48

Defasagens	LM (MQO)	Prob.	LM (MS)	Prob.
1	0.0921	0.7615	0.0380	0.8453
2	0.3351	0.8457	0.4044	0.8169
3	1.4234	0.7000	5.0190	0.1704
4	1.6917	0.7922	5.0639	0.2808
5	3.9156	0.5616	6.8467	0.2323
6	4.3364	0.6312	8.9670	0.1754
7	4.8448	0.6789	8.8830	0.2612
8	5.3272	0.7221	10.2170	0.2501
9	7.1422	0.6223	11.3978	0.1494
10	6.9641	0.7288	11.6498	0.3092
11	6.8250	0.8131	12.0121	0.3627
12	8.6893	0.7292	14.5752	0.2655
13	8.8800	0.7819	14.4619	0.3421
14	7.7612	0.9014	10.9934	0.6866

15	9.8135	0.8313	11.4165	0.7225
----	--------	--------	---------	--------

*O teste é válido somente para defasagens acima da ordem do VAR.

Fonte: O autor, 2012.

Tabela M3 - Teste ARCH - Heterocedasticidade Condicional Auto-Regressiva

H0: ausência de processo ARCH(p) – p =2 é ordem da defasagem sendo testada

Amostra: 1999T1 - 2011T2

Número de observações: 48

Defasagens	ARCH (MQO)	Prob.	ARCH (MS)	Prob.
1	0.0586	0.8087	0.2670	0.6053
2	1.1042	0.5757	1.3449	0.5105
3	1.0659	0.7853	1.5232	0.6769
4	1.5951	0.8097	3.4722	0.4821
5	5.6270	0.3442	4.0123	0.5476
6	5.6811	0.4598	4.5115	0.6078
7	6.0833	0.5301	5.0562	0.6531
8	7.0017	0.5365	10.0403	0.2622
9	9.9840	0.3518	9.5866	0.3850
10	9.6249	0.4740	9.6098	0.4754
11	9.9253	0.5371	11.6453	0.3909
12	9.5569	0.6548	12.0645	0.4405
13	12.4023	0.4950	14.0051	0.3735
14	8.8499	0.8405	16.8355	0.2651
15	17.2148	0.3062	16.8456	0.3282

*O teste é válido somente para defasagens acima da ordem do VAR.

Fonte: O autor, 2012.

