

Universidade Federal de Juiz de Fora
Programa de Pós-Graduação em Economia

Elder Tiago da Costa Souza

**OS EFEITOS DA INTERAÇÃO ENTRE AS POLÍTICAS FISCAL E
MONETÁRIA SOBRE VARIÁVEIS MACROECONOMICAS DA
ECONOMIA BRASILEIRA**

Juiz de Fora

2016

Elder Tiago da Costa Souza

**OS EFEITOS DA INTERAÇÃO ENTRE AS POLÍTICAS FISCAL E
MONETÁRIA SOBRE VARIÁVEIS MACROECONOMICAS DA
ECONOMIA BRASILEIRA**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora, na área de concentração em Macroeconomia , como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: José Simão Filho

Coorientador: Helder Ferreira de Mendonça

Juiz de Fora

2016

Ficha catalográfica elaborada através do Modelo Latex do CDC da UFJF
com os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

Souza, Elder.

OS EFEITOS DA INTERAÇÃO ENTRE AS POLÍTICAS FISCAL E
MONETÁRIA SOBRE VARIÁVEIS MACROECONOMICAS DA ECONOMIA
BRASILEIRA / Elder Tiago da Costa Souza. – 2016.

96 f. : il.

Orientador: José Simão Filho

Coorientador: Helder Ferreira de Mendonça

Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Juiz de Fora, . Programa de Pós-Graduação em Economia, 2016.

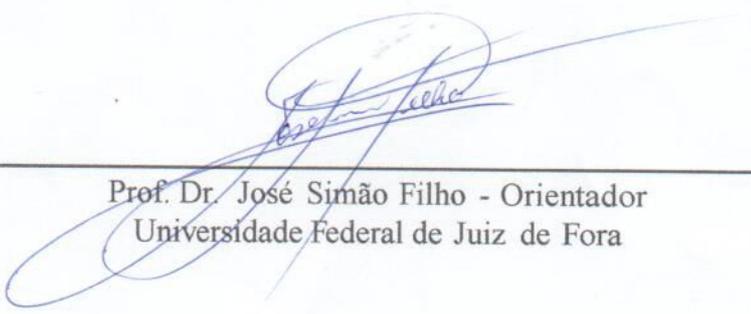
1. Política Monetária. 2. Política Fiscal . 3. Inflação. 4. Taxa de Juros,
5. Estimaco Bayesiana, 6. DSGE-VAR, 7. DSGE. I. Simo, Jos, orient. II.
de Mendona, Helder, coorient. III. Ttulo.

**OS EFEITOS DA INTERAÇÃO ENTRE AS POLÍTICAS FISCAL E
MONETÁRIA SOBRE VARIÁVEIS MACROECONOMICAS DA
ECONOMIA BRASILEIRA**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora, na área de concentração em Macroeconomia Aplicada, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

Aprovada em:

BANCA EXAMINADORA



Prof. Dr. José Simão Filho - Orientador
Universidade Federal de Juiz de Fora



Professor Dr. Helder Ferreira de Mendonça -
Co-orientador
Universidade Federal Fluminense



Professor Dr. Wilson Luiz Rotatori Corrêa
Universidade Federal de Juiz de Fora

AGRADECIMENTOS

Gostaria de agradecer, primeiro a Deus, por todas as bênçãos e oportunidades que ele tem me oferecido. Segundo a minha madrinha, Aparecida Penha dos Santos, por ter me criado e me educado e me amado e me apoiado em todos os momentos de minha vida, agradeço igualmente as minhas tias Carmem Lúcia dos Santos e Selma dos Santos. A minha mãe, Ivonete de Oliveira da Costa Souza, por ter me concebido e me amado. A minha noiva, Graziela de Paiva Cunha, por estar comigo nesses 5 anos, me apoiando e dividindo todos os momentos comigo. Agradeço também a minha família e amigos que acreditaram em mim e me incentivaram a chegar a mais uma etapa de minha vida. Quero agradecer também ao meu orientador José Simão Filho, por aceitar me orientar e me oferecer uma ajuda, sem tamanho, a evoluir no ramo acadêmico, com seus conhecimentos, qualidades e amizade. Agradeço também ao meu coorientador, Helder de Mendonça Ferreira, pela coorientação e por compartilhar suas idéias. Agradeço a Capes por ter financiado nesses dois anos de Mestrado. Não posso deixar de agradecer também aos colegas do Mestrado, Professores e funcionários da UFJF. Obrigado a todos!

RESUMO

O principal objetivo desta dissertação é estudar os efeitos da interação entre as políticas fiscal e monetária sobre as variáveis macroeconômicas da economia brasileira. Para tal analisou-se a significância dos diferentes modelos de DSGE, por meio da metodologia DSGE-VAR, que implica na estimação do parâmetro de ajustamento do modelo (λ), conforme Del Negro e Schorfheide (2004, 2006, 2009). Os resultados mostram que o modelo DSGE Bayesiano, com preços rígidos, setor externo e com a interação entre as políticas, é aquele que tem a melhor aderência aos dados reais. Destarte, foram estimadas as funções impulso-resposta, que corroboram a importância da inter-relação entre as políticas fiscal e monetária. A partir daí, avaliou-se o regime de dominância praticado no Brasil, sob a metodologia proposta por Leeper (1991). A combinação dos valores dos parâmetros resulta na proposição de dominância monetária, no período que compreende o primeiro trimestre de 2002 e o terceiro trimestre de 2015. Ademais, estudou-se o regime de dominância, relacionado ao período anterior e posterior à crise do *subprime*. Os resultados mostram que o regime de dominância não foi alterado. No entanto, a política fiscal tem se tornado mais ativa. Verificou-se que no período pós crise, tanto os choques de política fiscal quanto os de política monetária foram maiores, ou seja, intensificou-se o uso dos instrumentos fiscais.

Palavras-chave: Política monetária, política fiscal, inflação, taxa de juros, Estimação Bayesiana, DSGE-VAR, DSGE.

ABSTRACT

The main aim of this dissertation is to study the effects of the interaction between fiscal and monetary policies on the macroeconomic variables of the Brazilian economy. Therefore we analyzed the significance of different DSGE models through the DSGE-VAR method, which involves the estimation of lambda model fitting parameter, as Del Negro and Schorfheide (2004, 2006, 2009). The results show that Bayesian DSGE models with sticky prices, external sector and the interaction between policies, is one that has the best grip to the actual data. Thus, were estimated the impulse response functions, which confirm the importance of the interrelationship between fiscal and monetary policies. From there, we evaluated the dominance regime practiced in Brazil, under the method proposed by Leeper (1991). The parameter values combination results in monetary dominance proposition in the period from the first quarter of 2002 and the third quarter of 2015. Besides, we studied the dominance regime related to period prior and posterior to the subprime crisis. The results show that the dominance regime has not change. However, fiscal policy has become more active. It was found that in the post crisis period, both the shock fiscal policy as the monetary policy were higher, i.e., intensified the use of fiscal instruments.

Key-words: Monetary policy, fiscal policy, inflation, interest rate, Bayesian estimation, DSGE-VAR, DSGE.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 – Efeitos de Impulso/Resposta do Choque de Política Monetária: Modelo Novo-Keynesiano com setor externo e interação de políticas	40
Figura 2 – Efeitos de Impulso/Resposta do Choque de Gastos: Modelo Novo-Keynesiano com setor externo e interação de políticas	42
Figura 3 – Efeitos de Impulso/Resposta do Choque de Imposto: Modelo Novo-Keynesiano com setor externo e interação de políticas	43
Figura 4 – Efeitos de Impulso/Resposta do Choque de Produtividade: Modelo Novo-Keynesiano com setor externo e interação de políticas	45
Figura 5 – Efeitos de Impulso/Resposta do Choque no produto mundial: Modelo Novo-Keynesiano com setor externo e interação de políticas	46
Figura 6 – Choque de produtividade	48
Figura 7 – Choque de política monetária	48
Figura 8 – Choque de gastos	49
Figura 9 – Choque de tributos	49
Figura 10 – Choque de produto mundial	50
Figura 11 – Diagnóstico Univariado do MCMC	77
Figura 12 – Diagnóstico Univariado do MCMC	78
Figura 13 – Diagnóstico Univariado do MCMC	78
Figura 14 – Diagnóstico Univariado do MCMC	79
Figura 15 – Diagnóstico Univariado do MCMC	79
Figura 16 – Diagnóstico Univariado do MCMC	80
Figura 17 – Diagnóstico Univariado do MCMC	80
Figura 18 – Diagnóstico multivariado da <i>priori</i>	81
Figura 19 – Prioris e Posterioris	82
Figura 20 – Prioris e Posterioris	83
Figura 21 – Prioris e Posterioris	83
Figura 22 – Efeitos de Impulso/Resposta do Choque de inflação: Modelo Novo-Keynesiano com setor externo e interação de políticas	84
Figura 23 – Efeitos de Impulso/Resposta do Choque de produtividade:Pré- <i>subprime</i>	85
Figura 24 – Efeitos de Impulso/Resposta do Choque de produto mundial: Pré- <i>subprime</i>	86
Figura 25 – Efeitos de Impulso/Resposta do Choque de Inflação: Pré- <i>subprime</i> . .	87
Figura 26 – Efeitos de Impulso/Resposta do Choque de Política Monetária:Pré- <i>subprime</i>	88
Figura 27 – Efeitos de Impulso/Resposta do Choque de Gastos do Governo: Pré- <i>subprime</i>	89
Figura 28 – Efeitos de Impulso/Resposta do Choque de Impostos: Pré- <i>subprime</i> . .	90
Figura 29 – Efeitos de Impulso/Resposta do Choque de produtividade:Pós- <i>subprime</i>	91

Figura 30 – Efeitos de Impulso/Resposta do Choque de produto mundial: Pós- <i>subprime</i>	92
Figura 31 – Efeitos de Impulso/Resposta do Choque de Inflação: Pós- <i>subprime</i> . .	93
Figura 32 – Efeitos de Impulso/Resposta do Choque de Política Monetária:Pós- <i>subprime</i>	94
Figura 33 – Efeitos de Impulso/Resposta do Choque de Gastos do Governo: Pós- <i>subprime</i>	95
Figura 34 – Efeitos de Impulso/Resposta do Choque de Impostos: Pós- <i>subprime</i> . .	96

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ABNT	Associação Brasileira de Normas Técnicas
UFJF	Universidade Federal de Juiz de Fora
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
DSGE	<i>Dynamic Stochastic General Equilibrium</i>
SAMBA	<i>Stochastic Analytical Model with a Bayesian Approach</i>
BCB	Banco Central do Brasil
RBC	<i>Real Business Cycle</i>
EUA	Estados Unidos da América
EMU	<i>European Monetary Union</i>
VAR	Vetor auto-regressivo
FHC	Fernando Henrique Cardoso
ADL	<i>Autoregressive Distributed Lags</i>
VEC	<i>Vector error correction</i>
CES	<i>(Constant Elasticity of Substitution)</i>
GMM	<i>Generalized method moments</i>
MCMC	<i>Monte Carlo Markov Chain</i>
DSGE-VAR	<i>Dynamic Stochastic General Equilibrium – Vector autorregressivo</i>
EQM	Erro quadrado médio

LISTA DE SÍMBOLOS

\forall Para todo

\in Pertence

SUMÁRIO

1	Introdução	12
2	Revisão de literatura	15
2.1	Interação entre as políticas fiscal e monetária	15
3	O modelo novo-keynesiano com setor externo e interação entre as políticas fiscal e monetária	21
4	Estimação Bayesiana e calibração	30
5	Análise de robustez usando o modelo DSGE-VAR	36
6	Os resultados do modelo completo	39
7	Regime de dominância: Uma comparação entre o período pré e o pós- <i>subprime</i>	51
8	CONCLUSÃO	54
	REFERÊNCIAS	56
	APÊNDICE A – Variáveis observadas	61
	APÊNDICE B – Derivações do modelo Novo-Keynesiano com setor externo e interação entre as políticas fiscal e monetária	62
B.1	Derivação das condições de primeira ordem	62
B.2	Derivação da equação do Termo de Troca	64
B.3	Derivação do IPC	65
B.4	Derivação da taxa de câmbio real	65
B.5	Derivação da equação da curva IS	66
	APÊNDICE C – Testes de Raiz unitária	70
	APÊNDICE D – Estimação Bayesiana	72
	APÊNDICE E – Demais Modelos	76
	ANEXO A – Demais gráficos do capítulo 5	77

A.1	Diagnóstico Univariado do MCMC	77
A.2	Diagnóstico multivariado da <i>priori</i>	81
A.3	Prioris e Posterioris	82
A.4	Função de Impulso Resposta -Choque de Inflação Mod.1	84
A.5	Função de Impulso Resposta - Período Pré- <i>subprime</i>	85
A.6	Função de Impulso Resposta - Período Pós- <i>subprime</i>	86

1 Introdução

O trabalho seminal de Kydland e Prescott (1982) foi um marco na utilização de modelos numéricos na macroeconomia. A solução destes modelos Dinâmicos de Equilíbrio Geral (DGE) tem como base a otimização de funções objetivo quadráticas, sujeitas às regras de transição lineares. O artigo, intitulado “*Time to Build and Aggregate Fluctuations*”, inaugurou uma série artigos relacionados aos teóricos dos Ciclos Reais de Negócios (RBC), que usavam soluções computacionais para produzir séries de tempo das variáveis macroeconômicas.

Os modelos de RBC utilizam os preceitos básicos da competição perfeita, ou seja, preços flexíveis, inexistência de fricções, homogeneidade dos produtos e dos agentes econômicos. Apesar da inclusão dos choques monetários e fiscais resolverem as anomalias no mercado de trabalho, denominadas armadilha da variabilidade do emprego e armadilha da produtividade, os modelos sobreditos não reproduzem os fatos estilizados relacionados aos mecanismos de transmissão da política monetária (principalmente, fatos relacionados ao curto prazo).

É neste contexto que os novo-keynesianos trazem à tona o uso de modelos de concorrência monopolística, com ajuste escalonado de preços (vide Calvo (1993)). Woodford e Rotemberg (1997), Clarida, Gali e Gelter (1999), Walsh (2001), Woodford (2003) e Gali(2005), utilizam o modelo novo keynesiano básico (economia fechada e sem governo) para estudar os efeitos dos choques de produtividade e de política monetária. O principal resultado é uma maior defasagem relativa aos efeitos dos choques de política monetária sobre o hiato do produto e, desta forma, sobre a inflação. A rigidez de preços, os produtos com certo grau de monopólio, assim como a complementariedade estratégica são características determinantes para que os efeitos destes choques se assemelhem aos dados reais.

Segundo Mankiw (1992), com o aumento da interdependência entre os países há a necessidade do uso de modelos com o setor externo. A abertura das economias aos mercados financeiros e de bens e serviços, sugere efeitos distintos das políticas fiscal e monetária, se comparados àqueles do modelo sem setor externo. Alguns autores tratam desta distinção, por exemplo, Razin and Yuen (2002), Gali e Monacelli (2005) e, para o Brasil, Campos e Nakane (2003) e Areosa e Medeiros (2007).

Outra importante alteração do modelo Keynesiano básico é a inclusão de variáveis fiscais. Com o advento da crise do *subprime*, a maioria dos países industrializados registrou um aumento da relação Dívida/PIB. Woodford e Benigno (2003), Kirsanova(2007), Fragetta e Kirsanova (2010), Gali (2007) e Çem Cebi (2012) são exemplos de alguns trabalhos que investigaram a interação das políticas fiscal e monetária. Os resultados mostram que a política fiscal e sua interação com a política monetária influenciam a trajetória da inflação,

do hiato do produto e da relação dívida PIB.

No Brasil, a literatura sobre a interação das políticas fiscal e monetária, utilizando a abordagem de modelos DSGE, ainda é incipiente. Em um ambiente de economia aberta, esta abordagem é ainda mais escassa, com destaque para o modelo de De Castro *et al.* (2011), denominado *Stochastic Analytical Model with a Bayesian Approach* (SAMBA). Vale ressaltar que o Banco Central do Brasil (BCB) utiliza este modelo de grande porte, que é mais apropriado para as análises de longo prazo.

O objetivo desta dissertação é analisar os efeitos da interação entre as políticas fiscal e monetária sobre as principais variáveis macroeconômicas do Brasil. Mais especificamente, são analisados os efeitos dos choques de política fiscal, de política monetária e de produtividade sobre a inflação, o hiato do produto, a taxa de juros e a relação dívida PIB.

A análise empírica é feita por meio da abordagem Bayesiana, cujo objetivo é estimar os parâmetros do modelo DSGE, em um período que compreende o primeiro trimestre de 2002 e o último trimestre de 2015. A partir daí, foram feitas análises de robustez para justificar o uso do modelo mais completo, em detrimento do modelo básico. Para isto, estimou-se o parâmetro de capacidade de ajustamento do modelo DSGE (λ), a partir da metodologia DSGE-VAR, proposta por Del Negro e Schorfheide (2004). Os resultados indicam que o modelo mais completo possui um maior grau de ajustamento aos dados reais. Portanto, é justificada a inclusão da rigidez de preços, das variáveis fiscais e do resto do mundo na estrutura do modelo.

O modelo Novo-Keynesiano, com setor externo e com interação entre as políticas fiscal e monetária, mostra, por meio das funções de impulso resposta, que os choques de política monetária influenciam a trajetória da relação Dívida/PIB. Além disso, os choques de política fiscal produzem efeitos no hiato do produto, na inflação e na reação da taxa básica de juros (que altera a relação Dívida/PIB). Isto dá ênfase à importância da interação entre as políticas e do uso do modelo mais completo. Ademais, destaca-se que este modelo tem uma maior capacidade de reproduzir o *lag* de transmissão da política monetária (cinco trimestres), se comparado ao SAMBA (doze trimestres). Isto mostra uma menor acuracidade, deste último modelo, com relação aos efeitos de curto prazo da política monetária.

Outro objetivo desta dissertação é identificar o regime de dominância que prevaleceu na economia brasileira, entre 2002 e 2015. Neste caso, é utilizado o método de Lepper(1991), em que os valores dos parâmetros das regras de reação fiscal e monetária definem a dominância. No caso do Brasil, os resultados enfatizam que há dominância monetária, ou seja, o BCB ajusta seu instrumento independente da trajetória da relação Dívida/PIB. Ademais, este período foi posteriormente separado entre o período anterior e posterior à crise do *subprime*, para investigar se houveram mudanças no regime de dominância monetária após a crise. Como resultado, verificou-se que, embora não tenha sido possível

rejeitar a hipótese de dominância monetária, achou-se evidências de que a economia brasileira possa estar migrando para um ambiente em que tanto a política monetária quanto a política fiscal são ativas.

Esta dissertação contribui com a literatura, uma vez que utiliza uma metodologia DSGE-VAR para justificar o uso de um modelo Novo-Keynesiano com setor externo e com interação entre as políticas fiscal e monetária. Além disso, as funções impulso resposta mostram uma defasagem no mecanismo de transmissão da política monetária mais acurada, se comparadas ao SAMBA. Destarte, estas funções destacam a importância da interação entre as políticas fiscal e monetária e produzem trajetórias convergentes da relação Dívida/PIB (nos outros modelos esta variável tem característica explosiva). Outra contribuição é a estimação, por meio do modelo DSGE, do regime de dominância. Os resultados registram um regime de dominância monetária nos dois períodos analisados (pré e pós crise do *subprime*), embora haja evidências de uma migração para um política fiscal ativa. Além desta introdução, a dissertação é composta por mais sete capítulos. O segundo capítulo apresenta uma breve revisão de literatura sobre a interação entre as políticas monetária e fiscal. O terceiro destaca o modelo a ser utilizado e a quarta seção enfatiza a metodologia de estimação e de calibração do modelo DSGE. O quinto capítulo analisa a robustez dos diferentes modelos e o sexto analisa o mecanismo de transmissão das políticas, por meio das funções de impulso resposta. No sétimo capítulo, são comparados os regimes de dominância dos períodos pré crise e pós crise do *subprime* e da amostra completa. No último capítulo são feitas as considerações finais.

2 Revisão de literatura

2.1 Interação entre as políticas fiscal e monetária

Em seu *paper* seminal "*Some unpleasant monetarist arithmetic*", Sargent e Wallace (1981), ao estudar a interação entre as políticas, definem que um regime de dominância monetária é aquele em que a autoridade fiscal é passiva. Neste caso, o superávit primário tem uma relação direta com a estabilização da relação dívida/PIB. Desta forma, a autoridade monetária é ativa e não se preocupa em monetizar a dívida pública, ou seja, utiliza o instrumento de política (taxa de juros nominal) da maneira que julgar necessário. Em contrapartida, em um regime de dominância fiscal, tem-se como ativa a autoridade fiscal, em que a realização de um déficit primário independe da relação dívida/PIB. Assim, a passividade fica por conta da autoridade monetária, que não tem controle sobre o nível de preços da economia e gera receitas de senhoriagem para fazer frente às necessidades de financiamento do setor público.

Leeper (1991), por meio de um modelo de maximização estocástico, faz uma distinção entre políticas ativas e passivas, que dependerá da resposta das mesmas com relação à dívida pública. O autor destaca que política monetária ativa é aquela em que a autoridade monetária enfatiza o controle da inflação e não se preocupa com a trajetória da dívida pública, de tal forma que é livre para estipular sua variável de controle. A política monetária passiva é aquela em que o BCB reage conforme os choques da dívida do governo, ou seja, seu comportamento está restrito às ações da autoridade fiscal ativa.

O autor estabelece quatro regiões disjuntas em que as políticas monetária e fiscal são ativas ou passivas. A definição de qual região as políticas se encontram, dependerá dos parâmetros de sensibilidade da autoridade monetária a inflação e a sensibilidade dos impostos a trajetória da dívida pública. De forma resumida, na região I a política monetária é ativa e a fiscal passiva se $|r_\pi\beta| > 1$ e $|\beta^{-1} - \tau_b| < 1$, na região II as políticas monetária e fiscal são passivas se $|r_\pi\beta| < 1$ e $|\beta^{-1} - \tau_b| < 1$, enquanto que a região III a política monetária é passiva e a fiscal ativa caso $|r_\pi\beta| < 1$ e $|\beta^{-1} - \tau_b| > 1$ e na região IV ambas as políticas são ativas se $|r_\pi\beta| > 1$ e $|\beta^{-1} - \tau_b| > 1$. Leeper (1991) ressalta que a definição de Sargent e Wallace (1981) de dominância monetária ou fiscal é consistente com sua definição de política monetária e fiscal ativa ou passiva.

Por meio de uma abordagem linear quadrática, Woodford e Benigno (2003) propõem um tratamento integrado do problema de política fiscal e monetária ótima, para uma economia em que os preços são rígidos. Neste sentido, derivam políticas ótimas em que as autoridades fiscal e monetária devem implementá-las.

Os autores supracitados enfatizam que a política fiscal também é importante para a determinação da inflação e deve seguir o mesmo objetivo da política monetária, isto é,

estabilização da inflação e do hiato do produto. Além disso, destacam que a autoridade monetária deve levar em conta as consequências de suas ações no orçamento governamental. Neste caso, variações no nível de preços e na trajetória da taxa de juros influenciam as obrigações reais relativas ao pagamento dos juros da dívida pública.

Muscatelli *et al.* (2004), por meio de um modelo estrutural de equilíbrio geral dinâmico Novo Keynesiano, examina a interação entre as políticas monetária e fiscal para os Estados Unidos da América (EUA), considerando uma amostra que compreende o período entre 1970 e 2001.

Dois resultados são enfatizados nesse trabalho, o primeiro é que respostas sistemáticas dos instrumentos de políticas fiscal e monetária dependem da natureza dos choques que atingem a economia. O segundo é que, embora a estrutura Novo Keynesiana do modelo sugira um grau de substitutibilidade entre os dois instrumentos de política em resposta aos choques inesperados nas regras de política, os dois instrumentos têm se comportado de maneira complementar. Essa mudança é atribuída ao fato de que os choques de demanda agregada se tornaram mais predominantes, a partir de 1990, e a variância e o desvio dessas regras políticas se reduziram.

Por fim, os autores analisam os efeitos de uma regra endógena de política fiscal sobre a regra de política monetária ótima. Os autores encontram que uma política fiscal contra cíclica pode reduzir o bem estar social, caso a autoridade monetária esteja agindo de forma ótima, ao elevar a taxa de juros com o objetivo de reduzir a inflação.

Gali e Monacelli (2008) fazem uma extensão de seu modelo DSGE Novo-Keynesiano para uma pequena economia aberta (vide Gali e Monacelli (2005)) ao incluir a interação entre as políticas fiscal e monetária e utilizar um conjunto de diversos países pertencentes à União Monetária Européia (EMU). O objetivo central dos autores é analisar os choques de produtividade neste ambiente, determinando um *mix* de políticas fiscal e monetária ótimas.

Como os choques são realizados em um ambiente de moeda única, um país, por si só, não está apto a recorrer aos ajustes na taxa de câmbio nominal. Portanto, na presença de choques de produtividade, os autores defendem que, a política fiscal pode ser utilizada como uma ferramenta de estabilidade, dada a ineficiência dos termos de troca. E a autoridade monetária européia, buscaria a estabilidade do nível de preços em toda a união. Em suma, para que a autoridade monetária consiga atingir seus objetivos, é de extrema importância que a autoridade fiscal aja com responsabilidade e que seus objetivos vão além da provisão de bens públicos, de forma a atuar como uma ferramenta de estabilização.

Leeper (2011), com o intuito de analisar os efeitos da interação entre as políticas fiscal e monetária sobre a demanda agregada, utiliza um modelo DSGE novo-keynesiano,

com preços nominais rígidos e regras de reação das políticas monetária e fiscal. Tais regras de política podem variar ao longo do tempo, de acordo com uma distribuição de probabilidade conhecida. Os agentes econômicos, por sua vez, formam expectativas das políticas de acordo com esta distribuição. Além disso, o autor estima regras simples de taxa de juros e de política fiscal, em que os parâmetros são estimados por uma cadeia de Markov.

Ao simular os impactos dos gastos do governo dos EUA, sob regimes fiscais e monetários alternativos, Leeper (2011) mostra que quando a política monetária é ativa e a política fiscal é passiva, o estímulo fiscal cria uma expansão modesta no produto, aumenta a inflação e a taxa real de juros. Ademais, a dívida pública e os impostos aumentam de forma persistente. No caso em que a política monetária é passiva e a fiscal é ativa, o resultado é um aumento explosivo do produto e do consumo, além de uma elevação abrupta da inflação. Vale ressaltar que, observa-se uma rápida redução do valor real das obrigações do governo. Destarte, o autor argumenta que os impactos de um estímulo fiscal não podem ser considerados sem o estudo conjunto das políticas fiscais e monetárias.

Demirel (2012) estuda os efeitos da credibilidade monetária sobre credibilidade fiscal imperfeita, por meio de um modelo de economia fechada com governo. Os autores utilizam um modelo Novo-Keynesiano e verificou-se que maior credibilidade fiscal induz a respostas mais brandas da política monetária, em função de um choque de oferta. Além disso, ao analisar a resposta de uma melhora na capacidade de comprometimento fiscal com uma política monetária sob comprometimento, constata que a resposta é bem similar à política monetária sob discricionariedade. Neste caso, o ganho de estabilização da política monetária, sob comprometimento, desaparece conforme aumenta o comprometimento fiscal. Portanto, políticas fiscais mais críveis podem ajudar a eliminar o efeito adverso (no bem estar) da política monetária discricionária. A disciplina fiscal, por um longo período de tempo, resulta em um controle melhor da expectativa de inflação.

Um resultado que merece destaque é que, sob liderança monetária, o ganho de bem-estar, oriundo de um deslocamento de uma política monetária totalmente discricionária para uma totalmente de comprometimento decresce no grau da credibilidade fiscal. No entanto, um deslocamento de uma política fiscal totalmente discricionária para uma de total comprometimento, não tem nenhum efeito de bem-estar sob liderança fiscal.

O autor também evidencia que se a principal autoridade política é capaz de se comprometer, uma liderança monetária é mais desejável, e se o líder é totalmente discricionário, uma liderança fiscal é preferida.

Cem Çebi (2012) analisa os efeitos da interação entre as políticas fiscal e monetária, no período pós- crise *subprime*. O autor utiliza um modelo Novo-Keynesiano padrão de uma pequena economia aberta, consistindo de uma curva IS *forward-looking*, uma curva de Phillips Híbrida, regras de políticas fiscais e monetárias e uma restrição de solvência do

governo.

Como metodologia para a estimação do modelo, o autor segue os trabalhos de An e Schorfheide (2007) e Mancini-Griffoli (2007), usando técnicas de estimação Bayesiana. Ele estima o modelo considerando uma amostra que abrange o período de 2002 a 2009, utilizando cinco variáveis macroeconômicas da economia Turca, PIB real, deflator do PIB, taxa nominal de juros, razão da despesa do governo com relação ao PIB e razão dos impostos com relação ao PIB.

Os resultados da estimação mostram consistência com a literatura, apresentando evidências de que a autoridade monetária segue uma política monetária ativa no sentido de Sargent e Wallace (1981) e Leeper (1991). Dado um aumento no estoque da dívida, os impostos aumentam e as despesas são reduzidas com o intuito de estabilizar a trajetória da mesma. Isto pode ser interpretado como uma importante motivação para a condução da política fiscal na Turquia, caracterizando uma política monetária passiva, segundo Leeper (1991).

A análise do impulso resposta mostra que, dado um choque positivo de produtividade, há um aumento do nível do produto natural e uma diminuição da taxa natural de juros. Isto implica em um menor sacrifício no nível de atividade da economia turca e, assim, uma menor taxa de juros nominal. Como consequência, tem-se uma diminuição da taxa real de juros e, a partir daí, um estímulo à atividade econômica.

Esta queda na taxa nominal de juros reduz a dívida pública e a autoridade fiscal reage com uma política fiscal expansionista. Isto influencia o custo marginal das firmas, o que leva a uma queda na inflação. Vale destacar que este mesmo efeito é observado quando se efetiva um choque no produto mundial.

Analisando o choque de oferta, a inflação aumenta, aumentando a taxa de juros nominal, com o intuito de se estabilizar esse efeito. Não obstante ao aumento da taxa de juros nominal, a dívida cai, devido ao maior efeito da inflação. A fim de se estabilizar o produto e o estoque da dívida, o governo responde com uma política fiscal expansionista, aumentando gastos e diminuindo impostos, embora esses efeitos não sejam estatisticamente significativos.

Por fim, analisando um choque positivo na taxa nominal de juros e depois um choque positivo nos impostos, chega-se a conclusão de que, um aperto de política monetária gera um aperto na política fiscal. Vale destacar que o contrário também acontece. Já um choque positivo de gastos do governo é acompanhado por um aperto na política monetária e, em um segundo momento, por um aperto na política fiscal, por meio do aumento de impostos.

Em suma, verifica-se a importância da interação entre as políticas para a estabilização da economia. Mostra-se que as autoridades monetárias reagem à inflação de uma

maneira ativa, mas respondem de maneira tímida ao hiato do produto. No caso da política fiscal, os tributos e os gastos reagem às variações na dívida pública. Isto contribui para o controle da inflação, no entanto, não há evidências sobre a estabilização do hiato do produto a respeito dos efeitos destas reações fiscais.

A análise para economia brasileira, sobre a interação das políticas, pode ser verificada no trabalho de Rocha e Silva (2004) que evidenciam a característica ricardiana do regime fiscal brasileiro. Isto é, a economia brasileira passa por um regime de dominância monetária após o plano real.

Blanchard (2004) destaca a conjuntura brasileira, relativa ao segundo semestre de 2002, para analisar as relações de dominância entre as políticas fiscal e monetária. Segundo o autor, nos países em que há elevada aversão relativa ao risco e uma relação dívida PIB alta (ou grande parte dela indexada à moeda estrangeira), um aumento nos juros implica em uma desvalorização cambial, devido ao alto risco de default da dívida. Neste caso, o controle da inflação se dá com maior eficácia, por meio da política fiscal, ao invés da política monetária. Isto, porque a depreciação da moeda nacional aumenta a taxa de inflação. Sendo assim, políticas fiscal e monetária devem ser combinadas de forma a potencializar o controle da inflação.

Segundo Zoli (2005), Moreira *et al.* (2007), que utilizam a base teórica de Leeper (1991 e 2005), a economia brasileira encontra-se num regime de política fiscal ativa e política monetária passiva.

Um resultado diferente de Blanchard (2004), Zoli (2005) e Moreira *et al.* (2007) é encontrado, entretanto, por Aguiar (2007). Ela utilizou um modelo de vetor auto-regressivo (VAR) para estudar a dominância fiscal na economia brasileiro, no período entre 1999 e 2006. Segundo a autora, não foi possível identificar um processo de dominância fiscal após, 1999. Neste caso, se o Banco Central elevasse a taxa real de juros, em 2002, não haveria o efeito de desvalorização cambial, conforme destacou Blanchard (2004). Assim, a política fiscal não produziu efeitos perversos sobre a política monetária. Ademais, Aguiar (2007) mostra que o governo segue uma regra de reação fiscal com relação às variações do nível da dívida, respondendo com aperto fiscal às elevações da mesma. Isto resulta em sustentabilidade da razão dívida/PIB e na eficácia da política monetária. Vale lembrar que a autora destaca a diferença entre as regras de reação fiscal dos governos Fernando Henrique Cardoso (FHC) e Lula.

Em linha com o mesmo resultado de Aguiar (2007), e conseqüentemente, indo de encontro ao de Blanchard (2004), Gadelha e Divino (2008) analisam a existência de dominância fiscal ou dominância monetária no Brasil, considerando o período pós-Plano Real até 2005, através do teste de causalidade de Granger nos modelos de Vetor de Correção de Erros (VEC) e Auto-regressivo de Defasagens distribuídas (ADL). Os resultados sugerem que a taxa Selic Granger-*causa*, de forma unidirecional, a relação dívida/PIB, indicando a

existência de uma autoridade monetária autônoma, capaz de fixar a taxa Selic ao nível de sua escolha, expressando ganhos de credibilidade da política monetária. Desta forma, a política monetária não é afetada pela dinâmica da dívida pública, o que caracteriza um regime de dominância monetária, e não fiscal. Outro resultado em consonância com a de Aguiar (2007) diz respeito à regra de reação fiscal, em que os autores mostram que a razão superávit primário/PIB Granger-causa de forma unidirecional a relação dívida/PIB, indicando que a trajetória da relação dívida/PIB é afetada por variações nos superávits primários.

Nunes (2009) utiliza um modelo DSGE Bayesiano com uma abordagem Novo Keynesiana, de preços rígidos e concorrência monopolística, para identificar as hipóteses de políticas ativas e passivas. Neste sentido, analisa-se qual política é dominante, ou se ambas atuam de forma independente. O autor estima um modelo para diferentes períodos, sendo eles: 2000I-2003IV, 2001I- 2004IV, 2002I-2005IV, 2003I-2006IV, 2004I-2007IV e 2005I-2008IV. Os principais resultados sugerem que durante o período entre 2000 e 2002, tanto a política fiscal quanto a monetária foram ativas, atuando de forma independente na economia. No entanto, entre 2003 e 2008, a política monetária foi ativa e a fiscal foi passiva. Vale ressaltar que todos os modelos apresentados para a economia brasileira consideram uma economia fechada, sem inércia inflacionária e sem inércia na regra de reação do banco central.

Para o caso brasileiro, ainda há dificuldades de se encontrar modelos que apresentam interação entre as políticas num ambiente de economia aberta. O modelo mais completo que pode ser encontrado é o SAMBA, utilizado pelo Banco Central para análise de políticas e previsões. Este modelo combina características como rigidez salarial e de preços, persistência no hábito de consumo e custo de ajustamento de capital, firmas sujeitas à preços regulados, agentes não ricardianos, entre outros aspectos.

3 O modelo novo-keynesiano com setor externo e interação entre as políticas fiscal e monetária

Para os propósitos desta dissertação, será utilizada uma versão do modelo de Gali e Monacelli (2005, 2008). Tal modelo constitui-se de uma pequena economia aberta com governo, com interação entre as políticas fiscal e monetária e fixação de preços escalonados, proposto por Calvo. Ademais, as regras de reação fiscal e monetária possuem inércia e são baseadas nos trabalhos Kirsanova (2007) e Fragetta e Kirsanova (2010).

Modela-se a economia mundial como um contínuo de pequenas economias, representadas pelo intervalo unitário, em que as decisões de política não afetam o resto do mundo.

A título de notação, as variáveis sem o índice “i” se referem a uma pequena economia aberta doméstica, que neste caso especial, diz respeito à economia brasileira. As variáveis que apresentam o índice “i”, pertencem ao intervalo $[0,1]$, referem-se a uma economia que faz parte da economia mundial. Além disso, as variáveis com “*” correspondem à economia mundial como um todo.

A microfundamentação do modelo traz à tona os problemas das famílias, firmas e do governo. Considera-se uma família representativa, que maximiza sua função de utilidade, representada pela equação (3.1).

$$E_0 \sum_0^{\infty} \beta^t U(C_t, G_t, N_t) \quad (3.1)$$

Em que C_t é o índice de consumo composto, G_t é o gasto do governo e N_t são as horas trabalhadas. A maximização supracitada está sujeita à sequência do fluxo de restrições orçamentárias dadas por:

$$\int_0^1 P_{H,t}(j) C_{H,t}(j) dj + \iint_0^1 P_{i,t}(j) C_{i,t}(j) dj di + E_t Q_{t,t+1} D_{t+1} + T \leq D_t + (1 - \Upsilon_t) W_t N_t \quad (3.2)$$

O período de análise é representado pelo subscrito $t = 0, 1, \dots, \infty$. Neste caso, $Q_{t,t+1} = \left(\frac{1}{1+r_t}\right)$ é o fator de desconto estocástico, um período à frente e r_t é a taxa nominal de juros do período t . Os impostos *lump-sum* são descritos por T e o imposto sobre a renda (expresso em termos nominais) por Υ_t . W_t é o salário nominal, D_t é o portfólio nominal.

P_t é o índice de preços ao consumidor. $P_{H,t}(j)$ é o índice de preços do bem doméstico da variedade j e $P_{i,t}(j)$ é o índice de preços do bem importado j , do país i . Este último é expresso em moeda doméstica, para todo $i \in [0, 1]$.

A expressão (3.3) define C_t , que é o índice de consumo composto. Na primeira parcela, tem-se o índice de consumo dos bens domésticos ($C_{(H,t)}$) e, na segunda parcela, destaca-se o índice de consumo dos bens importados ($C_{(F,t)}$). A elasticidade de substituição

entre os bens domésticos e estrangeiros, do ponto de vista do consumidor doméstico, é representada por $\eta > 0$. O parâmetro $\alpha \in [0, 1]$ é o índice de abertura da economia, uma vez que, é inversamente relacionada ao grau de viés doméstico nas preferências.

$$C_t \equiv \left[(1 - \alpha)^{\frac{1}{\eta}} (C_{(H,t)})^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \alpha^{\frac{1}{\eta}} (C_{(F,t)})^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}} \quad (3.3)$$

Estes índices são funções (*Constant Elasticity of Substitution*) CES, sendo $(C_{H,t})$ expressa pela equação 3.4 e $(C_{F,t})$ pela equação 3.5. Neste caso, $j \in [0,1]$ representa a variedade dos bens, assim como $C_{i,t}$, equação 3.6, é o índice da quantidade dos bens importados do país i e consumidos pelo país doméstico. O parâmetro $\varepsilon > 1$ denota a elasticidade de substituição entre os diversos bens produzidos em qualquer país, determinando o quanto cada produto é diferente entre si. Além disso, o γ mede a elasticidade de substituição entre os bens produzidos em diferentes países.

$$C_{H,t} = \left(\int_0^1 C_{H,t}(j)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (3.4)$$

$$C_{F,t} = \left(\int_0^1 C_{i,t}^{\frac{(\gamma-1)}{\gamma}} di \right)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} \quad (3.5)$$

$$C_{i,t} = \left(\int_0^1 C_{i,t}(j)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (3.6)$$

O próximo passo é derivar a alocação ótima das famílias, com relação ao consumo do bem doméstico $(C_{H,t})$. A equação 3.7 representa esta alocação ótima, dado um certo nível de dispêndio Z_t :

$$C_{H,t} = \left(\frac{(P_{H,t}(J))}{P_{H,t}} \right)^{-\varepsilon} C_{H,t}; C_{i,t} = \left(\frac{(P_{i,t}(J))}{P_{i,t}} \right)^{-\varepsilon} C_{i,t} \quad (3.7)$$

O mesmo procedimento é feito com relação à derivação da alocação ótima dos gastos em bens importados (pelo país de origem). A equação 3.8 mostra a função de demanda, relacionada aos bens sobreditos.

$$C_{i,t} = \left(\frac{P_{i,t}}{P_{F,t}} \right)^{-\gamma} C_{F,t} \quad (3.8)$$

em que $P_{H,t} \equiv \left(\int_0^1 P_{H,t}(j)^{1-\varepsilon} dj \right)^{\frac{1}{(1-\varepsilon)}}$ é o índice de preços dos bens produzidos domesticamente, $P_{i,t} \equiv \left(\int_0^1 P_{i,t}(j)^{1-\varepsilon} dj \right)^{\frac{1}{(1-\varepsilon)}}$ é o índice de preços dos bens importados produzidos no país i e $P_{i,t} \equiv \left(\int_0^1 P_{i,t}^{1-\gamma} di \right)^{\frac{1}{(1-\gamma)}}$ é o índice de preços dos bens importados, sendo os dois últimos expressos em moeda doméstica, para todo $i \in [0, 1]$.

Integrando em j tem-se que $\int_0^1 P_{H,t}(j)C_{(H,t)}(j)dj = P_{H,t}C_{H,t}$ e $\int_0^1 P_{i,t}(j)C_{i,t}(j)dj = P_{i,t}C_{i,t}$. Integrando a última expressão em i , pode-se escrever a despesa total em bens importados como $\int_0^1 P_{i,t}C_{i,t}di = P_{(F,t)}C_{(F,t)}$.

Desta forma, para encontrar a relação entre o consumo dos bens domésticos e dos bens importados, resolve-se o problema de otimização (Lagrange), descrito pela equação 3.9. Os resultados são as alocações ótimas dos gastos em bens domésticos e bens importados, representadas pelas equações 3.10 e 3.11, respectivamente.

$$L \equiv \left[(1 - \alpha)^{\frac{1}{\eta}} (C_{H,t})^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \alpha^{\frac{1}{\eta}} (C_{F,t})^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}} - \lambda [P_{H,t}C_{H,t} + P_{F,t}C_{F,t} - P_t C_t] \quad (3.9)$$

$$C_{H,t} = (1 - \alpha) \left(\frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t \quad (3.10)$$

$$C_{F,t} = \alpha \left(\frac{P_{F,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t. \quad (3.11)$$

Considere $P_t \equiv [(1 - \alpha)(P_{H,t})^{1-\eta} + \alpha(P_{F,t})^{1-\eta}]^{\frac{1}{(1-\eta)}}$ como o índice de preços ao consumidor (IPC). Vale ressaltar que no caso particular em que $\eta = 1$, o IPC assume a forma $P_t = (P_{H,t})^{1-\alpha} + (P_{F,t})^\alpha$, e o índice de consumo a forma $P_t = \frac{1}{(1-\alpha)^{1-\alpha}\alpha^\alpha} (C_{H,t})^{1-\alpha} (C_{F,t})^\alpha$.

Quando o índice de preços dos bens domésticos e importados são iguais, o parâmetro α representa o grau de abertura da economia, ou seja, parte do consumo doméstico com destino a bens importado.

A partir das derivações anteriores, o consumo total das famílias domésticas é definido por $P_{H,t}C_{H,t} + P_{F,t}C_{F,t} = P_t C_t$. Desta forma, a restrição orçamentária das famílias pode ser representada pela equação (3.12). Vale ressaltar que este procedimento de otimização demanda que seja especificada a forma da função de utilidade. Neste sentido a equação (3.13) especifica a forma funcional, utilizada como função objetivo, no processo de maximização do problema das famílias, sujeita à restrição orçamentária (3.12).

$$P_t C_t + E_t \{ Q_{t,t+1} D_{t+1} \} + T_t \leq D_t + (1 - \Upsilon_t) W_t N_t \quad (3.12)$$

$$U(C_t, N_t, D_{t+1}, G_t) = \frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \chi \frac{G_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} \quad (3.13)$$

As condições de primeira ordem, relacionadas às variáveis D_{t+1} , N_t e G_t , são descritas pelas equações 3.14, 3.15 e 3.16.

$$1 = \beta R_t E_t \left\{ \left(\frac{C_{(t+1)}}{C_t} \right)^{-\sigma} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right\} \quad (3.14)$$

$$\frac{N_t^\varphi}{C_t^{-\sigma}} = (1 - \Upsilon_t) \frac{W_t}{P_t} \quad (3.15)$$

$$\chi G_t^{-\sigma} = 0 \quad (3.16)$$

A log-linearização das equações sobreditas resulta em:

$$c_t = E_t c_{t+1} - \frac{1}{\sigma} [r_t - E_t(\pi_t + 1) - \rho] \quad (3.17)$$

$$w_t - p_t = \varphi n_t + \sigma c_t - \Upsilon_t \quad (3.18)$$

Neste caso, (3.17) representa a equação de Euler e (3.18) a equação da oferta de trabalho, que depende do imposto sobre a renda (Υ_t).