ANEXO N- Figuras da Função Impulso-Resposta – Evolução Dinâmica da Dívida

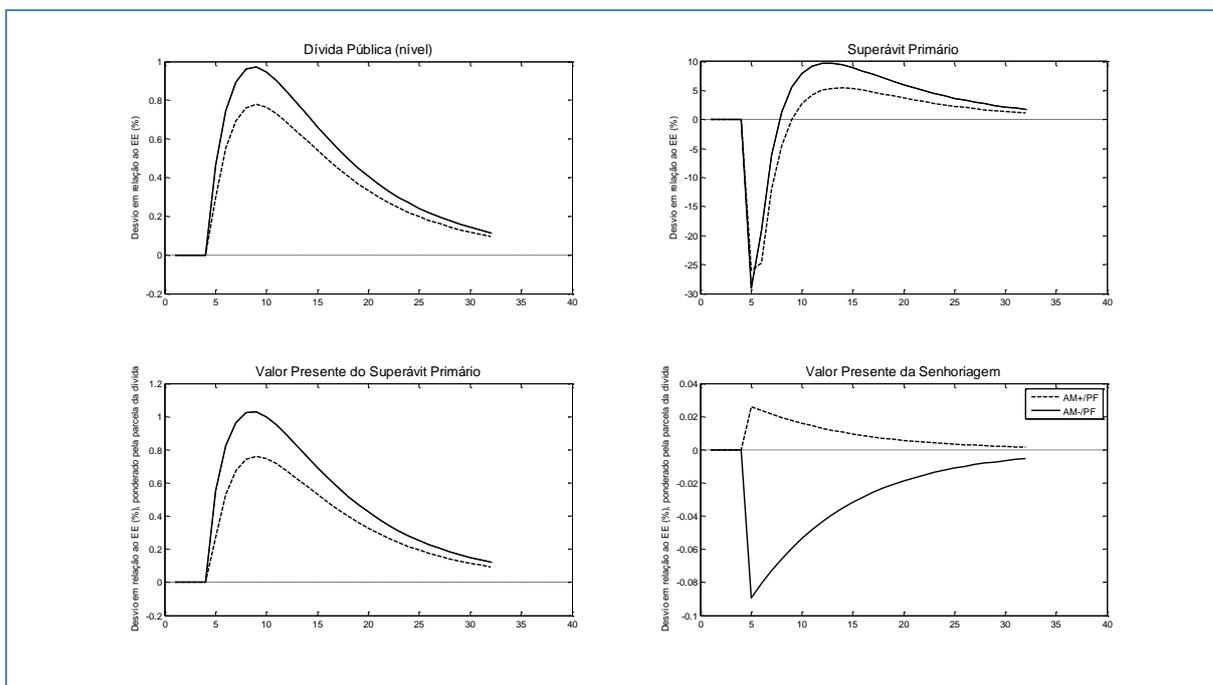


Figura N1: Função Impulso-Resposta com Choque de Gastos do Governo de 3% - Evolução Dinâmica da Dívida e seus Componentes de Receita. (Valores do Coeficiente do Hiato do Produto no Curto Prazo).

Fonte: O autor, 2012.

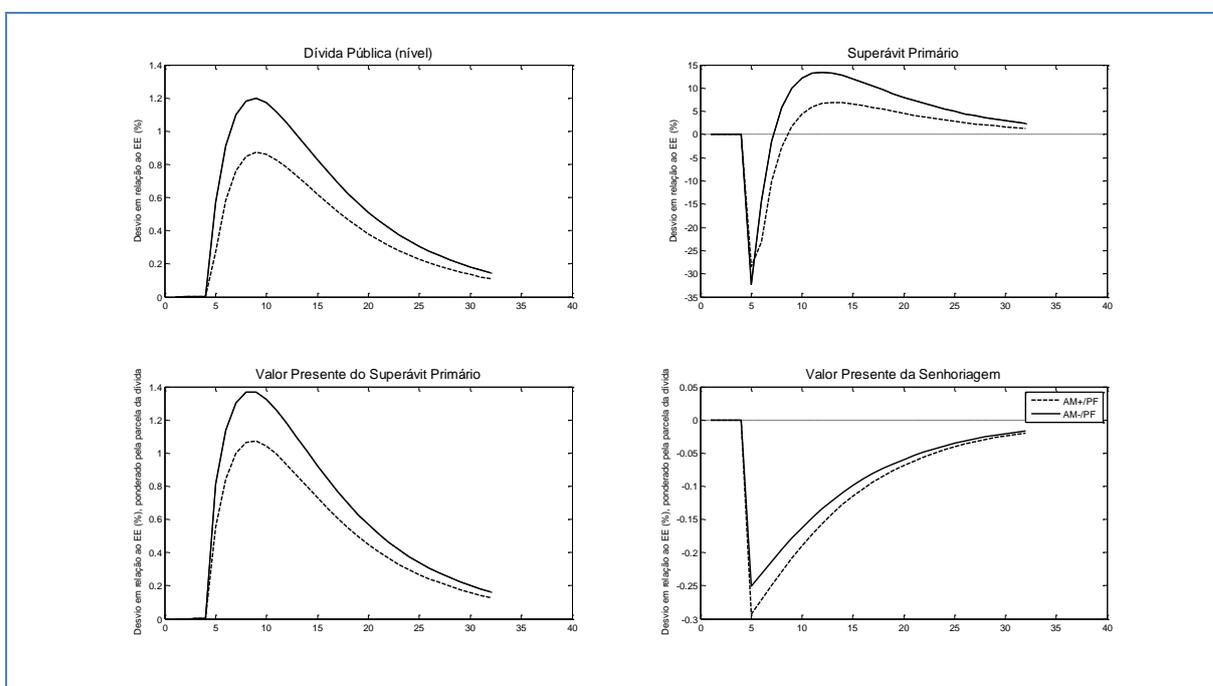


Figura N2: Função Impulso-Resposta com Choque de Gastos do Governo de 3% - Evolução Dinâmica da Dívida e seus Componentes de Receita. (Valores do Coeficiente do Hiato do Produto e da Inflação no Médio Prazo).

Fonte: O autor, 2012.

ANEXO O - Procedimento de Identificação de Possíveis *Outliers* via Stamp

Method of estimation is Maximum likelihood

The present sample is: 1999 (3) to 2011 (2)

MaxLik iterating...

it 0 f= 17.52400 df= 0.00000 e1= 0.00001 e2= 0.00000 step= 0.00105

Equation 5.

y = Level + Expl vars + Irregular

y_1: Receitas

y_2: Despesas

y_3: Divida

y_4: hiatopib

Estimation report

Model with 10 parameters (0 restrictions).