De acordo com Gali e Monacelli (2008), a alocação ótima dos gastos do governo é dada por:

$$G_t = \left(\int_0^1 G_t(j)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (3.19)$$

O que resulta na seguinte equação de demanda do governo:

$$G_t(j) = \left(\frac{P_t(j)}{P_t} \right)^{-\varepsilon} G_t \quad (3.20)$$

Com relação ao comportamento das firmas, assume-se um contínuo de firmas i , cujo intervalo aberto é dado por $[0,1]$. Cada firma produz um bem diferente (considerando $\varepsilon > 1$), em um mercado monopolisticamente competitivo, o que lhes assegura certo poder de mercado, mas todas elas usam uma tecnologia idêntica, representada pela função de produção 3.21:

$$Y_t(i) = A_t N_t(i) \quad (3.21)$$

O nível de tecnologia é representado por A_t e a_t é o logaritmo de A_t , que segue um processo auto-regressivo AR(1) $a_t = \rho a_{(t-1)} + \varepsilon_t$

No modelo proposto por Fragetta e Kirsanova (2001), assume-se dois tipos de firmas na economia. Uma fração $(1 - \zeta)$ das firmas define seus preços conforme Calvo (1993) e a outra parcela ζ têm um comportamento *backward-looking* (regra de bolso). A existência de firmas com comportamento *backward-looking* juntamente com firmas com comportamento *forward-looking*, implica em uma Curva de Phillips Híbrida (equação

(3.22)), utilizada por Smets e Wouters (2003, 2007), Fragetta e Kirsanova (2001) e Cem Çebi (2012).

$$\bar{\pi}_{H,t} = \lambda^b \bar{\pi}_{H,t-1} + \lambda^f E_t \{\bar{\pi}_{H,t+1}\} + \kappa \bar{m}c_t + \varepsilon_t^\pi \quad (3.22)$$

$$\bar{m}c_t = (\sigma_\alpha + \varphi)(\bar{y}_t - \bar{y}_t^n) - \sigma_\alpha \bar{g}_t + \bar{\tau}_t \quad (3.23)$$

em que $\lambda^b = \frac{\zeta}{(\theta + \zeta(1 - \theta(1 - \beta)))}$, $\lambda^f = \frac{\beta\theta}{(\theta + \zeta(1 - \theta(1 - \beta)))}$ e $\kappa = \frac{((1 - \beta\theta)(1 - \theta)(1 - \zeta))}{(\theta + \zeta(1 - \theta(1 - \beta)))}$.

O $\bar{m}c_t$ é o custo marginal real e $\bar{\tau}_t = -\ln(\frac{1 - \Upsilon_t}{\Upsilon_t})$ é uma taxa de imposto log-linearizada. O choque de *mark-up* é descrito por ε_t^π e κ representa a sensibilidade da inflação doméstica com relação ao custo marginal real. λ^b e λ^f podem ser interpretados como o peso relativo da inflação passada e do valor esperado da inflação futura, que são mensurados por meio dos valores dos parâmetros ζ , β e θ . Neste caso, o primeiro parâmetro representa o grau do comportamento *backward-looking* das empresas, o segundo a taxa de desconto intertemporal e o terceiro o grau de rigidez de preços.

Destaca-se a influência negativa do gasto do governo sobre o custo marginal real das firmas. Isto decorre do efeito *crowding-out* no consumo doméstico e/ou de uma apreciação real. Dada a restrição intratemporal, ou seja, uma vez que o produto é dado, os aumentos nos gastos do governo implicam redução do consumo.

Segundo Gali (2005), o outro pilar do modelo novos-keynesiano é a curva IS intertemporal. Nesta dissertação, ela resulta da junção das curvas IS, utilizadas por Gali e Monacelli (2005, 2008). Para derivá-la, faz-se necessária a introdução de alguns conceitos que serão utilizados no decorrer do trabalho.

O primeiro passo é definir o conceito de termo de troca bilateral entre a economia doméstica e o país i como $S_{i,t} = \frac{P_{i,t}}{P_{H,t}}$. O termo de troca efetivo (equação 3.24) é a relação entre os preços dos bens do país importados $P_{(F,t)}$ e os preços dos bens nacionais $P_{H,t}$.

$$S_t = \frac{P_{F,t}}{P_{H,t}} \quad (3.24)$$

Ao escrever 3.24, de forma log-linear, tem-se:

$$s_t = p_{F,t} - p_{H,t} \quad (3.25)$$

Lança-se mão da hipótese de Paridade do Poder de Compra (PPC), o que implica que $P_{H,t} = P_{F,t}$, e do conceito acima do termo de troca efetivo (3.25), o que permite escrever

a formula do índice de preços ao Consumidor (IPC), $p_t = (1 - \alpha)p_{H,t} + \alpha p_{F,t}$, de forma log-linear como abaixo:

$$p_t = p_{(H,t)} + \alpha s_t \quad (3.26)$$

Com o objetivo de derivar uma expressão para a taxa de inflação (3.27), aplica-se o operador de diferenças na equação 3.26. Neste caso, a inflação depende da inflação doméstica, $\pi_{(H,t)} = P_{(H,t)} - P_{(H,t-1)}$, e da mudança percentual no termo de troca (ponderado pelo índice de abertura α). Segundo Gali e Monacelli (2005), esta é uma das principais diferenças entre o modelo de economia aberta e fechada.

$$\pi_t = \pi_{(H,t)} + \alpha \Delta s_t. \quad (3.27)$$

Válida a lei de um preço para os bens individuais em todo o período de tempo, para todos os bens, tem-se que $P_{i,t}(j) = \varepsilon_{i,t} P_{i,t}^i(j)$ para todo $i, j \in [0,1]$, onde $\varepsilon_{i,t}$ é a taxa de câmbio nominal bilateral, ou seja, o preço da moeda do país i em termos da moeda corrente, e $P_{i,t}^i(j)$ é o preço do bem j no país i expresso na moeda do país i . Sendo assim, $P_{i,t} = \varepsilon_{i,t} P_{i,t}^i$, uma vez que, $P_{i,t}^i \equiv (\int_0^1 P_{i,t}^i(j)^{1-\varepsilon} dj)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$. Dado que $P_{F,t} \equiv (\int_0^1 P_{i,t}^{1-\gamma} di)^{\frac{1}{1-\gamma}}$, pode-se reescrevê-lo, da seguinte maneira:

$$p_{(F,t)} = e_t + p_t^* \quad (3.28)$$

Neste caso, $e_t \equiv \int_0^1 e_{(i,t)} di$ é a taxa de câmbio nominal efetiva em log, $P_{i,t}^i \equiv \int_0^1 P_{i,t}^i(j) dj$ é o log do índice de preços domésticos para o país i expresso em termos de sua moeda, e $p_t^* \equiv \int_0^1 p_{i,t}^i di$ é o log do índice de preços mundial.

Combina-se a equação 3.28 com a equação do termo de troca para obter:

$$s_t = e_t + p_t^* - p_{H,t} \quad (3.29)$$

A taxa de câmbio bilateral real, $\Theta_{(i,t)}$, com o país i é definida como sendo a razão do IPC dos dois países expressos em moeda doméstica, portanto, $\Theta_{i,t} = \varepsilon_{i,t} \left(\frac{P_{i,t}^i}{P_t} \right)$, que integrando em i , tem-se:

$$\int_0^1 \Theta_{(i,t)} di = \int_0^1 \varepsilon_{(i,t)} \left(\frac{P_{i,t}^i}{P_t} \right) di = \frac{1}{P_t} \int_0^1 \varepsilon_{(i,t)} P_{i,t}^i di \Theta_t = \varepsilon_{(i,t)} \left(\frac{P_t^*}{P_t} \right) \quad (3.30)$$

Em sua forma logarítmica, tem-se:

$$\check{\theta}_t = e_t + p_t^* - p_t \quad (3.31)$$

Por meio da equação do termo de troca (3.29), pode-se derivar a relação deste com a taxa de câmbio real da seguinte maneira:

$$\check{\theta}_t = (1 - \alpha)s_t \quad (3.32)$$

Dada a partilha dos riscos internacionais, tem-se:

$$c_t = c_t^* + \left(\frac{(1 - \alpha)}{\sigma} \right) s_t \quad (3.33)$$

De posse do que já foi derivado até o momento, chega-se ao equilíbrio dinâmico, por meio da seguinte expressão do produto da economia:

$$Y_t(j) = C_{(H,t)}(j) + \int_0^1 C_{(H,t)}^i(j) di + G_{(H,t)}(j) \quad (3.34)$$

Disto, e por meio de manipulações algébricas, encontradas no apêndice B, chega-se à seguinte equação:

$$Y_t = \frac{1}{(1 - k_t)} (S_t^\alpha)^\eta C_t [(1 - \alpha) + \alpha \int_0^1 (S_t)^{\gamma - \eta} \Theta_{(i,t)}^{\eta - \frac{1}{\sigma}} di] \quad (3.35)$$

No caso particular onde $\sigma = \eta = \gamma = 1$, tem-se:

$$Y_t = C_t(S_t^\alpha) + G_{(H,t)} \quad (3.36)$$

A equação (3.37) decorre da equação de Euler log-linearizada e é utilizada por Gali e Monacelli (2005, 2008). A partir da equação supracitada, deriva-se a IS dinâmica, equação 3.38, que é descrita em função do hiato do produto.

$$\bar{y}_t = E_t \bar{y}_{(t+1)} - E_t \Delta g_{(t+1)} + \alpha(\ddot{\omega} - 1)(\rho_c^* - 1)\bar{c}_t^* - \frac{1}{\sigma_\alpha}(\bar{r}_t - E_t \{ \bar{\pi}_{(H,t+1)} \}) \quad (3.37)$$

em que, $\bar{y}_t = \ln\left(\frac{Y_t}{\bar{Y}_t}\right) = y_t - \hat{y}_t$, $\sigma_\alpha \equiv \frac{\sigma}{((1-\alpha)+\alpha\ddot{\omega})}$ e $\ddot{\omega} \equiv \sigma\gamma + (1 - \alpha)(\sigma\eta - 1)$.

$$\tilde{y}_t = E_t \{ \tilde{y}_{(t+1)} \} - E_t \{ \delta \tilde{g}_{(t+1)} \} - \frac{1}{\sigma_\alpha}(\tilde{r}_t - E_t \{ \tilde{\pi}_{(H,t+1)} \}), \quad (3.38)$$

em que $\tilde{y}_t = \bar{y}_t - \bar{y}_t^n$, $\tilde{r}_t = \bar{r}_t - \bar{r}_t^n$. Sendo o produto natural definido como, $\bar{y}_t^n = \frac{(1+\varphi)}{(\sigma_\alpha+\varphi)}a_t - \frac{(\sigma+\sigma_\alpha)}{(\sigma_\alpha+\varphi)}\bar{c}_t^*$ e a taxa de juros natural como, $\bar{r}_t^n = \sigma_\alpha(E_t \{ \bar{y}_{(t+1)} \}^n - \bar{y}_t^n) + \sigma_\alpha\alpha(\ddot{\omega} - 1)(\rho_c^* - 1)\bar{c}_t^*$.

De posse da Curva de Phillips e da IS dinâmica, necessita-se das regras de política para construir o sistema de equações.

A regra de política monetária, regra de Taylor, é descrita pela equação (3.39) e depende do hiato do produto, da inflação e de um componente inércia. Além disso, \bar{r}_t^n representa o nível da taxa natural de juros nominal, $\rho_r (0 \leq \rho_r \leq 1)$ é o coeficiente de suavização da taxa de juros e ε_t^r é o choque de política monetária. As sensibilidades da taxa nominal de juros com relação à inflação e ao hiato do produto são descritas pelos coeficientes r_π e r_y , respectivamente.

$$\bar{r} = \rho_r(\bar{r}_{(t-1)} - \bar{r}_{(t-1)}^n) + (1 - \rho_r)[r_\pi \bar{\pi}_{(H,t)} + r_y(\bar{y}_t - \bar{y}_t^n)] + \bar{r}_t^n + \varepsilon_t^r \quad (3.39)$$

No âmbito fiscal, adota-se funções de reação *backward-looking*, com suavização dos instrumentos. Este tipo de regra é utilizada por Muscatelli e Tirelli(2005), Favero e Monacelli (2005), Forni *et al.* (2009) e Cem Çebi (2012). As funções de reação dos gastos do governo e dos impostos são descritas por 3.40 e 3.41.

$$\bar{g}_t = \rho_g \bar{g}_{(t-1)} + (1 - \rho_g)[g_y(\bar{y}_{(t-1)} - \bar{y}_{(t-1)}^n) + g_b \bar{b}_t] + \varepsilon_t^g \quad (3.40)$$

$$\bar{\tau}_t = \rho_\tau \bar{\tau}_{(t-1)} + (1 - \rho_\tau)[\tau_y(\bar{y}(t-1) - \bar{y}_{(t-1)}^n) + \tau_b \bar{b}_t] + \varepsilon_t^\tau \quad (3.41)$$

O grau de suavização da política fiscal é representado pelos parâmetros ρ_g e ρ_τ . Destarte, os parâmetros g_y e τ_y capturam a sensibilidade dos gastos do governo e dos impostos com relação aos valores passados do hiato do produto. Os parâmetros g_b e τ_b correspondem aos coeficientes de *feedback* do estoque da dívida e ε_t^g e ε_t^τ são os choques de gastos do governo e de impostos (*i.i.d.*). Vale ressaltar que, as autoridades fiscais têm dois objetivos, estabilização do produto e da dívida pública, que dependem dos coeficientes de *feedback*. As respostas dos gasto e dos tributos a aumentos da dívida e dos valores passados do hiato do produto irão depender se tais coeficientes são positivos ou negativos.

Para fechar o modelo, define-se uma restrição de solvência do governo, que é apresentada, de forma log-linear, pela equação (3.42), conforme Kirsanova (2007) e Fragetta e Kirsanova (2010).

$$\bar{b}_{(t+1)} = \bar{r}_t + \frac{1}{\beta}[\bar{b}_t - \bar{\pi}_{(H,t)} + (1 - \beta)(\bar{\tau}_t - \bar{y}_t) + \frac{C_{EE}}{B_{EE}}(\bar{g}_t - \bar{\tau}_t)] \quad (3.42)$$

Na equação (3.42), b_t é o estoque nominal da dívida, $b_t = \ln(\frac{b_t}{P_{(H,t-1)}})$, B_{EE} é a razão da dívida com relação ao PIB, no estado estacionário, e C_{EE} é a razão do consumo com relação ao PIB, no estado estacionário. Vale destacar que a relação dívida/Pib, que será transferida para o período seguinte, depende do estoque da dívida do período anterior, da taxa básica de juros (serviço da dívida) e do superávit primário.

A s equações utilizadas na definição do sistema linear, que será resolvido com auxílio do *software Dynare (4.4.3)*, são a IS dinâmica (3.38), a curva de Phillips (3.22), a taxa natural de juros (3.43), o produto natural (3.44), o custo marginal real (3.23), a regra de juros (3.39), a regra de gastos (3.40), a regra de tributos (3.41) e a equação da dívida pública (3.42). A solução do sistema resulta na obtenção das funções políticas, o que permite analisar os efeitos dos choques fiscais, monetários e de produtividade sobre as variáveis macroeconômicas.

$$\bar{\pi}_{(H,t)} = \lambda^b \bar{\pi}_{(H,t-1)} + \lambda^f E_t \{ \bar{\pi}_{(H,t+1)} \} + \kappa \bar{m} \bar{c}_t + \varepsilon_t^\pi (3.22)$$

$$\bar{m} \bar{c}_t = (\sigma_\alpha + \varphi)(\bar{y}_t - \bar{y}_t^n) - \sigma_\alpha \bar{g}_t + \bar{\tau}_t (3.23)$$

$$\tilde{y}_t = E_t \{ \tilde{y}_{(t+1)} \} - E_t \{ \Delta \tilde{g}_{(t+1)} \} - \frac{1}{\sigma_\alpha} (\tilde{r}_t - E_t \{ \tilde{\pi}_{(H,t+1)} \} - \bar{r}_t^n) (3.38)$$

$$\bar{r} = \rho_r (\bar{r}_{(t-1)} - \bar{r}_{(t-1)}^n) + (1 - \rho_r) [r_\pi \bar{\pi}_{(H,t)} + r_y (\bar{y}_t - \bar{y}_t^n)] + \bar{r}_t^n + \varepsilon_t^r (3.39)$$

$$\bar{g}_t = \rho_g \bar{g}_{(t-1)} + (1 - \rho_g) [g_y (\bar{y}_{(t-1)} - \bar{y}_{(t-1)}^n) + g_b \bar{b}_t] + \varepsilon_t^g (3.40)$$

$$\bar{\tau}_t = \rho_\tau \bar{\tau}_{(t-1)} + (1 - \rho_\tau) [\tau_y (\bar{y}_{(t-1)} - \bar{y}_{(t-1)}^n) + \tau_b \bar{b}_t] + \varepsilon_t^\tau (3.41)$$

$$\bar{b}_{(t+1)} = \bar{r}_t + \frac{1}{\beta} [\bar{b}_t - \bar{\pi}_{(H,t)}] + (1 - \beta) (\bar{\tau}_t - \bar{y}_t) + \frac{C_{EE}}{B_{EE}} (\bar{g}_t - \bar{\tau}_t) (3.42)$$

$$\bar{r}_t^n = \sigma_\alpha (E_t \{ \bar{y}_{(t+1)} \}^n - \bar{y}_t^n) + \sigma_\alpha \alpha (\ddot{\omega} - 1) (\rho_c^* - 1) \bar{c}_t^* (3.43)$$

$$\bar{y}_t^n = \frac{(1 + \varphi)}{(\sigma_\alpha + \varphi)} a_t - \frac{(\sigma + \sigma_\alpha)}{(\sigma_\alpha + \varphi)} \bar{c}_t^* (3.44)$$

4 Estimação Bayesiana e calibração

Nesta seção, são estimados e calibrados os parâmetros dos modelos de DSGE. Dentre as diferentes metodologias de estimação e de avaliação destes modelos. An e Schorfheide (2007) destacam as técnicas de calibração, o método dos momentos generalizados, a estimação baseada no uso de total informação da amostra (*full information likelihood*), estimação Bayesiana e a estimação da distância mínima baseada na distância entre o impulso resposta do VAR e do Modelo DSGE, DSGE-VAR. Neste trabalho, foi utilizada a técnica de estimação Bayesiana para estimar o modelo DSGE log-linearizado e, com o intuito de verificar a robustez do mesmo, aplica-se a metodologia DSGE-VAR.

A escolha de tal técnica de estimação Bayesiana se dá por meio da consideração dos argumentos de diversos autores. Dentre eles, Rabanal e Rubio-Ramirez (2005) argumentam que a técnica Bayesiana estima o sistema DSGE completo, ao contrário do método GMM, que é baseado em uma relação particular de equilíbrio. Um argumento adicional destes autores é de que a abordagem Bayesiana, para pequenas amostras (que é o caso desta dissertação), apresenta um resultado melhor se comparado ao dos métodos dos momentos generalizados e da Máxima Verossimilhança. Ademais, a técnica Bayesiana permite o uso das distribuições *a priori*, as quais funcionam como ponderadores no processo de estimação das distribuições posteriores. Além disso, são utilizadas variáveis observadas, o que implica melhoria informacional no processo de estimação.

Conforme Mancini e Griffoli (2007), a inserção de *a priori* facilita o processo de identificação dos parâmetros e minimiza o problema de valores extremos, ou seja, valores de coeficientes que não retratam a realidade da economia subjacente ao modelo. Um modelo Bayesiano consiste de uma distribuição conjunta dos dados Y e dos parâmetros θ , $p(Y|\theta)$. No caso de um modelo DSGE, Y pode ser a série temporal do crescimento do PIB, da inflação e da taxa de juros. Os parâmetros estruturais do modelo são representados pelo vetor coluna θ . Pode-se fatorar a distribuição conjunta na distribuição dos dados dado os parâmetros $p(Y|\theta)$, e em uma distribuição *a priori* $p(\theta)$. A densidade $p(Y|\theta)$ está em função de θ e é chamada de função de verossimilhança. No contexto Bayesiano a função de verossimilhança é usada para atualizar as crenças *a priori*, à respeito dos parâmetros, condicionadas às informações amostrais Y .

A atualização destas crenças resulta na distribuição *a posteriori* do vetor dos parâmetros θ , descrita por $p(\theta|Y)$, vide equação (4.1). Esta, por sua vez, é vinculada à distribuição *a priori* e à função de verossimilhança, por meio do Teorema de Bayes. De acordo com o Teorema de Bayes, a distribuição condicional de θ dado Y é definida como:

$$p(\theta|Y) = \frac{p(Y|\theta)p(\theta)}{p(Y)} \quad (4.1)$$

Tal distribuição é chamada de distribuição posterior. Vale destacar que o termo no denominador da equação (4.1) é chamado de verossimilhança marginal e definido por:

$$p(Y) = \int_0^1 p(Y|\theta)p(\theta)d\theta \quad (4.2)$$

A geração de amostras posteriores possibilita que sejam feitas sequências de extrações, $\theta^i, i = 1, \dots, N$ de $p(\theta|Y)$. Estas extrações são utilizadas para estimar médias de Monte Carlo, relativas aos parâmetros. O fato destas satisfazerem a Lei Forte dos Grandes Números e o Teorema do Limite Central, implica acurácia nas aproximações. Neste sentido, é utilizado o algoritmo *Metropolis-Hastings*, que pertence à classe dos algoritmos de Monte Carlo, via Cadeia de Markov (MCMC). Vale ressaltar que maiores detalhes sobre a metodologia bayesiana são descritos no Apêndice D.

Na prática, para derivar as distribuições *a posteriori* e fazer as extrações, necessita-se estimar a função verossimilhança. Para tal, foram definidos os valores *a priori* dos parâmetros e as séries de tempo da economia brasileira. No caso desta dissertação, o conjunto de dados das variáveis macroeconômicas tem frequência trimestral e os valores *a priori* dos parâmetros são extraídos do SAMBA.

As variáveis observadas são as séries de tempo do PIB, do hiato do produto, do IPCA, do termo de troca, da razão da Dívida Bruta com relação ao PIB e da SELIC. O período de análise compreende o primeiro trimestre de 2002 e o terceiro trimestre de 2015. Portanto, são utilizadas 55 observações, que têm como fonte o sítio do IPEADATA.

O IPCA e a taxa SELIC são escolhidos, uma vez que são as variáveis utilizadas pelo BCB como meta final e meta intermediária, no modelo de metas de inflação (que teve seu início em junho de 1999). A série do Hiato do produto é obtida por meio do filtro Hodrick e Prescott (HP), após a série ter sido dessazonalizada e deflacionada. A partir daí, é feita a subtração entre a série do PIB (deflacionada e dessazonalizada) e a tendência gerada pelo filtro.

A variável que diz respeito à política fiscal, a razão da dívida bruta com relação ao PIB, foi retirada do site do Banco Central do Brasil e, posteriormente, dessazonalizada e deflacionada.

Vale destacar que todas as séries foram dessazonalizadas e transformadas em logaritmo. Isto se justifica pelo fato do modelo ter sido log-linearizado e por não apresentar ajustes sazonais. Foram utilizadas séries em primeira diferença, com o intuito de se trabalhar com as séries estacionárias, uma vez que no modelo são feitas aproximações em torno do estado estacionário. Os testes de raiz unitária se encontram no Apêndice C.

As equações 4.3, 4.4, 4.5, 4.6, 4.7 e 4.8 descrevem as primeiras diferenças das variáveis observáveis, que serão utilizadas como *input* para a estimação dos parâmetros *a*

posteriori.

$$DLPIB = PIB_t - PIB_{t-1}; \quad (4.3)$$

$$DLIPCA = Inflacao_{H,t} - Inflacao_{H,t-1}; \quad (4.4)$$

$$DLHPIB = HiatoPIB_t - HiatoPIB_{t-1}; \quad (4.5)$$

$$DLSELIC = JurosNominal_t - JurosNominal_{t-1}; \quad (4.6)$$

$$DLTOT = Termotroca_t - Termotroca_{t-1}; \quad (4.7)$$

$$DDIVB_{PIB} = debt_{t+1} - debt_t; \quad (4.8)$$

Na estimação bayesiana, desta dissertação, alguns parâmetros serão mantidos fixos. O fator de desconto intertemporal (0.989), o grau de abertura da economia, α (0.12), e os valores de estado estacionário de C_{EE} (0.62) e de B_{EE} (0.37) não serão estimados. Vale ressaltar que a tabela 1 descreve os parâmetros do modelo a serem estimados.

Exceto para os parâmetros sobreditos, foram definidos valores *a priori* e estimados valores *a posteriori*. Além disso, para a estimação dos parâmetros faz-se necessária a definição das distribuições de probabilidade *a priori*, reportadas na tabela 2.

As escolhas das distribuições de probabilidade *a priori* foram feitas conforme a literatura, ou seja, para parâmetros com suporte compacto, contidos no intervalo (0, 1), são assumidos seguir uma distribuição beta, tais como ζ , θ , ρ_a , ρ_y , ρ_g , ρ_r , ρ_τ , garantindo as condições de estacionariedade. Para aqueles que apresentam restrições no sinal, como os desvios padrões dos choques, ε_t^* , ε_t^a , ε_t^r , ε_t^π , ε_t^g , ε_t^τ e τ_y e τ_g , que são assumidos como sendo positivos, foram atribuídas distribuições gama inverso. Para os parâmetros remanescentes, foi atribuída a distribuição normal, como é o caso de g_y , g_b e sigma. Conforme Lubik e Schorfheide (2007), assume-se que todas as distribuições são independentes.

A estimação foi realizada com a ajuda do software Dynare 4.4.3, por meio do código elaborado pelo autor desta dissertação, e baseado no sistema de equações explicitado no final do capítulo anterior.

Na tabela 2, são apresentados os resultados das estimativas Bayesianas dos parâmetros do modelo com um intervalo de confiança de 90%, computado pelo algoritmo *Metropolis-Hastings* com 10^6 extrações. Esta quantidade de extrações garante a convergência da estimação, conforme pode ser visto nos gráficos de diagnósticos multivariados e univariados (vide gráficos A.1 e A.2, do Anexo A).

Tabela 1 – Parâmetros do Modelo Novo Keynesiano com setor externo e interação entre as políticas

Par.	Descrição	Natureza
α	Índice natural do grau de abertura	Calibrado
η	E.d.S. entre os produtos domésticos e estrangeiros	Calibrado
γ	E.d.S. entre os bens produzidos em diferentes países estrangeiros	Calibrado
θ	Medida de rigidez de preços	Estimado
σ	Inversão da elasticidade de substituição intertemporal no consumo	Estimado
β	Taxa de desconto	Calibrado
r_π	Medida de aversão do BC a inflação doméstico	Estimado
r_y	Medida de aversão do BC ao hiato do produto	Estimado
ρ_r	Coefficiente de suavização da taxa de juros	Estimado
ρ_a	Coefficiente de autocorrelação do choque tecnológico	Estimado
ρ_y	Coefficiente de autocorrelação do choque do produto mundial	Estimado
φ	Elasticidade da oferta de trabalho	Calibrado
ζ	Grau de <i>backwardness</i> nos preços	Estimado
ρ_g	Grau de suavização fiscal	Estimado
ρ_τ	Grau de suavização fiscal	Estimado
g_y	<i>feedback</i> dos gastos do gov. à valores passados do hiato do produto	Estimado
g_b	Coefficiente de <i>feedback</i> dos gastos ao estoque da dívida	Estimado
τ_y	Sensibilidade da taxação à valores passados do hiato do produto	Estimado
τ_b	Coefficiente de <i>feedback</i> dos impostos ao estoque da dívida	Estimado
B_{EE}	Razão da dívida com relação ao PIB no EE	Calculado
C_{EE}	Razão do consumo com relação ao PIB no EE	Calculado
κ	Sensibilidade da inflação ao Cmg-> $\frac{(1-\theta\beta)(1-\theta)(1-\zeta)}{\theta+\zeta[1-\theta(1-\beta)]}$	Fórmula
$\sigma\alpha$	$\frac{\sigma}{[(1-\alpha)+\alpha\omega]}$	Fórmula
xi	$\frac{(\sigma-\sigma\alpha)}{(\sigma\alpha+\varphi)}$	Fórmula
Γ	$\frac{(1+\varphi)}{(\sigma\alpha+\varphi)}$	Fórmula
ω	$\sigma\gamma + (1-\alpha)(\sigma\eta - 1)$	Fórmula
$\theta\zeta\beta$	$\theta + \zeta(1 - \theta(1 - \beta))$	Fórmula
λ_f	peso relativo na inflação futura -> $\frac{\theta\beta}{\theta+\zeta[1-\theta(1-\beta)]}$	Fórmula
λ_b	peso relativo na inflação passada -> $\frac{\zeta}{\theta+\zeta[1-\theta(1-\beta)]}$	Fórmula

Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software Dynare 4.4.3*

Destaca-se um maior grau de rigidez de preços (0,77 contra 0,75) e um maior grau de inércia dos gastos do governo (0,62 contra 0,50) e dos tributos (0,70 contra 0,50), ao se considerar os valores estimados com relação aos valores *a priori*. Apesar disso, a inércia da taxa básica de juros é pouco menor no modelo estimado (0,77 contra 0,79). No âmbito das regras de reação, a sensibilidade dos juros à inflação também é um pouco menor no modelo estimado. No entanto, os juros reagem bem mais ao hiato (0,70 contra 0,16).

Com relação à política monetária, deve-se ressaltar que o coeficiente de reação do BCB com relação à inflação (2,21) apresentou uma mudança marginal se comparado ao

Tabela 2 – Resultado da estimação dos parâmetros

Par.	Distribuição	Media Priori	Media Post.	Int.Conf.	D.P.
θ	beta	0.75	0.77	0.65 - 0.89	0.10
σ	norm	1.30	1.37	1.29 - 1.45	0.05
ρ_a	beta	0.91	0.81	0.74 - 0.88	0.10
ρ_y	beta	0.50	0.85	0.79 - 0.91	0.10
ρ_g	beta	0.50	0.62	0.55 - 0.70	0.10
ρ_r	beta	0.79	0.77	0.72 - 0.83	0.10
r_π	gamma	2.3	2.21	2.05 - 2.36	0.10
r_y	gamma	0.16	0.70	0.42 - 0.98	0.10
g_y	norm	0.00	0.10	-0.05 - 0.26	0.10
g_b	norm	-0.35	-0.327	-0.05 - 0.01	0.01
ρ_τ	beta	0.50	0.70	0.62 - 0.80	0.10
τ_y	invg	0.05	0.05	0.01 - 0.09	0.10
τ_b	invg	0.05	0.09	0.01 - 0.17	0.10
ζ	beta	0.70	0.56	0.42 - 0.69	0.10

Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software Dynare 4.4.3*

valor obtido no trabalho de De Castro *et al.* (2011). Este valor, recai sobre a região I do espaço de parâmetros de políticas proposto por Leeper (1991), uma vez que, $|r_\pi\beta| > 1$ e $|\beta^{-1} - \tau_b| < 1$, ou seja, $|r_\pi\beta| = 2.19$ e $|\beta^{-1} - \tau_b| = 0.91$. Tal região, indica um regime de política monetária ativa e fiscal passiva, isto é, a autoridade monetária é livre para utilizar seu instrumento de política. Neste sentido o BCB ajusta a taxa Selic, com o objetivo de estabilizar os preços, sem se preocupar com a trajetória da dívida pública. Assim, a política fiscal se comporta, de forma passiva, eleva os impostos e corta os gastos, com o intuito de estabilizar a relação Dívida/PIB. Isto equivale a dizer que existe um regime de dominância monetária, segundo Sargent e Wallace (1981).

O indicativo de dominância monetária está de acordo com aqueles encontrados por Rocha e Silva (2004), Aguiar (2007), Gadelha e Divino (2008) e Nunes (2009). No entanto, diverge dos resultados obtidos por Blanchard (2004), Zoli (2005) e Moreira *et al.* (2007).

A sensibilidade dos tributos com relação à dívida pública no modelo estimado é quase duas vezes maior do que no SAMBA (0,09 contra 0,05). No entanto, o mesmo não acontece com os gastos do governo, uma vez que os parâmetros são bem parecidos. De acordo com a composição das regras de *feedback*, e conforme esperado, um aumento da dívida gera uma reação positiva dos impostos e negativa dos gastos. Este resultado coaduna com o de Cem Çebi (2012) e indica que a estabilização da dívida é um dos principais objetivos da política fiscal no Brasil (Política fiscal passiva), o que corrobora com o resultado supracitado.

O outro resultado da estimação está descrito na tabela 3 e mostra os desvio padrão dos choques de produtividade e de política monetária, no período entre 2002 e 2015.

Tabela 3 – Desvio Padrão dos choques

Par.	Distribuição	Media Priori	Media Post.	Int.Conf.	D.P.
ε_t^c *	invg	0.25	0.23	0.29 - 0.36	0.10
ε_t^a	invg	0.25	0.64	0.61 - 0.62	0.10
ε_t^r	invg	0.25	0.53	0.49 - 0.75	0.10
ε_t^π	invg	0.25	0.60	0.54 - 0.72	0.10
ε_t^g	invg	0.25	1.04	1.09 - 1.11	0.10
ε_t^τ	invg	0.25	1.42	1.42 - 1.58	0.10

Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software Dynare 4.4.3*

5 Análise de robustez usando o modelo DSGE-VAR

Nesta seção analisa-se a capacidade dos modelos DSGE reproduzirem os dados da economia real. Mais especificamente, estuda-se o *trade-off* relativo ao uso de modelos mais completos e a perda de acuracidade dos mesmos. É importante destacar que o modelo completo, descrito na seção 3, deverá ser “*nested*”, prerrogativa necessária para que seja feita a análise do *trade-off*. Neste caso, por meio da anulação de parâmetros, parte-se de um modelo mais completo para um modelo mais simplificado. Os modelos são: i-) Modelo sem rigidez de preços, com economia fechada e sem governo, ii-) com rigidez de preços, economia fechada e sem governo, iii-) modelo com rigidez de preços, com economia aberta e sem governo, e o modelo completo, iv-) com rigidez de preços, setor externo e com governo. O apêndice E mostra os sistemas de equações utilizados para derivar as regras de decisão e gerar os dados dos modelos.

Para tal análise, utiliza-se a técnica proposta por Del Negro e Schorfheide (2004, 2006, 2009). O objetivo desta metodologia é derivar o grau de importância do uso de um modelo teórico, microfundamentado, na representação dos dados de uma economia. Os modelos de DSGE apresentam a característica de serem microfundamentados, portanto, baseados na teoria econômica. Entretanto, tal característica pode causar uma má especificação do modelo, caso produzir fortes restrições nos dados.

Del Negro e Schorfheide (2004, 2006, 2009) propõem um mecanismo que analisa o grau de especificação dos modelos DSGE. Tal mecanismo consiste da combinação do modelo VAR, que fornece um bom ajuste aos dados, com os modelos DSGE, que fornece microfundamentos teóricos. Esta abordagem ficou conhecida como *Dynamic Stochastic General Equilibrium – Vector autorregressivo* (DSGE-VAR).

A utilização de um modelo VAR, embora seja de fácil aplicação, necessita que muitos parâmetros sejam estimados. Isto pode gerar imprecisão nas estimativas e, consequentemente, nas previsões. Desta forma, os autores sugerem a utilização das informações das distribuições, *a posteriori* dos modelos DSGE bayesianos, com o intuito de reduzir os parâmetros estimados do VAR.

De maneira resumida, o procedimento se dá da seguinte forma: são dados choques no modelo DSGE e, a partir daí, são geradas 1 milhão de observações. Estas observações, utilizadas como dados artificiais, para alimentam o modelo VAR. O próximo passo é estimar um VAR com p lags, relacionando-o aos dados artificiais. Se o modelo DSGE é estacionário, então a estimação do VAR fornece uma aproximação do modelo DSGE com a propriedade que suas primeiras p autocovariâncias são equivalentes às primeiras p autocovariâncias do modelo DSGE. A inclusão de defasagens implica um volume maior de autocovariâncias, o que pode aumentar a acuracidade da aproximação do VAR com relação ao modelo DSGE.

Considera-se que, a cada procedimento de geração de dados, os parâmetros assumem valores diferentes no modelo DSGE. Dado que o espaço de parâmetros do modelo DSGE é pequeno, se comparado ao espaço de parâmetros do VAR, é definida uma função de restrição que mapeia os parâmetros do DSGE, no subespaço de parâmetros do VAR.

Desta forma, estimar o modelo DSGE é quase igual a estimar um VAR, com restrições entre as equações. Vale ressaltar que, ao invés de impor restrições, de forma definitiva no modelo VAR, permite-se alterações nos coeficientes estimados do modelo DSGE. A magnitude destas alterações é definida pelo hiperparâmetro λ . Caso o λ tenda ao infinito, as restrições são muito fortes, por outro lado, se o λ tender a zero, as restrições são completamente ignoradas na estimação dos parâmetros do VAR. Em outras palavras, quanto maior for o λ , maior será o deslocamento da distribuição posterior, no sentido do modelo DSGE. No entanto quanto menor for o λ , as restrições serão mais relaxadas, e o modelo se aproxima mais do VAR irrestrito. Valores intermediários do λ implicam modelos híbridos, ou seja, combinações entre o DSGE e o VAR.

Del Negro *et al.*(2004) utilizam a estimação do λ , como forma de avaliar modelos DSGE e a importância dos mesmos. Neste sentido, a contribuição desta dissertação reside na utilização deste método para indicar a melhor especificação para os modelos DSGE (do modelo básico ao modelo completo). Destarte, esta metodologia também dá robustez e justifica o uso de modelo teóricos, microfundamentados, na reprodução dos dados da economia brasileira, ou seja, justifica o uso dos modelos DSGE como ferramenta de análise macroeconômica.

O parâmetro λ foi estimado por meio do *software Dynare 4.4.3* e a tabela 4 mostra o crescimento do mesmo, de acordo com que foram incluídos a rigidez de preços (2,333) o setor externo (2,380) e o governo (2,41). Assim, destaca-se a importância da interação das políticas fiscal e monetária na constituição do modelo de DSGE da economia brasileira. Sendo assim, estas estimações indicam que o modelo DSGE completo é o que mais se aproxima do processo gerador de dados e, portanto, é o mais adequado para reproduzir as relações entre as variáveis.

Tabela 4 – Parâmetros de ajustamento do modelo DSGE-VAR

Modelo DSGE-VAR	λ
Modelo sem rigidez de preços, com economia fechada e sem governo	1.86
Modelo com rigidez de preços, com economia fechada e sem governo	2.33
Modelo com rigidez de preços, com setor externo e sem governo	2.38
Modelo com rigidez de preços, com setor externo e com governo	2.41

Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software Dynare 4.4.3*

Segundo Del Negro e Schorfheide (2004), quanto maior o valor do lambda, maior é o grau de importância do modelo DSGE na estimação dos dados. Desta forma, negligenciar

o uso deste modelo para analisar o comportamento das variáveis macroeconômicas da economia brasileira é uma estratégia subótima.

6 Os resultados do modelo completo

Esta seção tem como objetivo estudar as funções impulso resposta, que mostram as reações das variáveis macroeconômicas aos choques de política monetária, de política fiscal, de produtividade e do produto mundial. Conforme destacado na seção 5, o modelo mais indicado para fazer as estimações e, portanto, a análise de impulso resposta, é o modelo novo-keynesiano com rigidez de preços, com setor externo e com interação entre as políticas fiscal e monetária. Os resultados são mostrados nas figuras 1, 2, 3, 4 e 5, com destaque para a interação entre as políticas e para o mecanismo de transmissão das mesmas.

A figura 1 analisa os efeitos do impulso resposta de um choque positivo no instrumento de política monetária (taxa Selic). Os resultados mostram uma queda imediata na inflação (que inclui o preço dos importados (-1.8 p.p.)) e na inflação dos produtos domésticos (-0.1 p.p). Vale ressaltar que esta última retorna para seu estado estacionário (EE), após 7 trimestres. No caso do modelo SAMBA, esta variável retorna ao EE após 12 períodos, o que demonstra a dificuldade deste modelo em reproduzir os fatos estilizados relativos às defasagens da política monetária na economia brasileira.

A diferença entre a inflação CPI e a inflação doméstica é o termo de troca. Portanto, com o aumento da taxa nominal de juros, há uma valorização da moeda nacional e, portanto, uma maior entrada de capitais. Como o aumento da taxa de juros é maior que a queda da inflação, a taxa real de juros se aprecia (aumenta). Isto incentiva as exportações e há indicativo de melhora na balança comercial (em um primeiro momento). Assim, obtém-se uma maior oferta de reservas internacionais, apreciando, ainda mais o câmbio. Esta apreciação cambial reduz os preços dos produtos importados (em moeda nacional) e aumenta a queda da inflação. Vale destacar que, com a moeda mais valorizada, os produtos estrangeiros ficam mais baratos, o que explica uma queda maior na Inflação IPC com relação se comparada à inflação doméstica, que por sinal, responde pouco aos movimentos da taxa de juros. Isto pode ser explicado, por meio do boxe do relatório do banco central (Comportamento Recente da Inflação de Serviços), onde o mesmo relata a persistência apresentada pela inflação de serviços com relação à queda do hiato do produto.

Outro destaque do modelo são os impactos negativos da política monetária restritiva sobre o hiato do produto, sobre o PIB, sobre o consumo e sobre as horas trabalhadas. Os resultados enfatizam a não neutralidade da moeda, no curto prazo, e, portanto, os efeitos de variáveis monetárias sobre variáveis reais.

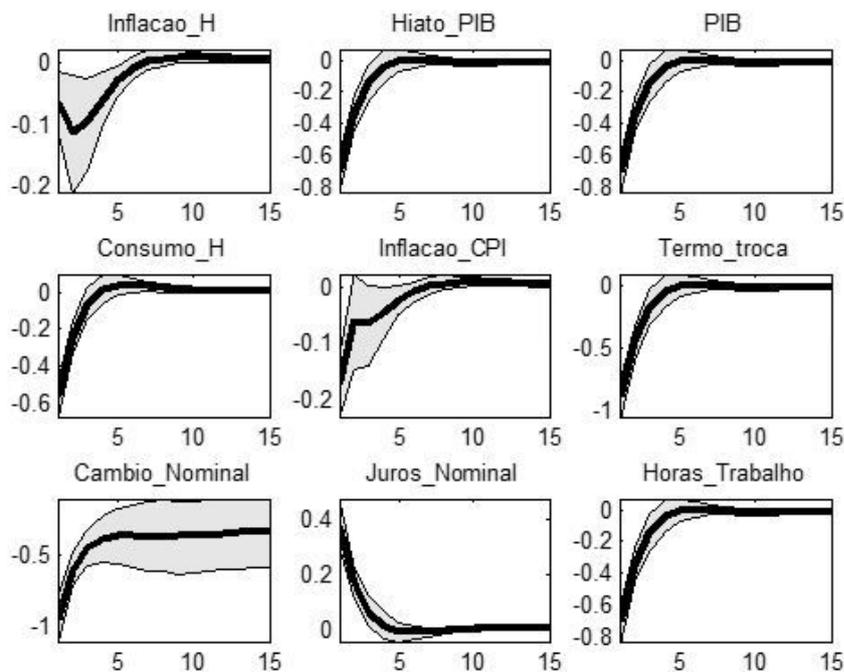
O aumento da taxa de juros nominal, as quedas do produto e da inflação geram um forte impacto na trajetória da razão da dívida com relação ao PIB (vide gráfico debt). O aumento inicial é de quase 0.5 pontos percentuais e ela atinge seu valor máximo no quinto período (aproximadamente 0.7 p.p), em que se encerram a maioria dos efeitos do choque

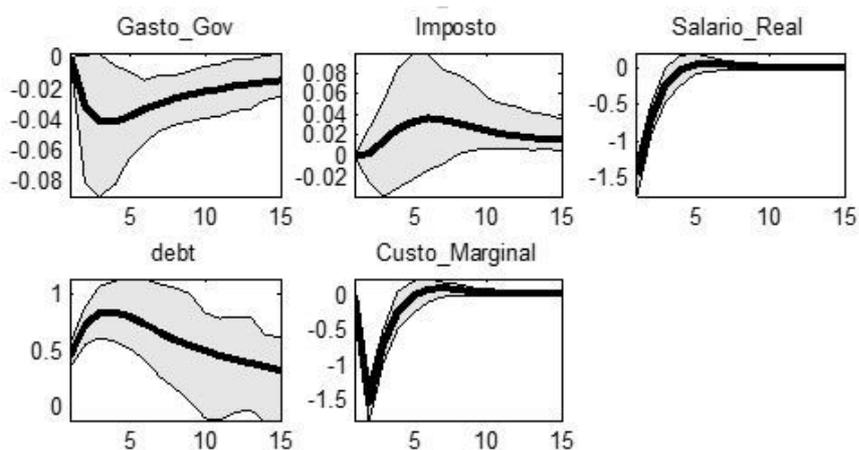
de política monetária. Para fazer frente a trajetória da dívida, verifica-se a diminuição dos gastos do governo e o aumento dos tributos, embora o último apresente uma reação menor com relação ao primeiro e uma demora maior na reação. Neste caso, a dominância do BCB enfatiza a importância da interação entre as políticas fiscal e monetária, conforme destaca Lepper (1991) e Woodford e Benigno (1998). Este resultado é encontrado em Cem Çebi (2012) e em Frassetta e Kirsanova (2010), embora neste último, o impacto sobre a dívida seja pouco significativo.

A deterioração da dívida pública, decorrente do aumento da taxa nominal de juros, é destacada por Blanchard (2004) como um limite imposto à autoridade monetária. Isto porque, a elevação na taxa de juros provoca um aumento na probabilidade de *default* da dívida, aumentando o risco de insolvência do país. Neste caso, a dívida pública torna-se menos atrativa e a taxa de câmbio se deprecia, por meio da saída de capitais. O aumento da taxa de câmbio implica pressão inflacionária e, no limite, esse movimento pode levar a um regime de dominância fiscal, conforme enfatizam por Sargent e Wallace (1981).