Parameter estimation sample is 1999. 3 - 2011. 2. (T = 48).

Log-likelihood kernel is 17.524.

Very strong convergence in 0 iterations.

(likelihood cvg 2.027342e-016

gradient cvg 6.257537e-006

parameter cvg 4.449858e-008)

Eq 5 : Diagnostic summary report.

Estimation sample is 1999. 3 - 2011. 2. (T = 48, n = 47).

Log-Likelihood is 927.152 (-2 LogL = -1854.3).

Prediction error covariance matrix

1.0105e-005

4.6820e-006 5.4551e-006

-1.5409e-006 2.2525e-007 0.00018893

3.3681e-007 -6.4831e-006 2.6139e-006 9.9550e-005

Summary statistics

	Receitas	Despesas	Divida	hiatopib
Std.Error	0.0031788	0.0023356	0.013745	0.0099775
Normality	24.590	25.922	21.657	13.671
H(15)	4.5749	4.6577	0.22622	2.5744
r(1)	-0.17094	-0.11533	0.083637	0.26291
r(6)	-0.0092106	0.072160	-0.016869	-0.037343
DW	2.3193	2.1555	1.8176	1.4572
Q(6, 6)	8.4106	10.232	1.1132	5.4626
R ²	0.93210	0.96269	0.80012	0.51185

Eq 5 : Estimated variances of disturbances.

Component	Receitas (q-ratio)	Despesas (q-ratio)
-----------	--------------------	--------------------

Irr 1.1233e-005 (1.0000) 6.0641e-006 (1.0000)

Component Divida (q-ratio) hiatopib (q-ratio)
 Irr 0.00021002 (1.0000) 0.00011066 (1.0000)

Normality test for IrrRes Receitas

Sample Size 48
 Mean -0.004451
 Std.Devn. 1.040231
 Skewness -0.108282
 Excess Kurtosis 1.033884
 Minimum -3.054567
 Maximum 2.646881
 Skewness Chi²(1) 0.093799 [0.7594]
 Kurtosis Chi²(1) 2.1378 [0.1437]
 Normal-BS Chi²(2) 2.2316 [0.3276]
 Normal-DH Chi²(2) 5.7167 [0.0574]

Eq 5 : Large values in IrrRes Receitas.

Period	Value
2009. 3	-3.0546 [0.0018]
2010. 3	2.6469 [0.0055]

Normality test for IrrRes Despesas

Sample Size 48
 Mean -0.001518
 Std.Devn. 1.070466
 Skewness -0.464570
 Excess Kurtosis 3.440141
 Minimum -3.961667
 Maximum 2.948953
 Skewness Chi²(1) 1.7266 [0.1888]
 Kurtosis Chi²(1) 23.669 [0.0000]
 Normal-BS Chi²(2) 25.396 [0.0000]
 Normal-DH Chi²(2) 22.886 [0.0000]

Eq 5 : Large values in IrrRes Despesas.

Period	Value
2002. 4	2.5023 [0.0079]
2009. 3	2.9490 [0.0025]
2009. 4	-3.9617 [0.0001]

Normality test for IrrRes Divida

Sample Size 48
 Mean -0.010003
 Std.Devn. 0.999201
 Skewness 2.235154
 Excess Kurtosis 8.151345
 Minimum -1.483136
 Maximum 4.668568

Skewness Chi^2(1) 39.967 [0.0000]
 Kurtosis Chi^2(1) 132.89 [0.0000]
 Normal-BS Chi^2(2) 172.86 [0.0000]
 Normal-DH Chi^2(2) 26.661 [0.0000]

Eq 5 : Large values in IrrRes Divida.

Period	Value
2002. 3	4.6686 [0.0000]

Normality test for IrrRes hiatopib

Sample Size 48
 Mean -0.013374
 Std.Devn. 1.029517
 Skewness -1.076000
 Excess Kurtosis 0.778059
 Minimum -3.036968
 Maximum 1.630460
 Skewness Chi^2(1) 9.2622 [0.0023]
 Kurtosis Chi^2(1) 1.2108 [0.2712]
 Normal-BS Chi^2(2) 10.473 [0.0053]
 Normal-DH Chi^2(2) 13.555 [0.0011]

Eq 5 : Large values in IrrRes hiatopib.

Period	Value
2003. 1	-2.5900 [0.0063]
2008. 4	-3.0370 [0.0019]