No que diz respeito ao *trade off* da curva de Phillips, de Mendonça (2007) destaca que a perda de credibilidade monetária exige mudanças mais robustas na taxa de juros, o que aumenta o serviço da dívida e reforça sua trajetória de alta. Portanto, o box *debt*, da figura 1, reforça que quanto maior a credibilidade monetária do BCB, menor será o esforço fiscal de curto prazo e maior será a velocidade de convergência da dívida pública brasileira.

Figura 1 – Efeitos de Impulso/Resposta do Choque de Política Monetária: Modelo Novo-Keynesiano com setor externo e interação de políticas





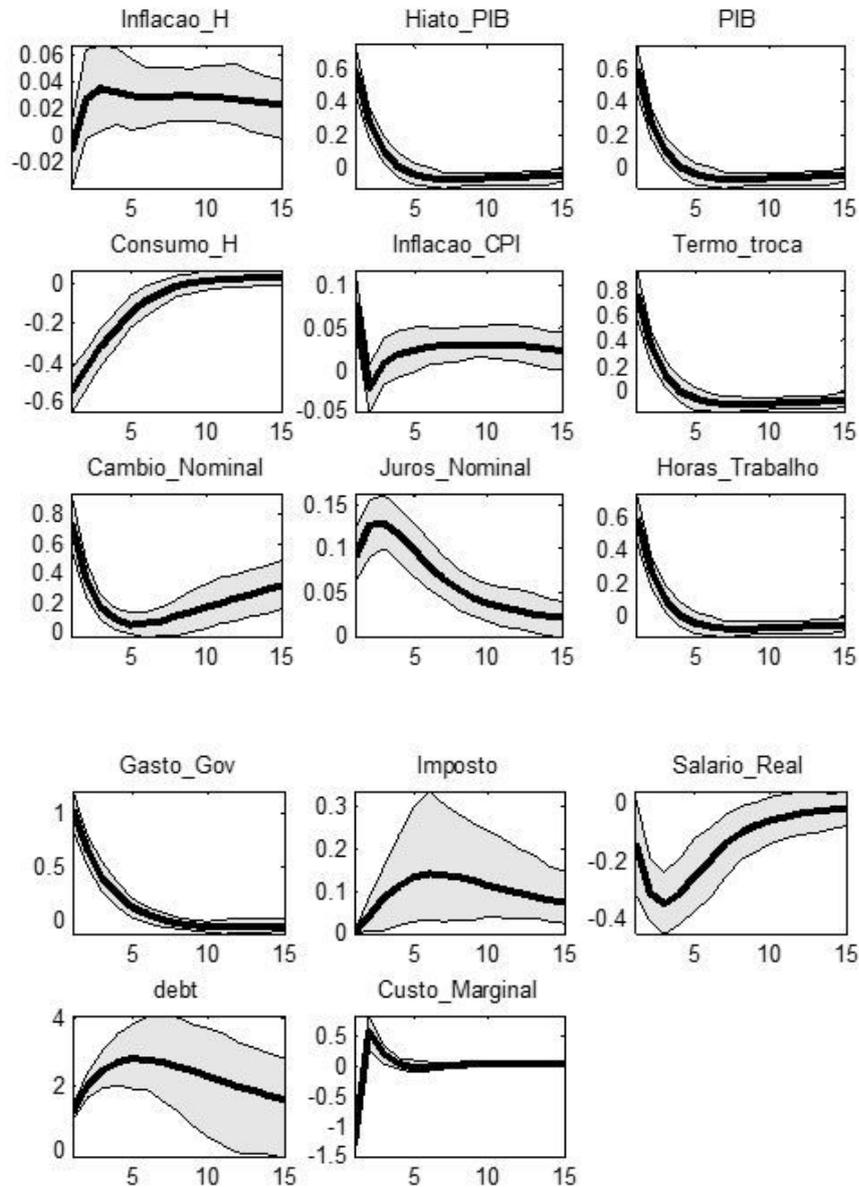
Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software Dynare 4.4.3*

Os outros choques que chamam atenção são aqueles relacionados à política fiscal. Os efeitos dos choques de gastos do governo, descritos na figura 2, registram uma maior persistência se comparados aos resultados do SAMBA (retorna em 10 períodos). Se a análise for feita sob a ótica das contas primárias, o coeficiente de suavização dos impostos é maior do que o dos gastos, o que causa um déficit primário e, assim, um aumento da dívida pública (em um primeiro momento). Este aumento se perpetua, por 6 trimestres e converge para o EE em 30 períodos.

O efeito da interação entre política fiscal e monetária se destaca, novamente. A persistência do déficit primário produz um aumento no hiato do produto (vide IS dinâmica) e, a partir daí, um aumento da inflação (vide curva de Phillips). A função de reação do BCB, sob o regime de dominância monetária, aumenta a taxa básica de juros e, desta forma, eleva o serviço da dívida. Este componente de interação entre as políticas, agrava, ainda mais, a trajetória de alta (curto prazo) e o processo de convergência da relação Dívida/PIB. Neste caso, potencializa-se o risco de redução da reputação fiscal e, conforme destaca de Mendonça e Tostes (2015), a perda da credibilidade fiscal dificulta o processo de rolagem e de sustentabilidade da dívida, uma vez que influencia os prazos e o prêmio de risco.

Vale ressaltar que, conforme o choque de gastos perde força e o aumento dos impostos se intensifica, a dívida começa a reverter sua trajetória, até retornar ao seu estado estacionário. O círculo virtuoso de redução do hiato do produto, da inflação e taxa de juros se efetiva e corrobora a convergência da dívida.

Figura 2 – Efeitos de Impulso/Resposta do Choque de Gastos: Modelo Novo-Keynesiano com setor externo e interação de políticas



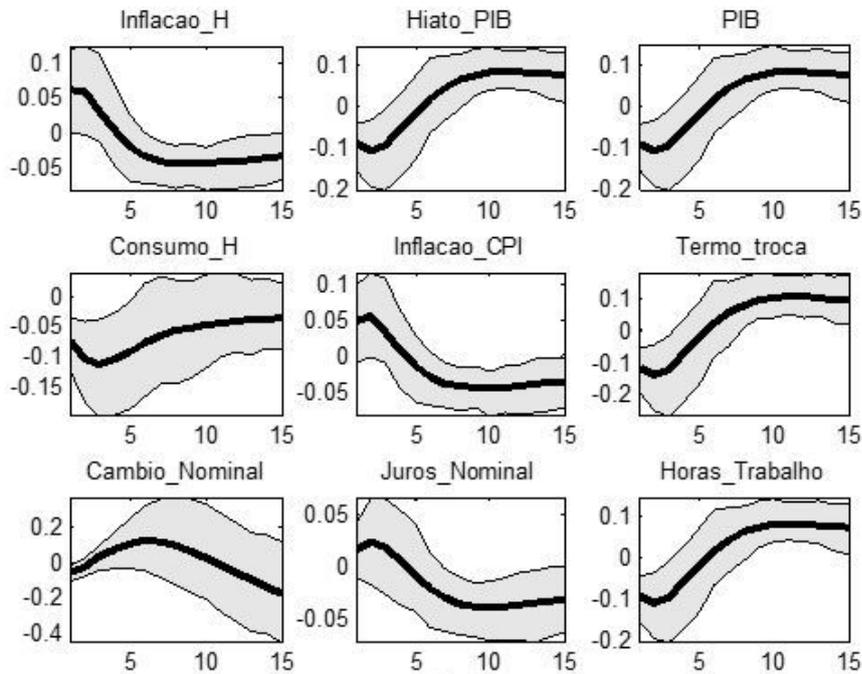
Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software Dynare 4.4.3*

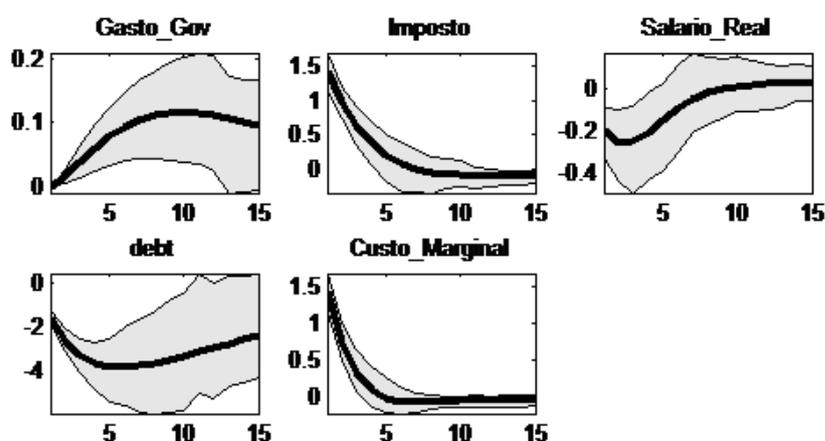
Com relação ao choque de impostos, as funções de impulso resposta seguem o que é encontrado na literatura. A Figura 3 mostra que um aumento nos impostos gera uma queda no hiato do produto (durante 2 períodos). Esta queda é maior que o aumento instantâneo da inflação. A causa deste aumento está relacionada à elevação do custo marginal real das empresas. Após os 2 períodos de aumento, a inflação começa a cair e esse efeito perdura 25 períodos. Esta queda é intensificada pela queda no consumo das famílias, e pela reação da autoridade monetária em aumentar a taxa nominal de juros, decorrente do aumento da inflação ser maior que a queda do hiato.

Não obstante, verifica-se um aumento do produto, imediatamente após o quarto período. Como há uma deterioração da taxa de câmbio nominal e no termo de troca, há um aumento no produto decorrente da elevação da balança comercial. Vale ressaltar que o PIB aumenta até o instante em que a taxa de câmbio e o termo de troca retornam aos seus valores de estado estacionário. Isto acontece no período de queda do consumo interno, o que sugere ser a balança comercial a responsável pelo crescimento do PIB.

Com relação à dívida, verifica-se uma queda brusca na mesma, o que permite, por sua vez, um aumento dos gastos do governo. Esse movimento de queda tem seu maior impacto no sexto período e volta ao EE após 20 períodos.

Figura 3 – Efeitos de Impulso/Resposta do Choque de Imposto: Modelo Novo-Keynesiano com setor externo e interação de políticas



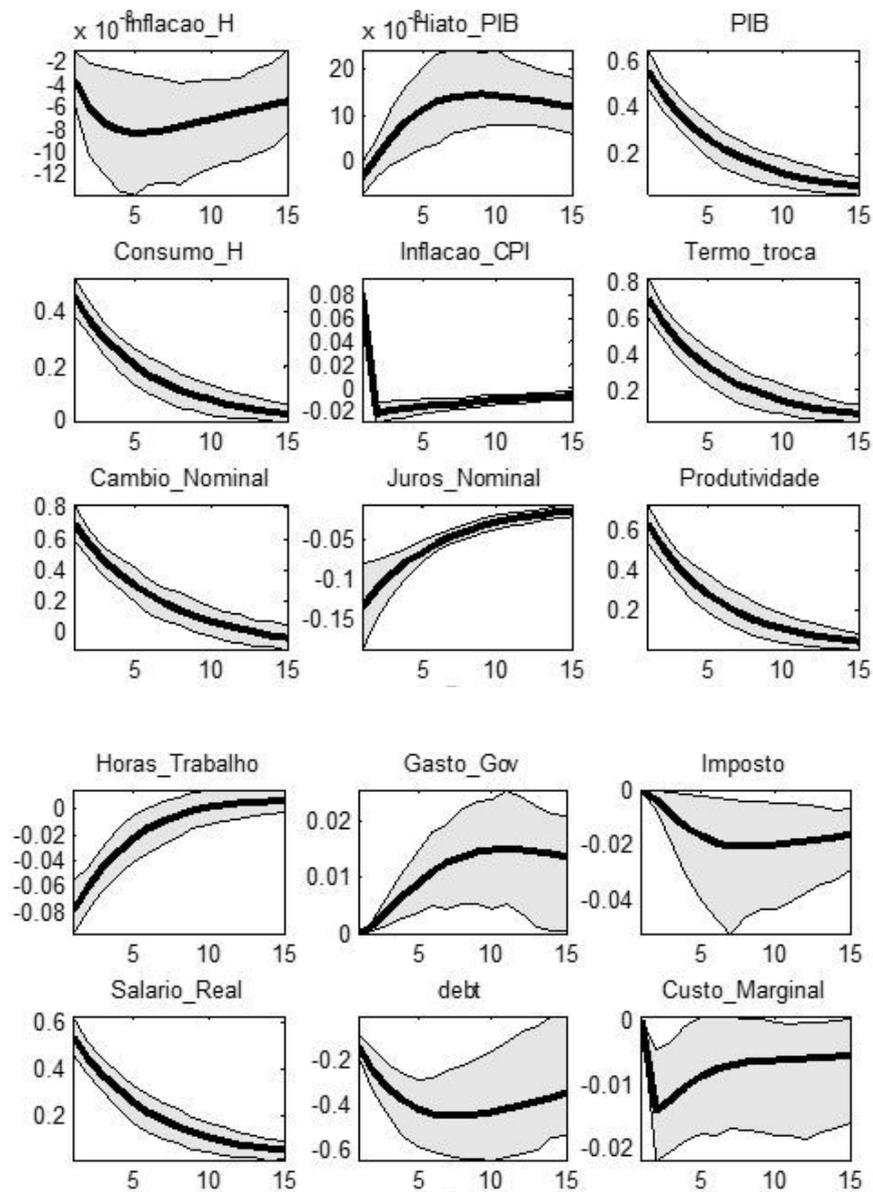


Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software Dynare 4.4.3*

Quanto ao choque de produtividade, seus efeitos desaparecem entre 10 e 15 períodos, como exceção ao hiato do produto. A Figura (4) mostra que o choque de produtividade eleva o PIB, juntamente com o PIB natural, causando impacto muito pequeno no hiato do produto, que por consequência, causa pouco efeito na inflação. Não obstante, uma queda na taxa de juros natural, permite provoca uma queda na taxa nominal de juros. Isto implica elevação do consumo doméstico e da importação, juntamente com um aumento da taxa de câmbio nominal.

Outro fato que merece destaque é a redução da dívida pública com relação ao PIB, devido à queda na taxa de juros nominal, o que permite uma expansão dos gastos públicos e uma redução dos impostos, até o ponto em que a dívida retorne ao seu estado estacionário (depois de mais de quinze períodos). Vale lembrar o efeito direto do aumento do PIB na redução da relação supracitada. Desta forma, a combinação entre aumento da produtividade e elevação das credibilidades fiscal e monetária gera um efeito benéfico para o gerenciamento da relação Dívida/PIB.

Figura 4 – Efeitos de Impulso/Resposta do Choque de Produtividade: Modelo Novo-Keynesiano com setor externo e interação de políticas

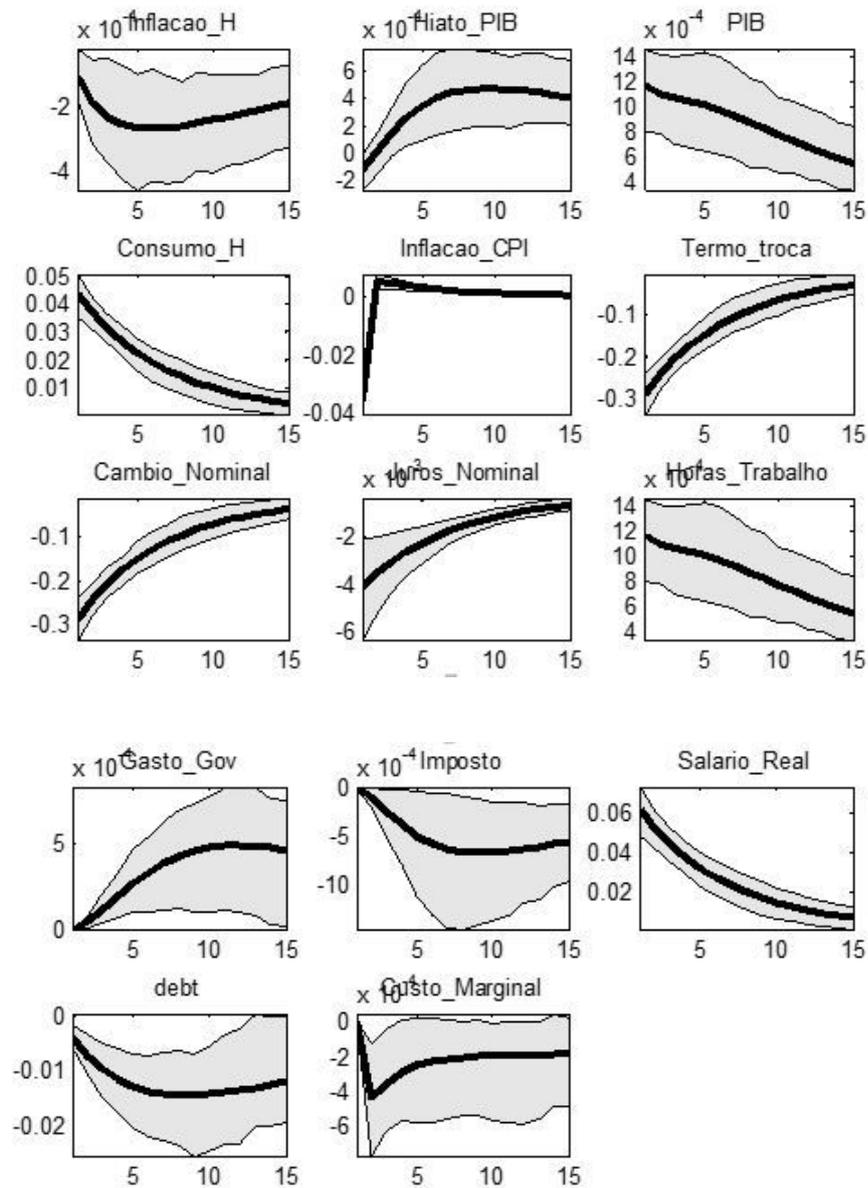


Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software Dynare 4.4.3*

As funções de impulso resposta relativas ao choque no produto mundial estão disposta na Figura (5). Elas enfatizam o pequeno efeito destes choques sobre o hiato do produto e sobre a inflação. Em contrapartida, pode-se perceber uma queda da taxa de câmbio nominal, decorrente da maior entrada de reservas, e um aumento do salário real. Isto, por sua vez, que provoca pequeno um aumento do consumo doméstico.

A pouca influência do produto mundial, na economia brasileira, pode ser explicada pelo baixo grau de abertura da economia, capturado pelo parâmetro α . Vale ressaltar que, a maioria das variáveis retornam em 15 períodos para seus valores de EE.

Figura 5 – Efeitos de Impulso/Resposta do Choque no produto mundial: Modelo Novo-Keynesiano com setor externo e interação de políticas



Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software Dynare 4.4.3*

A estimação do modelo DSGE-VAR possibilitou derivar o parâmetro de ajustamento do modelo DSGE aos dados reais (λ). Este parâmetro foi utilizado, na seção 5, para justificar o uso deste modelo como ferramenta de análise macroeconômica. A estimação do modelo DSGE-VAR foi feita com as variáveis em primeira diferença, uma vez que algumas variáveis apresentaram raiz unitária.

A estimação DSGE-VAR tem como objetivo utilizar as informações do modelo DSGE como *input*. Uma vez que o valor do parâmetro λ (2,41) não apresentou valores extremos, justifica-se uma combinação entre os modelos VAR e DSGE para derivar as

funções impulso/resposta.

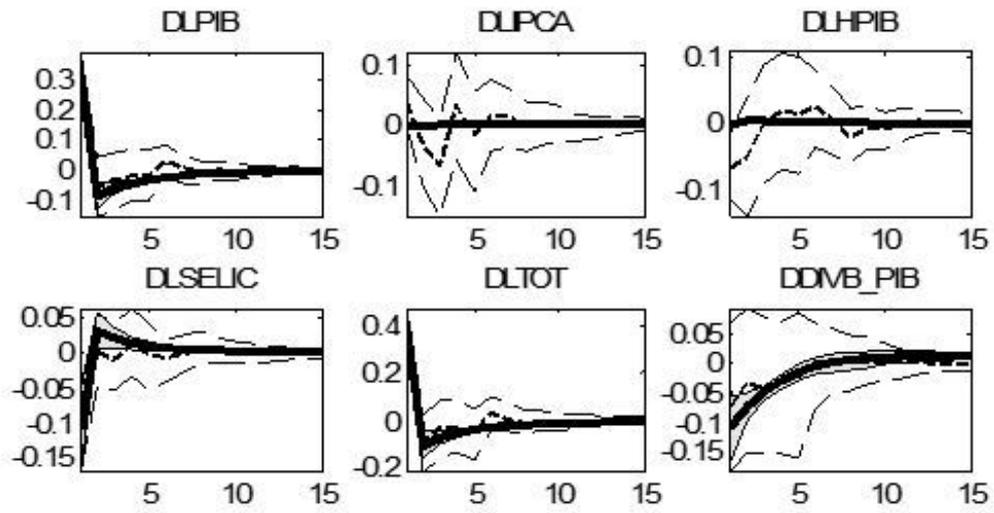
A estimação do modelo DSGE-VAR foi feita no *software Dynare 4.4.3* e, neste caso, utilizou-se um VAR com quatro defasagens (default). As Figuras 6, 7, 8 e 9 mostram as funções de impulso-resposta do modelo DSGE e do modelo VAR. A linha pontilhada grossa é a média da função de impulso resposta do modelo DSGE-VAR, as linhas finas pontilhadas são o primeiro e o quinto decil das funções do DSGE-VAR. Além disso, a linha grossa sólida representa a função de impulso resposta da média posterior do modelo DSGE, enquanto que a área sombreada representa o primeiro e o quinto decil das funções de impulso resposta do modelo DSGE.

De maneira geral, as funções de impulso resposta são parecidas nos dois modelos, embora, no DSGE-VAR as bandas de limite inferior e superior sejam maiores. Um resultado que chama atenção é a diferença nos movimentos de curto prazo entre os dois modelos reação dos modelos. No modelo DSGE as variáveis reagem menos aos choques (início da análise), se comparado ao modelo DSGE-VAR. Este é um resultado esperado, uma vez que os modelos VAR se notabilizam pela habilidade de reproduzir, com maior acuracidade, os movimentos contemporâneos das variáveis.

Os resultados do choque de produtividade são descritos na Figura 6 e os efeitos do modelo DSGE-VAR (sobre o hiato do produto, IPCA e dívida) suplantaram os efeitos do modelo DSGE. Com relação ao choque de política monetária, as respostas ao impulso são bem parecidas, com as variáveis retornando ao estado estacionário em aproximadamente 5 períodos.

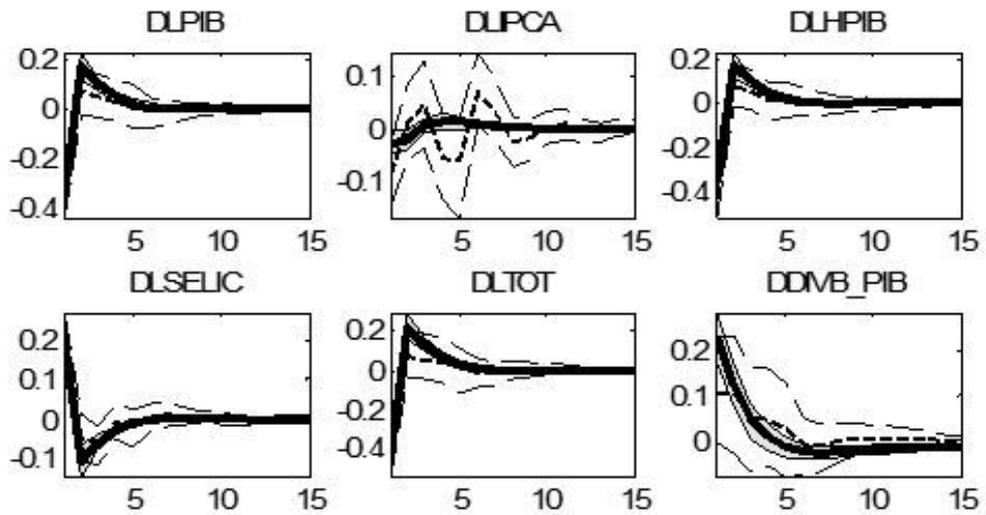
O choque nos gastos do governo resulta em trajetórias diferentes da relação dívida PIB. Embora ambos apresentem um aumento da trajetória, no modelo DSGE o aumento é maior do que o verificado no VAR. Os choques de imposto e de produto mundial são bem parecidos nos dois modelos.

Figura 6 – Choque de produtividade



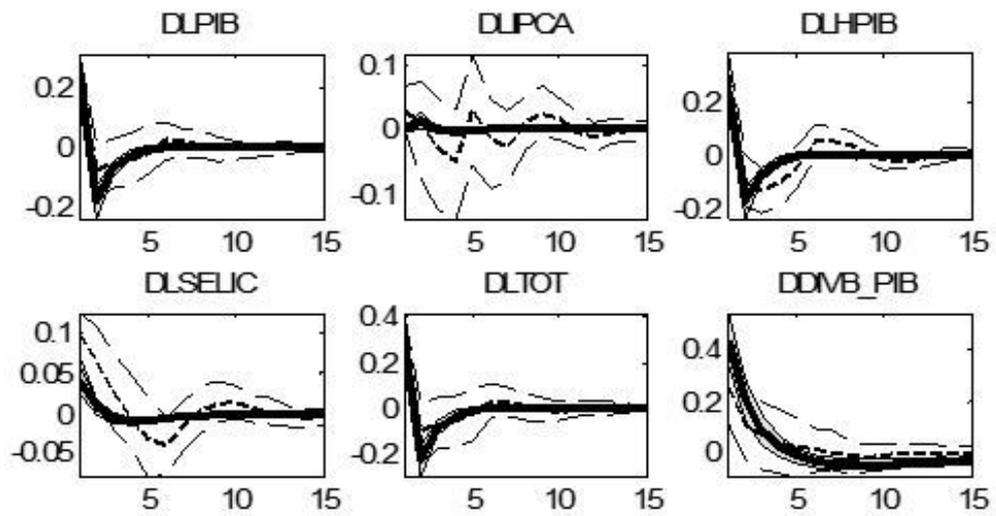
Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software Dynare 4.4.3*

Figura 7 – Choque de política monetária



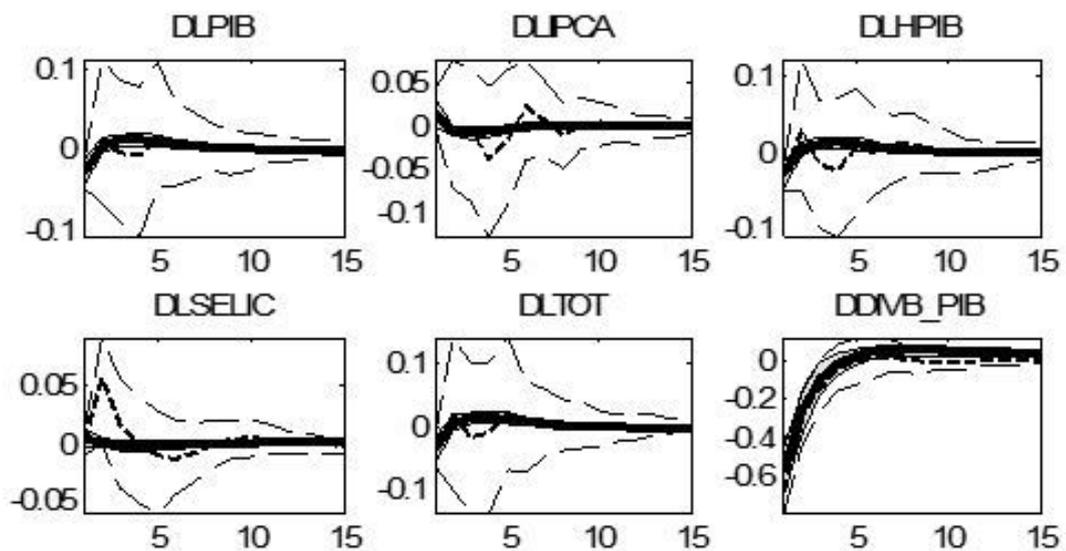
Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software Dynare 4.4.3*

Figura 8 – Choque de gastos



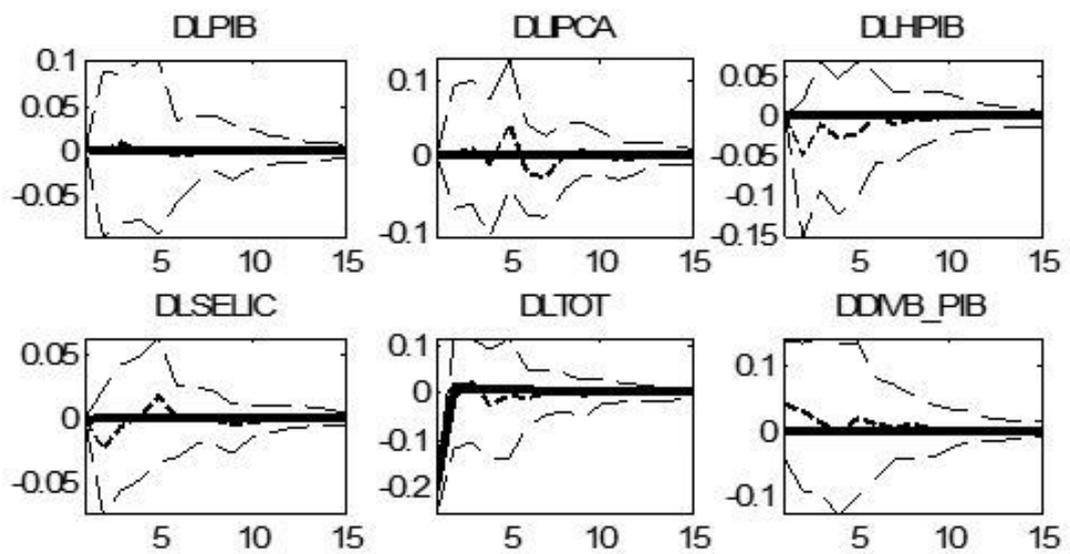
Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software Dynare 4.4.3*

Figura 9 – Choque de tributos



Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software Dynare 4.4.3*

Figura 10 – Choque de produto mundial



Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software Dynare 4.4.3*

7 Regime de dominância: Uma comparação entre o período pré e o pós-*subprime*

Na seção 6, foi mostrado que, ao considerar o período amostral do primeiro trimestre de 2002 até o terceiro trimestre de 2015, a economia brasileira foi regida por um regime de autoridade monetária ativa e fiscal passiva, nos moldes de Leeper (1991). Entretanto, dúvidas a respeito da continuidade deste regime começam a surgir no Brasil. Para verificar se o Brasil ainda é regido por um modelo de dominância monetária, utiliza-se a mesma metodologia da seção 4. Neste caso, faz-se uma estimação dos parâmetros, restrita ao primeiro trimestre de 2012 até o terceiro trimestre de 2009 e o primeiro trimestre de 2010 até o terceiro trimestre de 2015. Estes períodos são, respectivamente, o período pré crise do *subprime* e pós crise do *subprime*. Vale destacar que, apesar do tamanho da amostra ser diferente do modelo anterior, os testes de convergência garantem a robustez da estimação (vide gráficos A.6 do Anexo A).

As tabelas 5 e 6 mostram os resultados das estimações dos três períodos, período total da amostra, período pré crise do *subprime* e o período pós crise do *subprime*. Verifica-se pouca diferença entre as medidas de reação do BCB à inflação ao se comparar os três períodos. No período cheio o valor é de 2.21, enquanto que no período pré é 2.22 e no período pós é 2.24.

O percentual de firmas que ajustam seus preços de maneira *backward-looking* é significativo em ambos os períodos. No período pré crise, 61% das firmas reajustam seus preços de forma adaptativa. Este número sobe para 62%, o que pode indicar uma perda de credibilidade do BCB no período pós *subprime*. Assim, pelo fato das firmas estarem agindo de forma *backward-looking*, evidencia-se o baixo poder do BCB em ancorar as expectativas inflacionárias dos agentes econômicos.

A tabela 5 destaca as médias *a posteriori* dos choques. Vale destacar que, o choque de inflação (de custos) foi maior no período pós crise (0.72) do que no período pré crise (0.54). Como consequência, o choque de política monetária foi maior no pós crise (0.75), se comparado ao período anterior a crise (0.5). Isto mostra que o BCB continua reagindo no período pós crise à choques de inflação, de maneira semelhante ao período anterior. Isto dá evidências de que, embora o grau de reação do BCB à inflação seja parecido nos dois períodos, o instrumento foi mais utilizado no pós crise, uma vez que, um choque inflacionário maior foi verificado.

Um resultado que se relaciona com o resultado anterior é a diferença entre os valores dos parâmetros de suavização dos juros. O parâmetro de inércia é maior no período pré (0.77 contra 0.67), em virtude de uma menor choque de inflação no primeiro período, de forma a não exigir muitas variações na taxa básica de juros. Revela um período de certa estabilidade da política monetária.

Com relação à aversão do BCB ao hiato do produto, tem-se uma maior sensibilidade no período pré crise, 0.70, enquanto que no período posterior a crise o valor é de 0.5.

No âmbito fiscal o período pós crise do *subprime* apresenta um maior choque nos gastos (1.09) se comparado com o período pré crise (1.11). O mesmo acontece com o choque nos tributos (1.43 contra 1.58), uma vez que, os gastos necessitam ter uma fonte de financiamento. É um indicativo de uma utilização mais intensa dos instrumentos fiscais se comparado ao período pré crise e, portanto, uma maior participação do Tesouro Nacional na execução da política econômica brasileira. Evidencia-se aqui uma possível política pró-cíclica, com o intuito de amenizar o impacto da crise no hiato do produto.

O fato das variâncias dos choques de política fiscal serem mais elevadas, se reflete no parâmetro de suavização dos gastos, que é maior no período pré crise (0.54 contra 0.53). No caso do parâmetro de suavização dos tributos, o valor do período anterior a crise também é maior que o valor do período posterior (0.64 contra 0.59). Os resultados mostram uma maior frequência na utilização dos instrumentos tanto de política fiscal quanto de monetária no período pós crise. Entretanto, estas duas políticas estão agindo em sentidos contrários, dado que, para se prevenir dos efeitos da crise, queda produto, o governo expande seus gastos, o que gera pressões inflacionária e este aumento da inflação é acompanhado por uma política monetária restritiva, que reduz o produto. Este pode ser o motivo pelo qual os níveis de preços se tornaram mais rígidos. Tem-se portanto, um maior nível de gastos, de taxa de juros e uma inflação que não cede. As funções de Impulso-resposta podem ser encontradas no Anexo A, seção A.5.

No tocante ao regime de dominância que rege a economia no período pós crise, não foi possível encontrar evidências de que se tenha migrado para um período de dominância fiscal, isto porque, o parâmetro de sensibilidade dos juros à inflação pouco se modificou. Entretanto o parâmetro de sensibilidade dos tributos à dívida pública reduziu quase pela metade (0.1056; 0.0608), e está se aproximando do que Leeper (1991) considera um ambiente de política fiscal ativa, uma vez que, $|\beta^{-1} - \tau_b| = 0.95$, portanto, se aproximando de 1. Desta forma, observa-se uma migração da economia brasileira de um período de dominância monetária, em que a política monetária é ativa e a fiscal é passiva, para um período em que, tanto a política monetária quanto a política fiscal são ativas. Novamente, tem-se as duas política agindo de forma contrária. E de acordo com o encontrado por Muscatelli *et al* (2004) uma política fiscal contra cíclica pode reduzir o bem estar social, caso a autoridade monetária esteja agindo de forma ótima, ao elevar a taxa de juros com o objetivo de reduzir a inflação.

Tabela 5 – Resultado da estimação dos parâmetros - Pré-*subprime*

Par.	Total	Pré	Pós
θ	0.77	0.73	0.75
Σ	1.37	1.35	1.34
ρ_a	0.81	0.74	0.95
ρ_y	0.85	0.50	0.80
ρ_g	0.62	0.54	0.53
ρ_r	0.77	0.76	0.67
r_π	2.21	2.22	2.24
r_y	0.70	0.70	0.47
g_y	0.10	0.12	0.05
g_b	-0.03	-0.03	-0.03
ρ_τ	0.70	0.63	0.59
τ_y	0.05	0.05	0.05
τ_b	0.09	0.10	0.06
ζ	0.56	0.61	0.62

Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software Dynare 4.4.3*

Tabela 6 – Desvio Padrão dos choques

Par.	Total	Pré	Pós
ε_t^c*	0.23	0.29	0.36
ε_t^a	0.64	0.62	0.32
ε_t^r	0.53	0.50	0.75
ε_t^π	0.60	0.53	0.72
ε_t^g	1.04	1.09	1.11
ε_t^τ	1.42	1.43	1.58

Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software Dynare 4.4.3*

8 CONCLUSÃO

A análise realizada por meio dos coeficientes estimados de um modelo DSGE Bayesiano, com setor externo e interação entre as políticas fiscal e monetária indica um regime de política monetária ativa e fiscal passiva, o que permite o BCB ajustar a taxa Selic, com o objetivo de estabilizar os preços, sem se preocupar com a trajetória da dívida pública. Equivalente a dizer que existe um regime de dominância monetária, segundo Sargent e Wallace (1981) e Leeper (1991). Além disso, há indícios de que a estabilização da dívida é um dos principais objetivos da política fiscal no Brasil (Política fiscal passiva), o que corrobora com o resultado supracitado.

Este resultado está de acordo com aqueles encontrados por Rocha e Silva (2004), Aguiar (2007), Gadelha e Divino (2008) e Nunes (2009), e diverge dos resultados obtidos por Blanchard (2004), Zoli (2005) e Moreira *et al.* (2007).

A robustez do modelo, vis-à-vis modelos mais básicos, é verificada pela metodologia DSGE-VAR, uma vez que seu parâmetro λ é o mais alto dentre os demais. Esta análise configura uma contribuição importante para a literatura pois, destaca a importância da interação das políticas fiscal e monetária na constituição do modelo de DSGE da economia brasileira.

Vale destacar também a comparação feita entre os períodos pré crise e pós crise do *subprime*. Não obstante a pouca diferença entre as medidas de reação do BCB à inflação, verificou-se um percentual alto de firmas que ajustam seus preços de maneira *backward-looking* nos dois períodos, (61% e 62%) o que pode indicar uma perda de credibilidade e eficácia do BCB, dado que, o mesmo não consegue ancorar as expectativas inflacionárias dos agentes.

Outro resultado encontrado nesta análise mostra que no âmbito fiscal o período pós crise apresenta um maior choque nos gastos (1.11) e tributos (1.58), o que indica uma utilização mais intensa do Tesouro Nacional na execução da política econômica brasileira, com característica pró-cíclica. Esta política fiscal expansionista mais ativa, vem acompanhada de uma política monetária mais restritiva. O que faz com que uma política acabe por prejudicar a outra. Desta forma, por meio da análise de dominância, embora não seja possível rejeitar a hipótese de dominância monetária, verifica-se que a economia brasileira pode estar passando por um período de migração, em que antes se tinha uma política monetária ativa e uma política fiscal ativa (dominância monetária) para um ambiente em que tanto a política fiscal quanto a política monetária são ativas.

O fato de estas duas políticas estarem agindo de forma contrária, isto é, uma política fiscal expansionista com uma política monetária restritiva, geram efeitos nocivos no bem estar social, conforme salientado por Muscatelli *et al.*(2004). Destaca-se também que as funções de impulso resposta do modelo completo estão em linha com a literatura

nacional e internacional (Vide, Gali (2007), Fragetta e Kirsanova (2010), Cem Çebi (2012), De Castro *et al.* (2011), entre outros).

REFERÊNCIAS

- [1] AGUIAR, Marianne Thamm de. Dominância fiscal e a regra de reação fiscal: uma análise empírica para o Brasil. 2007. Tese de Doutorado. Universidade de São Paulo.
- [2] AN, Sungbae; SCHORFHEIDE, Frank. Bayesian analysis of *DSGE* models. *Econometric reviews*, v. 26, n. 2-4, p. 113-172, 2007.
- [3] ARAUJO, Maria, BUGARIN, M., MUINHOS, M. e SILVA, J. (2006). 1. The effect of adverse supply shocks on monetary policy and output. Central Bank of Brazil, Research Department, 2006.
- [4] AREOSA, Waldir Dutra; MEDEIROS, Marcelo. Inflation Dynamics in Brazil: The Case of a Small Open Economy. *Brazilian Review of Econometrics*, v.27, n. 1,p. 131-166, 2007.
- [5] BARRO, Robert J.; GORDON, David B. Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy. *Journal of monetary economics*, v. 12, n. 1, p. 101-121, 1983.
- [6] BENIGNO, Pierpaolo; WOODFORD, Michael. Optimal monetary and fiscal policy: A linear-quadratic approach. In: *NBER Macroeconomics Annual 2003, Volume 18*. The MIT Press, 2004. p. 271-364.
- [7] BLANCHARD, Olivier. Fiscal dominance and inflation targeting: lessons from Brazil. National Bureau of Economic Research, 2004.
- [8] CALVO, Guillermo A. Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of monetary Economics*, v. 12, n. 3, p. 383-398, 1983.
- [9] CAMPOS, C. F. S.; NAKANE, M. I. Phillips curve and the effects of nominal shocks in open economies: The role of price setting. Mimeo, 2003.
- [10] CARNEIRO, Dionísio Dias e DUARTE, P.G.. Inércia de juros e regras de Taylor: explorando as funções de resposta a impulso em um modelo de equilíbrio geral com parâmetros estilizados para o Brasil. In: *Anais do XXIX Encontro Nacional de Economia [Proceedings of the 29th Brazilian Economics Meeting]*. ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pósgraduação em Economia [Brazilian Association of Graduate Programs in Economics], 2001.
- [11] CARVALHO, F. A.; VALLI, M. An estimated *DSGE* model with government investment and primary surplus rule: The Brazilian case. 32º. Encontro da Sociedade Brasileira de Econometria–SBE, 2010.
- [12] DE CASTRO, Marcos R., GOUVEA, S. N., MINELLA, A., SANTOS, R., e SOUZA-SOBRINHO, N. F. (2011). SAMBA: Stochastic analytical model with a bayesian approach. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 99, n. 99, 2011.
- [13] ÇEBİ, Cem. The interaction between monetary and fiscal policies in Turkey: An estimated new keynesian *DSGE* model. *Economic Modelling*, v. 29, n. 4, p. 1258-1267, 2012.
- [14] CHRISTIANO, Lawrence J.; EICHENBAUM, Martin; EVANS, Charles L. Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. *Journal of political Economy*, v. 113, n. 1, p. 1-45, 2005.

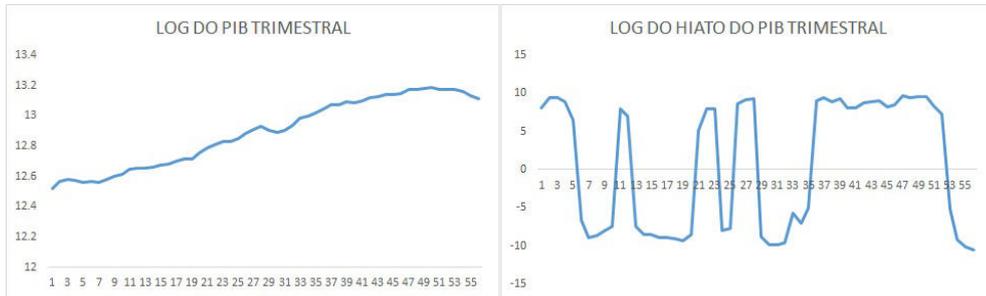
- [15] CLARIDA, Richard; GALI, Jordi; GERTLER, Mark. The science of monetary policy: a new Keynesian perspective. National bureau of economic research, 1999.
- [16] COOLEY, T. AND HANSEN, G. (1991) "Tax Distortion in a Neoclassical Monetary Economy", *Journal of Economic Theory*, vl. 58, pp. 290-316.
- [17] COOLEY, T. and Prescott, E., "Economic Growth and Business Cycles". In: *Frontiers of Business Cycle Research*. Princeton, Princeton University Press, 1995.
- [18] DAVIG, Troy; LEEPER, Eric M. Monetary–fiscal policy interactions and fiscal stimulus. *European Economic Review*, v. 55, n. 2, p. 211-227, 2011.
- [19] DEMIREL, Ufuk Devrim. The value of monetary policy commitment under imperfect fiscal credibility. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 36, n. 6, p. 813-829, 2012.
- [20] DEL NEGRO, Marco; SCHORFHEIDE, Frank. Priors from general equilibrium models for vars*. *International Economic Review*, v. 45, n. 2, p. 643-673, 2004.
- [21] DEL NEGRO, Marco; SCHORFHEIDE, Frank. How good is what you've got? DGSE-VAR as a toolkit for evaluating *DSGE* models. *Economic Review-Federal Reserve Bank of Atlanta*, v. 91, n. 2, p. 21, 2006.
- [22] DEL NEGRO, Marco; SCHORFHEIDE, Frank. Inflation dynamics in a small open economy model under inflation targeting: Some evidence from Chile. *Central Banking, Analysis, and Economic Policies Book Series*, v. 13, p. 511-562, 2009.
- [23] ELLERY JR, Roberto; GOMES, Victor; SACHSIDA, Adolfo. Business cycle fluctuations in Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 56, n. 2, p. 269-308, 2002.
- [24] FAVERO, Carlo A.; MONACELLI, Tommaso. Fiscal policy rules and regime (in) stability: evidence from the US. 2005.
- [25] FORNI, Lorenzo; MONTEFORTE, Libero; SESSA, Luca. The general equilibrium effects of fiscal policy: Estimates for the euro area. *Journal of Public Economics*, v. 93, n. 3, p. 559-585, 2009.
- [26] FRAGETTA, Matteo; KIRSANOVA, Tatiana. Strategic monetary and fiscal policy interactions: An empirical investigation. *European Economic Review*, v. 54, n. 7, p. 855-879, 2010.
- [27] GADELHA, Sérgio Ricardo de Brito; DIVINO, José Angelo. Dominância fiscal ou dominância monetária no Brasil? Uma análise de causalidade. *Economia Aplicada*, v. 12, n. 4, p. 659-675, 2008.
- [28] GALÍ, Jordi. *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle*. Princeton UP, 2007.
- [29] GALI, Jordi; MONACELLI, Tommaso. Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy. *The Review of Economic Studies*, v. 72, n. 3, p. 707-734, 2005.
- [30] GALI, Jordi; MONACELLI, Tommaso. Optimal monetary and fiscal policy in a currency union. *Journal of International Economics*, v. 76, n. 1, p. 116-132, 2008

- [31] GAMERMAN, Dani. Sampling from the posterior distribution in generalized linear mixed models. *Statistics and Computing*, v. 7, n. 1, p. 57-68, 1997.
- [32] GAMERMAN, Dani; LOPES, Hedibert F. *Markov chain Monte Carlo: stochastic simulation for Bayesian inference*. CRC Press, 2006.
- [33] KANCZUK, Fabio. Juros reais e ciclos reais brasileiros. *Revista Brasileira de Economia*, v. 56, n. 2, p. 249-267, 2002.
- [34] KANCZUK, Fabio. Choques de oferta em modelos de metas inflacionárias. *Revista Brasileira de Economia*, v. 58, n. 4, p. 559-581, 2004.
- [35] KIRSANOVA, Tatiana; SATCHI, M., VINES, D., e WREN LEWIS, S. I. M. O. N.. Optimal fiscal policy rules in a monetary union. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 39, n. 7, p. 1759-1784, 2007.
- [36] KING, Mervyn. Commentary: monetary policy implications of greater fiscal discipline. Budget deficits and debt: issues and options, p. 171-183, 1995
- [37] KYDLAND, Finn E.; PRESCOTT, Edward C. Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans. *The Journal of Political Economy*, p. 473-491, 1977.
- [38] KYLAND, F. AND E. PRESCOTT (1982) "Time to Build and Aggregate Fluctuations", *Econometrica*, V1 50 (6), pp 1345-1370.
- [39] LEEPER, Eric M. Equilibria under 'active' and 'passive' monetary and fiscal policies. *Journal of Monetary Economics*, v. 27, n. 1, p. 129-147, 1991.
- [40] GRIFFOLI, Tommaso Mancini. *Dynare User Guide. An introduction to the solution and estimation of DSGE models*. Manuscript, <http://www.ceprenap.cnrs.fr/dynare>, 2007.
- [41] MANKIWI, N. Gregory. *Macroeconomics* Worth. New York, 1992.
- [42] MCGRATTAN, E.R. (1994), The macroeconomic effects of distortionary taxation, *Journal of Monetary Economics*, 1994, 33, pp 573-601.
- [43] MELECKY, Martin; PALENZUELA, Diego Rodriguez; SÖDERSTRÖM, Ulf. *Monetary Policy Credibility and the Macroeconomy*. 2007.
- [44] DE MENDONÇA, Helder Ferreira. A teoria da credibilidade da política monetária. *Revista de Economia Política*, v. 22, n. 3, p. 87, 2002.
- [45] DE MENDONÇA, Helder Ferreira; SOUZA, G. J. G. Credibilidade do regime de metas para inflação no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 37, n. 2, 2007.
- [46] DE MENDONÇA, H.F. (2007). Towards credibility from Inflation targeting: the Brazilian experience. *Applied Economics* 39 (20), 2599–2615.
- [47] DE MENDONÇA, Helder Ferreira; TOSTES, Felipe Santos. The Effect of Monetary and Fiscal Credibility on Exchange Rate Pass-Through in an Emerging Economy. *Open Economies Review*, v. 26, n. 4, p. 787-816, 2015.

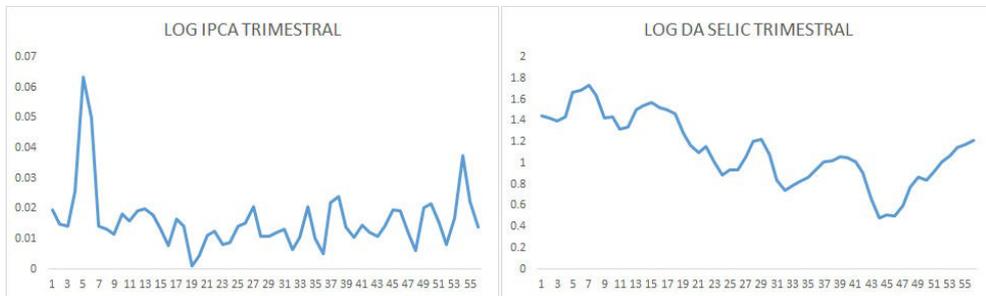
- [48] MINELLA, André et al. Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility. *Journal of international Money and Finance*, v. 22, n. 7, p. 1015-1040, 2003.
- [49] MUSCATELLI, Anton. Optimal inflation contracts and inflation targets with uncertain central bank preferences: Accountability through independence?. *The Economic Journal*, v. 108, n. 447, p. 529-542, 1998.
- [50] MUSCATELLI, V. Anton; TIRELLI, Patrizio. Analyzing the interaction of monetary and fiscal policy: Does fiscal policy play a valuable role in stabilisation?. *CESifo Economic Studies*, v. 51, n. 4, p. 549-585, 2005.
- [51] DE NUNES, André F. Nunes; PORTUGAL, Marcelo S. Políticas fiscal e monetária ativas e passivas: uma análise para o Brasil pós-metas de inflação. 2009.
- [52] JUILLARD, Michel. Computing first and second order approximations of DSGE models with dynare. Mimeo. CEPREMAP, 2005.
- [53] JUILLARD, Miche; KARAM, P. D., LAXTON, D., e PESENTI, P. A.. Welfare-based monetary policy rules in an estimated DSGE model of the US economy. 2006.
- [54] RABANAL, Pau; RUBIO-RAMÍREZ, Juan F. Comparing New Keynesian models of the business cycle: A Bayesian approach. *Journal of Monetary Economics*, v. 52, n. 6, p. 1151-1166, 2005.
- [55] RAZIN, Assaf; YUEN, Chi-Wa. The ‘New Keynesian’ Phillips curve: closed economy versus open economy. *Economics Letters*, v. 75, n. 1, p. 1-9, 2002.
- [56] ROGOFF, Kenneth. The optimal degree of commitment to an intermediate monetary target. *The quarterly journal of economics*, p. 1169-1189, 1985.
- [57] SALGADO, Maria José S.; GARCIA, Márcio GP; MEDEIROS, Marcelo C. Monetary policy during Brazil’s Real Plan: estimating the Central Bank’s reaction function. *Revista Brasileira de Economia*, v. 59, n. 1, p. 61-79, 2005.
- [58] SARGENT, Thomas J.; WALLACE, Neil. Some unpleasant monetarist arithmetic. *Federal reserve bank of minneapolis quarterly review*, v. 5, n. 3, p. 1-17, 1981.
- [59] SILVA, Filipe Soares da. O impacto de choques fiscais na economia brasileira: uma abordagem DSGE. 2010.
- [60] SIMS, Christopher A. Solving linear rational expectations models. *Computational economics*, v. 20, n. 1, p. 1-20, 2002.
- [61] SMETS, Frank; WOUTERS, Raf. An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area. *Journal of the European economic association*, v. 1, n. 5, p. 1123-1175, 2003.
- [62] STADLER ,G.W.(1994) “Real Business Cycles”, *Journal of Economic Literature*, vol 32, pp. 1750-1783.
- [63] WALSH, Carl E. Optimal contracts for central bankers. *The American Economic Review*, p. 150-167, 1995.

- [64] WERNECK, Rogério L.F. Alternância política, redistribuição e crescimento, 2003-2010. In: ABREU, Marcelo de Paiva (Org.). A ordem do progresso: dois séculos de política econômica no Brasil. 2 ed, Rio de Janeiro: Elsevier, 2014.
- [65] ROTEMBERG, Julio; WOODFORD, Michael. An optimization-based econometric framework for the evaluation of monetary policy. In: NBER Macroeconomics Annual 1997, Volume 12. MIT Press, 1997. p. 297-361.

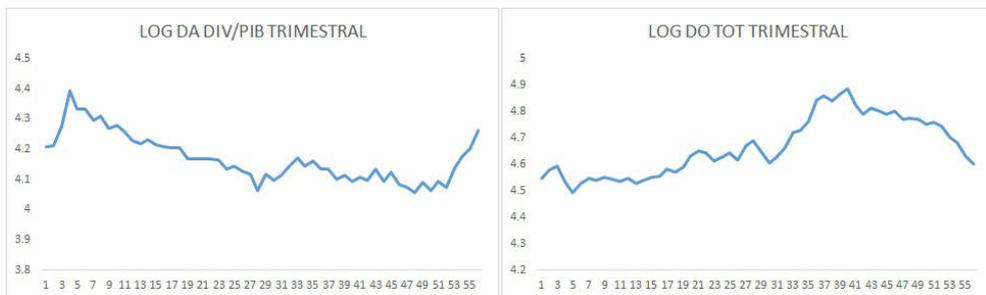
APÊNDICE A – Variáveis observadas



Fonte: Elaboração própria



Fonte: Elaboração própria



Fonte: Elaboração própria

APÊNDICE B – Derivações do modelo Novo-Keynesiano com setor externo e interação entre as políticas fiscal e monetária

B.1 Derivação das condições de primeira ordem

Isolando C_t em (B.1), chega-se na equação (B.2):

$$P_t C_t + E_t\{Q_{(t,t+1)}D_{(t+1)}\} + T_t \leq D_t + (1 - \Upsilon_t)W_t N_t \quad (\text{B.1})$$

$$C_t = \left(\frac{(-E_t\{Q_{(t,t+1)}D_{(t+1)}\} + D_t + (1 - \Upsilon_t)W_t N_t - T_t)}{P_t} \right) \quad (\text{B.2})$$

Substituindo (B.2) em (3.1), e maximizando com relação D_{t+1} , sujeito à restrição, por meio do método de Bellman, tem-se:

$$\max_{C_t, N_t, D_{t+1}, G_t} E_0 \sum_0^{\infty} \beta^t U \left(\left(\frac{-E_t(Q_{(t,t+1)}D_{t+1}) + D_t + (1 - \Upsilon_t)W_t N_t - T_t}{P_t} \right), G_t, N_t \right) \quad (\text{B.3})$$

$$V(C_t, N_t, D_t + 1, G_t) = \quad (\text{B.4})$$

$$\max \left(\left(\frac{-E_t\{Q_{(t,t+1)}D_{t+1}\} + D_t + (1 - \Upsilon_t)W_t N_t - T_t}{P_t} \right), G_t, N_t \right) + \beta E_t V(C_{t+1}, N_{t+1}, D_{t+2}, G_{t+1})$$

$$\frac{\partial V}{(\partial D_{(t+1)})} = -U'(C_t) \frac{Q_{(t,t+1)}}{P_t} + \beta E_t \frac{\partial V(C_{(t+1)}, N_{(t+1)}, D_{(t+2)}, G_{t+1})}{\partial D_{(t+1)}} = 0 \quad (\text{B.5})$$

Lançando mão da condição de Benveniste-Scheinkman, tem-se:

$$\frac{\partial V(C_t, N_t, D_{t+1}, G_t)}{(\partial D_t)} = U'(C_t) \frac{1}{P_t} \quad (\text{B.6})$$

Adiantando um período a frente:

$$\frac{\partial V(C_{t+1}, N_{t+1}, D_{(t+2)}, G_{(t+1)})}{(\partial D_{t+1})} = U'(C_{t+1}) \frac{1}{P_{t+1}} \quad (\text{B.7})$$

Substituindo (B.7) em (B.5) chega-se na primeira condição de primeira ordem:

$$\frac{\partial V}{(\partial D_{t+1})} = -U'(C_t) \frac{Q_{(t,t+1)}}{P_t} + \beta E_t U'(C_{t+1}) \frac{1}{P_{t+1}} = 0$$

$$U'(C_t) \frac{Q_{(t,t+1)}}{P_t} = \beta E_t U'(C_{t+1}) \frac{1}{P_{t+1}}$$

$$Q_{(t,t+1)} = \beta E_t \left\{ (U'(C_{t+1}) \frac{P_t}{U'(C_t) P_{t+1}}) \right\} \quad (\text{B.8})$$

Maximizando agora com relação à N_t , tem-se:

$$\frac{\partial V}{(\partial N_t)} = U'(C_t)(1 - \Upsilon_t) \frac{W_t}{P_t} + U'(N_t) + \beta E_t \frac{\partial V(C_{t+1}, N_{t+1}, D_{t+2}, G_{t+1})}{(\partial N_t)} = 0$$

$$U'(C_t)(1 - \Upsilon_t) \frac{W_t}{P_t} = -U'(N_t)$$

$$(1 - \Upsilon_t) \frac{W_t}{P_t} = \frac{(-U'(N_t))}{(U'(C_t))} \quad (\text{B.9})$$

Maximizando agora com relação à G_t , tem-se:

$$\frac{\partial V}{\partial G_t} = U'(G_t) + \beta E_t \frac{\partial V(C_{t+1}, N_{t+1}, D_{t+2}, G_{t+1})}{(\partial G_t)} = 0$$

$$U'(G_t) + \beta E_t \frac{\partial V(C_{(t+1)}, N_{(t+1)}, D_{(t+2)}, G_{(t+1)})}{(\partial G_t)} = 0$$

$$U'(G_t) = 0 \quad (\text{B.10})$$

Especificando a função de utilidade, tem-se:

$$U(C_t, N_t, D_{(t+1)}, G_t) = \frac{C_t^{1-\sigma}}{(1-\sigma)} + \chi \frac{(G_t^{1-\sigma})}{(1-\sigma)} - \frac{(N_t^{1+\varphi})}{1+\varphi} \quad (\text{B.11})$$

Derivando a equação acima, tem-se as seguintes utilidades marginais do consumo, trabalho e dos gastos do governo, respectivamente:

$$U(C_t) = C_t^{-\sigma} \quad (\text{B.12})$$

$$U(N_t) = N_t^\varphi \quad (\text{B.13})$$

$$U(G_t) = \chi G_t^{-\sigma} \quad (\text{B.14})$$

Substituindo as equações (B.12), (B.13) e (B.14) nas equações (B.8), (B.9) e (B.10) gera-se as seguintes condições de primeira ordem:

$$1 = \beta R_t E_t \left\{ \left(\frac{C_{(t+1)}}{C_t} \right)^{-\sigma} \frac{P_t}{P_{(t+1)}} \right\} \quad (\text{B.15})$$

$$\frac{N_t^\varphi}{C_t^{-\sigma}} = (1 - \Upsilon_t) \frac{W_t}{P_t} \quad (\text{B.16})$$

$$\chi G_t^{-\sigma} = 0 \quad (\text{B.17})$$

Pode-se escrever tais equações de forma log-linear da seguinte forma:

$$c_t = E_t c_{(t+1)} - \frac{1}{\sigma} [r_t - E_t(\pi(t+1)) - \rho] \quad (\text{B.18})$$

$$w_t - p_t = \varphi n_t + \sigma c_t - \Upsilon_t \quad (\text{B.19})$$

B.2 Derivação da equação do Termo de Troca

$$S_{(i,t)} = \frac{P_{(i,t)}}{P_{(H,t)}}$$

$$S_{(i,t)} = \left[\int_0^1 \left(\frac{P_{(i,t)}}{P_{(H,t)}} \right)^{1-\gamma} di \right]^{\frac{1}{(1-\gamma)}}$$

$$S_{(i,t)} = \left[\int_0^1 S_{(i,t)}^{1-\gamma} di \right]^{\frac{1}{(1-\gamma)}}$$

$$S_{(i,t)} = \int_0^1 S_{(i,t)} di$$

$$S_t = \frac{P_{(F,t)}}{P_{(H,t)}} \quad (\text{B.20})$$

Escrevendo de forma log-linear:

$$s_t = p_{(F,t)} - p_{(H,t)} \quad (\text{B.21})$$

B.3 Derivação do IPC

Da Paridade do Poder de Compra (PPC), $P_{(H,t)} = P_{(F,t)}$, portanto:

$$p_t = (1 - \alpha)p_{(H,t)} + \alpha p_{(F,t)}$$

$$p_t = p_{(H,t)} - \alpha p_{(H,t)} + \alpha p_{(F,t)}$$

$$p_t = p_{(H,t)} + \alpha s_t \tag{B.22}$$

B.4 Derivação da taxa de câmbio real

Assumindo a validade da lei de um preço para os bens individuais em todo o período de tempo, para todos os bens, tem-se que $P_{(i,t)}(j) = \varepsilon_{(i,t)} P_{(i,t)}^i(j)$ para todo $i, j \in [0,1]$, onde $\varepsilon_{(i,t)}$ é a taxa de câmbio nominal bilateral, ou seja, o preço da moeda do país i em termos da moeda corrente, e $P_{(i,t)}^i(j)$ é o preço do bem j no país i expresso na moeda do país i . Sendo assim, $P_{(i,t)} = \varepsilon_{(i,t)} P_{(i,t)}^i$, uma vez que, $P_{(i,t)}^i \equiv \left(\int_0^1 P_{(i,t)}^i(j)^{1-\varepsilon} dj \right)^{\frac{1}{(1-\varepsilon)}}$. Sabendo-se que $P_{(F,t)} \equiv \left(\int_0^1 P_{(i,t)}^{1-\gamma} di \right)^{\frac{1}{(1-\gamma)}}$, pode-se reescrevê-lo, da seguinte maneira:

$$P_{(F,t)} \equiv \left[\int_0^1 \left(\varepsilon_{(i,t)} \left(\int_0^1 P_{(i,t)}^i(j)^{1-\varepsilon} dj \right)^{\frac{1}{(1-\varepsilon)}} \right)^{1-\gamma} di \right]^{\frac{1}{(1-\gamma)}}$$

$$P_{(F,t)} = \int_0^1 (\varepsilon_{(i,t)} P_{(i,t)}^i) di$$

$$p_{(F,t)} = \int_0^1 (e_{(i,t)} + p_{(i,t)}^i) di$$

$$p_{(F,t)} = e_t + p_t^* \tag{B.23}$$

em que $e_t \equiv \int_0^1 e_{(i,t)} di$ é a taxa de câmbio nominal efetiva em log, $P_{(i,t)}^i \equiv \int_0^1 P_{(i,t)}^i(j) dj$ é o log do índice de preços domésticos para o país i expresso em termos de sua moeda, e $p_t^* \equiv \int_0^1 p_{(i,t)}^i di$ é o log do índice de preços mundial.

Combinando a última equação com a equação do termo de troca, obtêm-se:

$$s_t = p_{(F,t)} - p_{(H,t)}$$

$$s_t = e_t + p_t^* - p_{(H,t)} \tag{B.24}$$

A taxa de câmbio bilateral real, $\Theta_{(i,t)}$, com o país i é definida como sendo a razão do IPC dos dois países expressos em moeda doméstica, portanto, $\Theta_{(i,t)} = \varepsilon_{(i,t)} \left(\frac{P_{(i,t)}^i}{P_t} \right)$, que integrando em i , tem-se:

$$\int_0^1 \Theta_{(i,t)} di = \int_0^1 \varepsilon_{(i,t)} \left(\frac{P_{(i,t)}^i}{P_t} \right) di = \frac{1}{P_t} \int_0^1 \varepsilon_{(i,t)} P_{(i,t)}^i di \Theta_t = \varepsilon_{(i,t)} \left(\frac{P_t^*}{P_t} \right) \quad (\text{B.25})$$

Aplicando log, tem-se:

$$\check{\theta}_t = e_t + p_t^* - p_t \quad (\text{B.26})$$

Utilizando a equação do termo de troca, pode-se derivar a relação deste com a taxa de câmbio real da seguinte maneira:

$$s_t = e_t + p_t^* - p_{H,t}$$

$$\check{\theta}_t = e_t + p_t^* - p_t$$

$$\check{\theta}_t = e_t + s_t - e_t + p_{(H,t)} - p_t$$

$$\check{\theta}_t = s_t + p_{(H,t)} - (p_{(H,t)} + \alpha s_t)$$

$$\check{\theta}_t = (1 - \alpha) s_t \quad (\text{B.27})$$

Considerando a partilha dos riscos internacionais, tem-se:

B.5 Derivação da equação da curva IS

Considere a seguinte expressão do Produto da economia:

$$Y_t(j) = C_{(H,t)}(j) + \int_0^1 C_{(H,t)}^i(j) di + G_{(H,t)}(j) \quad (\text{B.28})$$

$$Y_t(j) = \left(\frac{P_{(H,t)}(j)}{P_{(H,t)}} \right)^{-\varepsilon} C_{(H,t)} + \int_0^1 C_{(H,t)}^i(j) di + G_{(H,t)}(j)$$

$$Y_t(j) = \left(\frac{P_{(H,t)}(j)}{P_{(H,t)}} \right)^{-\varepsilon} (1 - \alpha) \left(\frac{P_{(H,t)}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t + \int_0^1 C_{(H,t)}^i(j) di + G_{(H,t)}(j)$$

$$Y_t(j) = \left(\frac{P_{(H,t)}(j)}{P_{(H,t)}} \right)^{-\varepsilon} (1 - \alpha) \left(\frac{P_{(H,t)}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t +$$

$$\int_0^1 \alpha \left(\frac{P_{(H,t)}(j)}{P_{(H,t)}} \right)^{-\varepsilon} \left(\frac{P_{(H,t)}}{\varepsilon_{(i,t)} P_{(F,t)}^i} \right)^{-\gamma} \left(\frac{P_{(F,t)}^i}{P_t^i} \right)^{-\eta} C_t^i di + G_{(H,t)}(j)$$

Considerando que:

$$G_{(H,t)}(j) = \left(\frac{P_{(H,t)}(j)}{P_{(H,t)}} \right)^{-\varepsilon} G_{(H,t)} \quad (\text{B.29})$$

$$Y_t(j) = \left(\frac{P_{(H,t)}(j)}{P_{(H,t)}} \right)^{-\varepsilon} \left[(1 - \alpha) \left(\frac{P_{(H,t)}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t + \int_0^1 \alpha \left(\frac{P_{(H,t)}}{\varepsilon_{(i,t)} P_{(F,t)}^i} \right)^{-\gamma} \left(\frac{P_{(F,t)}^i}{P_t^i} \right)^{-\eta} C_t^i di + G_{(H,t)}(j) \right]$$

Sabe-se que: $Y_t = [\int_0^1 Y_t(j)^{1-\frac{1}{\varepsilon}} dj]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$, portanto:

$$\left[\int_0^1 Y_t(j)^{1-\frac{1}{\varepsilon}} dj \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} = \left(\left[\int_0^1 \left(\frac{P_{(H,t)}(j)}{P_{(H,t)}} \right)^{-\varepsilon} \left[(1 - \alpha) \left(\frac{P_{(H,t)}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t \right] dj + \right.$$

$$\left. \int \int_0^1 \left(\frac{P_{(H,t)}(j)}{P_{(H,t)}} \right)^{-\varepsilon} \alpha \left(\frac{P_{(H,t)}}{\varepsilon_{(i,t)} P_{(F,t)}^i} \right)^{-\gamma} \left(\frac{P_{(F,t)}^i}{P_t^i} \right)^{-\eta} C_t^i di dj + \int_0^1 \left(\frac{P_{(H,t)}(j)}{P_{(H,t)}} \right)^{-\varepsilon} G_{(H,t)}(j) dj \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$$

$$\left[Y_t(j)^{1-\frac{1}{\varepsilon}} \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} = \left(\left[(1 - \alpha) \left(\frac{P_{(H,t)}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t \frac{1}{P_{(H,t)}^{-\varepsilon}} \int_0^1 P_{(H,t)}(j)^{\varepsilon} dj \right. \right.$$

$$\left. + \alpha \int_0^1 \left(\frac{P_{(H,t)}}{\varepsilon_{(i,t)} P_{(F,t)}^i} \right)^{-\gamma} \left(\frac{P_{(F,t)}^i}{P_t^i} \right)^{-\eta} C_t^i di \left(\frac{1}{P_{(H,t)}} \right)^{-\varepsilon} \right.$$

$$\left. \int_0^1 P_{(H,t)}(j)^{-\varepsilon} dj + \left(\frac{1}{P_{(H,t)}} \right)^{-\varepsilon} \int_0^1 P_{(H,t)}(j)^{\varepsilon} G_{(H,t)}(j) dj \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$$

$$Y_t = \left\{ \left[(1 - \alpha) \left(\frac{P_{(H,t)}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t + \alpha \int_0^1 \left(\frac{P_{(H,t)}}{\varepsilon_{(i,t)} P_{(F,t)}^i} \right)^{-\gamma} \left(\frac{P_{(F,t)}^i}{P_t^i} \right)^{-\eta} C_t^i di + G_{(H,t)} \right]^{1-\frac{1}{\varepsilon}} \right\}^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$$

$$Y_t = (1 - \alpha) \left(\frac{P_{(H,t)}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t + \alpha \int_0^1 \left(\frac{P_{(H,t)}}{\varepsilon_{(i,t)} P_{(F,t)}^i} \right)^{-\gamma} \left(\frac{P_{(F,t)}^i}{P_t^i} \right)^{-\eta} C_t^i di + G_{(H,t)}$$

$$Y_t = (1 - \alpha) \left(\frac{P_{(H,t)}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t + \alpha \int_0^1 \left(\frac{\varepsilon_{(i,t)} P_{(F,t)}^i}{P_{(H,t)}} \right)^\gamma \left(\frac{P_{(F,t)}^i}{P_t^i} \right)^{-\eta} C_t^i di + G_{(H,t)}$$

$$Y_t = (1 - \alpha) \left(\frac{P_{(H,t)}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t + \alpha \int_0^1 \left(\frac{\varepsilon_{(i,t)} P_{(F,t)}^i}{P_{(H,t)}} \right)^\gamma \left(\frac{P_{(F,t)}^i}{\Theta_{(i,t)} \frac{P_t}{\varepsilon_{(i,t)}}} \right)^{-\eta} C_t^i di + G_{(H,t)}$$

$$Y_t = (1 - \alpha) \left(\frac{P_{(H,t)}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t + \alpha \int_0^1 \left(\frac{\varepsilon_{(i,t)} P_{(F,t)}^i}{P_{(H,t)}} \right)^\gamma \left(\frac{P_{(F,t)}^i}{P_t} \varepsilon_{(i,t)} \right)^{-\eta} \Theta_{(i,t)}^\eta C_t^i di + G_{(H,t)}$$

$$Y_t = (1 - \alpha) \left(\frac{P_{(H,t)}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t + \alpha \int_0^1 \left(\frac{\varepsilon_{(i,t)} P_{(F,t)}^i}{P_{(H,t)}} \right)^\gamma \left(\frac{P_{(F,t)}^i}{P_{(H,t)}^{(1-\alpha)} P_{(F,t)}^\alpha} \varepsilon_{(i,t)} \right)^{-\eta} \Theta_{(i,t)}^\eta C_t^i di + G_{(H,t)}$$

$$Y_t = (1 - \alpha) \left(\frac{P_{(H,t)}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t + \alpha \int_0^1 \left(\frac{\varepsilon_{(i,t)} P_{(F,t)}^i}{P_{(H,t)}} \right)^\gamma$$

$$\left(\frac{\varepsilon_{(i,t)} P_{(F,t)}^i}{P_{(H,t)}} \right)^{-\eta} \left(\frac{1}{P_{(H,t)}^{(-\alpha)} P_{(F,t)}^\alpha} \right)^{-\eta} \Theta_{(i,t)}^\eta C_t^i di + G_{(H,t)}$$

Sabendo-se que: $\frac{P_t}{P_{(H,t)}} = \left(\frac{P_{(F,t)}}{P_{(H,t)}} \right)^\alpha = S_t^\alpha$, e que $C_t = C_t^i \Theta_{(i,t)}^{\frac{1}{\sigma}} \Rightarrow C_t^i = C_t \Theta_{(i,t)}^{-\frac{1}{\sigma}}$, então:

$$Y_t = (1 - \alpha) \left(\frac{P_{(H,t)}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t + \alpha \int_0^1 \left(\varepsilon_{(i,t)} \frac{P_{(F,t)}^i}{P_{(H,t)}} \right)^{\gamma-\eta} (S_t^\alpha)^\eta \Theta_{(i,t)}^\eta C_t^i di + G_{(H,t)} \quad (\text{B.30})$$

$$Y_t = (1 - \alpha) (S_t^\alpha)^\eta C_t + \alpha \int_0^1 \left(\frac{\varepsilon_{(i,t)} P_{(F,t)}^i}{P_{(H,t)}} \right)^{\gamma-\eta} (S_t^\alpha)^\eta \Theta_{(i,t)}^\eta C_t \Theta_{(i,t)}^{-\frac{1}{\sigma}} di + G_{(H,t)}$$

$$Y_t = (1 - \alpha) (S_t^\alpha)^\eta C_t + \alpha \int_0^1 \left(\frac{\varepsilon_{(i,t)} P_{(F,t)}^i}{P_{(H,t)}} \right)^{\gamma-\eta} (S_t^\alpha)^\eta C_t \Theta_{(i,t)}^{\eta-\frac{1}{\sigma}} di + G_{(H,t)}$$

$$Y_t = (1 - \alpha) (S_t^\alpha)^\eta C_t + \alpha (S_t^\alpha)^\eta C_t \int_0^1 \left(\frac{\varepsilon_{(i,t)} P_{(F,t)}^i}{P_{(H,t)}} \right)^{\gamma-\eta} \Theta_{(i,t)}^{\eta-\frac{1}{\sigma}} di + G_{(H,t)}$$

$$Y_t = (S_t^\alpha)^\eta C_t \left[(1 - \alpha) + \alpha \int_0^1 \left(\frac{\varepsilon_{(i,t)} P_{(F,t)}^i}{P_{(H,t)}} \right)^{\gamma-\eta} \Theta_{(i,t)}^{\eta-\frac{1}{\sigma}} di \right] + G_{(H,t)}$$

No caso particular onde $\sigma = \eta = \gamma = 1$, tem-se:

$$Y_t = C_t(S_t^\alpha) + G_{(H,t)} \quad (\text{B.31})$$

Trabalhando-se na forma genérica, tem-se:

$$Y_t = (S_t^\alpha)^\eta C_t[(1 - \alpha) + \alpha \int_0^1 (S_t)^{\gamma - \eta} \Theta_{(i,t)}^{\eta - \frac{1}{\sigma}} di] + G_{(H,t)} \quad (\text{B.32})$$

Assumindo-se que $G_{(H,t)} = k_t Y_t$, tem-se:

$$\begin{aligned} Y_t &= (S_t^\alpha)^\eta C_t[(1 - \alpha) + \alpha \int_0^1 (S_t)^{\gamma - \eta} \Theta_{(i,t)}^{\eta - \frac{1}{\sigma}} di] + k_t Y_t \\ Y_t - k_t Y_t &= (S_t^\alpha)^\eta C_t[(1 - \alpha) + \alpha \int_0^1 (S_t)^{\gamma - \eta} \Theta_{(i,t)}^{\eta - \frac{1}{\sigma}} di] \\ (1 - k_t) Y_t &= (S_t^\alpha)^\eta C_t[(1 - \alpha) + \alpha \int_0^1 (S_t)^{\gamma - \eta} \Theta_{(i,t)}^{\eta - \frac{1}{\sigma}} di] \\ Y_t &= \frac{1}{(1 - k_t)} (S_t^\alpha)^\eta C_t[(1 - \alpha) + \alpha \int_0^1 (S_t)^{\gamma - \eta} \Theta_{(i,t)}^{\eta - \frac{1}{\sigma}} di] \end{aligned} \quad (\text{B.33})$$

na qual está última representa a curva IS *forward-looking* para uma pequena economia aberta apresentada por Galí e Monacelli (2005, 2008) e, também utilizada por Cem Çebi(2012). A sua forma log-linearizada é apresentada da seguinte forma:

$$\bar{y}_t = E_t \bar{y}_{(t+1)} - E_t \Delta g_{(t+1)} + \alpha(\ddot{\omega} - 1)(\rho_c^* - 1)\bar{c}_t^* - \frac{1}{\sigma_\alpha}(\bar{r}_t - E_t \{\bar{\pi}_{(H,t+1)}\}) \quad (\text{B.34})$$

em que, $\bar{y}_t = \ln\left(\frac{Y_t}{\bar{Y}_t}\right) = y_t - \hat{y}_t$, $\sigma_\alpha \equiv \frac{\sigma}{((1-\alpha)+\alpha\ddot{\omega})}$ e $\ddot{\omega} \equiv \sigma\gamma + (1-\alpha)(\sigma\eta - 1)$.

APÊNDICE C – Testes de Raiz unitária

Foram realizados, antes das estimações, testes de raiz unitária para as variáveis do modelo. Quatro testes foram efetuados: Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP), e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS); e os testes MZ_{α}^{GLS} e MZ_t^{GLS} , sugeridos por Perron e Ng (1996) e Ng e Perron (2001). A hipótese nula desses testes é que a série temporal é não estacionária (ou apresenta uma raiz unitária), com exceção do KPSS que, diferente dos outros testes de raiz unitária, tem como hipótese nula a estacionariedade, ou seja, a ausência de raiz unitária.

O número de defasagens (k) incluído nos testes de estacionariedade foi determinado baseando-se no critério de informação Akaike Modificado (MAIC), conforme indicado por Ng e Perron (2001). O número máximo de defasagens de k é dado por $k_{max} = \text{int}(12(T/100)^{1/4}) = 10$. Uma constante (c) foi incluída para os testes de todas as variáveis, uma vez que, para nenhuma das séries analisadas, supõe-se que o início do processo seja zero. Uma tendência linear (t) foi incluída como componente determinístico nos casos em que as estimativas desse parâmetro foi estatisticamente diferente de zero.

Tabela 7 – Testes de Raiz unitária

Var.	ADF	P.P.	KPSS	MZ_{α}^{GLS}	MZ_t^{GLS}
<i>LHPIB</i>	-2,739	0,081	0,201	-12,43**	-2,38**
<i>LIPCA</i>	-2,380	-4,893*	0,204	-7,092	-1,879
<i>LPIB</i>	-1,113	-1,623	0,879	-6,012	-1,606
<i>LSELIC</i>	-1,982	-1,697	0,735**	-2,214	-1,048
<i>LTOT</i>	-0,583	-1,360	0,113***	-13,72	-2,48
<i>LDIVPIB</i>	-1,089	-3,541**	0,179**	-8,632	-1,94

Fonte: Nota: * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%.

Constatou-se na tabela 2 que, em nível, as variáveis não podem ser consideradas estacionárias. Desta forma, foram realizados os testes nas variáveis em primeira diferença (Tabela 3). Na maioria dos testes, as todas as variáveis se tornaram estacionárias em primeira diferença, o que justifica a utilização das séries em diferença no modelo.

Tabela 8 – Testes de Raiz unitária (1ª diferença)

Var.	ADF	P.P.	KPSS	MZ_{α}^{GLS}	MZ_t^{GLS}
<i>DLHPIB</i>	-6,399*	-7,322*	0,151	-26,505*	-3,640*
<i>DLIPCA</i>	-8,209*	-14,900*	0,140	-0,176	-0,233
<i>DLPIB</i>	-1,433	-4,59*	0,3793**	-0,113**	-0,523
<i>DLSELIC</i>	-4,338*	-4,421*	0,119	-21,098*	-3,240*
<i>DLTOT</i>	-2.92**	-5.802**	0.160	-6.971	-1.792
<i>DLDIVPIB</i>	-2.30**	-9.605**	0.094	-12.701*	-2.504*

Fonte: Nota: * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%.

APÊNDICE D – Estimação Bayesiana

Um modelo Bayesiano consiste de uma distribuição conjunta dos dados Y e dos parâmetros θ , $p(Y|\theta)$. No caso de um modelo DSGE, Y pode ser a série temporal do crescimento do PIB, da inflação e da taxa de juros. Os parâmetros estruturais do modelo são representados pelo vetor coluna θ . Pode-se fatorar a distribuição conjunta na distribuição dos dados dado os parâmetros $p(Y|\theta)$, e em uma distribuição *a priori* $p(\theta)$. A densidade $p(Y|\theta)$ está em função de θ e é chamada de função de verossimilhança. No contexto Bayesiano a função de verossimilhança é usada para atualizar as crenças *a priori*, à respeito dos parâmetros, condicionadas às informações amostrais Y .

A atualização destas crenças resulta na distribuição *a posteriori* do vetor dos parâmetros θ , descrita por $p(\theta|Y)$, vide equação (D.1). Esta, por sua vez, é vinculada à distribuição *a priori* e à função de verossimilhança, por meio do Teorema de Bayes. De acordo com o Teorema de Bayes, a distribuição condicional de θ dado Y é definida como:

$$p(\theta|Y) = \frac{p(Y|\theta)p(\theta)}{p(Y)} \quad (\text{D.1})$$

Tal distribuição é chamada de distribuição posterior. Vale destacar que o termo no denominador da equação (D.1) é chamado de verossimilhança marginal e definido por:

$$p(Y) = \int_0^1 p(Y|\theta)p(\theta)d\theta \quad (\text{D.2})$$

A geração de amostras posteriores possibilita que sejam feitas sequências de extrações, $\theta^i, i = 1, \dots, N$ de $p(\theta|Y)$. Estas extrações são utilizadas para estimar médias de Monte Carlo, relativas aos parâmetros. O fato destas satisfazerem a Lei Forte dos Grandes Números e o Teorema do Limite Central, implica acurácia nas aproximações. Neste sentido, é utilizado o algoritmo *Metropolis-Hastings*, que pertence à classe dos algoritmos de Monte Carlo, via Cadeia de Markov (MCMC).

As equações (3.43 -3.51) combinadas com a lei de movimento dos choques exógenos formam um sistema linear de expectativas racionais que determinam a evolução de:

$$x_t = [\tilde{y}_t, \bar{\pi}_{(H,t)}, \bar{r}_t^n, \bar{y}_t^n, \bar{m}c_t, \bar{r}, \bar{g}_t, \bar{\tau}_t, \bar{b}_{(t+1)}, \epsilon_t]' \quad (\text{D.3})$$

Com o intuito de resolver a lei de movimento de x_t é conveniente aumentar x_t pelas expectativas $E_t \tilde{y}_{(t+1)}$ e $E_t \bar{\pi}_{(H,t+1)}$, que define o vetor $n \times 1$:

$$s_t = [x_t', E_t \tilde{y}_{(t+1)}, E_t \bar{\pi}_{(H,t+1)}] \quad (\text{D.4})$$

O que permite moldar o modelos de DSGE log-linearizado na forma linear canônica de expectativas racionais que subjaz o método de solução proposto por Sims (2002):

$$\Gamma_0 s_t = \Gamma_1 s_{(t-1)} + \Lambda \epsilon_t + \Psi \eta_t \quad (\text{D.5})$$

Em que ϵ_t é o vetor de erros do modelo e η_t captura os erros de previsão de expectativas racionais um período a frente. Os sistemas de matrizes Γ_0 , Γ_1 , Λ e Ψ estão em função dos parâmetros θ do modelo DSGE. Para que as condições de equilíbrio linearizadas tenham uma solução para o problema de programação dinâmica das famílias e das firmas no modelo DSGE, um conjunto de condições de transversalidade tem que ser satisfeitas. Tais condições são satisfeitas se a lei de movimento é não explosiva. Caso o sistema tenha uma solução estável única, então ele pode ser escrito como um VAR em s_t :

$$s_t = \Phi_1(\theta) s_{(t-1)} + \Phi_\epsilon(\theta) \epsilon_t \quad (\text{D.6})$$

Em que o coeficientes das matrizes $\Phi_1(\theta)$ e $\Phi_\epsilon(\theta)$ são funções dos parâmetros estruturais do modelo DSGE. Esta representação do VAR forma a base para o modelo empírico.

Para construir a função de verossimilhança, precisa-se relacionar as variáveis do modelo s_t com o conjunto de variáveis observadas y_t . Deste modo, completa-se a especificação do modelo empírico por meio de um conjunto de equações de medida.

As equações D.7, D.8, D.9, D.10, D.11 e D.12 descrevem as primeiras diferenças das variáveis observáveis, que serão utilizadas como *input* para a estimação dos parâmetros *a posteriori*.

$$DLPIB = PIB_t - PIB_{(t-1)}; \quad (\text{D.7})$$

$$DLIPCA = Inflacao_{H,t} - Inflacao_{H,t-1}; \quad (\text{D.8})$$

$$DLHPIB = HiatoPIB_t - HiatoPIB_{t-1}; \quad (\text{D.9})$$

$$DLSELIC = JurosNominal_t - JurosNominal_{(t-1)}; \quad (\text{D.10})$$

$$DLTOT = Termotroca_t - Termotroca_{(t-1)}; \quad (\text{D.11})$$

$$DDIVB_{PIB} = debt_{(t+1)} - debt_t; \quad (\text{D.12})$$

Os parâmetros estruturais são coletados no vetor θ . O sistema de equações de medida (D.7 - D.12) pode ser definido como:

$$y_t = \Omega_0(\theta) + \Omega_1(\theta)t + \Omega_2(\theta)s_t + u_t \quad (\text{D.13})$$

Em que u_t é o vetor de erros de medida. As equações (D.6) e (D.13) fornecem uma representação do estado espaço para o modelo DSGE linearizado. Tal representação fornece a densidade conjunta para as observações e o estado latente dados os parâmetros:

$$p(Y_{1:T}, S_{1:T} | \theta) = \prod_{t=1}^T p(y_t, s_t | Y_{1:t-1}, S_{1:t-1}, \theta) \quad (\text{D.14})$$

$$p(Y_{1:T}, S_{1:T} | \theta) = \prod_{t=1}^T p(y_t | s_t, \theta) p(s_t | s_{t-1}, \theta), \quad (\text{D.15})$$

Em que $p(y_t | s_t, \theta)$ e $p(s_t | s_{t-1}, \theta)$ representam as equações de medida e estado de transição, respectivamente. Contudo, a inferência Bayesiana tem que ser baseada na função de verossimilhança que é construída somente de observáveis, $p(Y_{1:T} | \theta)$, o que significa que as variáveis escondidas $S_{1:T}$ tem de ser integradas. Um filtro gera a sequência de distribuições condicionais $s_t | Y_{1:T}$ e densidades $p(y_t | Y_{1:t-1}, \theta)$. Por sua vez, a desejada função de verossimilhança pode ser obtida como:

$$p(Y_{1:T}, | \theta) = \prod_{t=1}^T p(y_t | Y_{1:t-1}, \theta) \quad (\text{D.16})$$

Caso o modelo DSGE seja log-linearizado e os erros são gaussianos, como é caso do modelo deste trabalho, então as distribuições que aparecem no algoritmo são gaussianas. Neste caso, o filtro de Kalman pode ser utilizado para calcular recursivamente as médias e matrizes de covariância dessas distribuições e, portanto, valorizar a função de verossimilhança.

O Filtro de Kalman é aplicado na forma canônica do modelo, que fornece os elementos necessários para calcular a função de verossimilhança dos dados observados. As modalidades posteriores são obtivas por meio da otimização numérica da função de verossimilhança multiplicada pelas informações a priori.

O algoritmo *Metropolis-Hastings*, que pertence à classe dos algoritmos de Monte Carlo via Cadeia de Markov (MCMC), é então utilizado para gerar uma amostra com o intuito de ter uma aproximação das distribuições *a posteriores*. Nos métodos de Monte Carlo via cadeias de Markov (MCMC) a ideia é obter uma amostra da distribuição *a posteriori* e calcular estimativas amostrais de características desta distribuição por meio de técnicas de simulação iterativa, baseadas em cadeias de Markov. O objetivo é simular um passeio aleatório no espaço de θ que convirja para uma distribuição estacionária, que é

a distribuição de interesse no problema. Uma discussão mais geral sobre o tema pode ser encontrada por exemplo em Gamerman (1997) e Gamerman e Lopes (2006).

Por meio de algoritmos de *Metropolis-Hastings* um valor é gerado de uma distribuição auxiliar e aceito com uma dada probabilidade. Este mecanismo de correção garante a convergência da cadeia para a distribuição de equilíbrio, que neste caso é a distribuição *a posteriori*.

Maiores informações a respeito do procedimento de estimação é explicado por Koop (2003), An e Schorfheide (2007) e Mancini-Griffoli (2007), que consiste de vários passos. Da solução na canônica do modelo obtêm-se uma representação do estado espaço do modelo, em que as variáveis de estado não observadas são mapeadas nos dados observados.

APÊNDICE E – Demais Modelos

Na tabela 1, encontram-se os parâmetros do sistema de equações. Desta forma, partindo-se do modelo Novo Keynesiano com setor externo e interação entre as políticas, a anulação dos parâmetros ζ , ρ_g , ρ_τ , g_y , g_b , τ_y , τ_b , B_{EE} , C_{EE} , fornece a versão do modelo de economia aberta sem governo, com as seguintes equações:

$$\tilde{y}_t = E_t\{\tilde{y}_{(t+1)}\} - \frac{1}{\sigma_\alpha}(\tilde{r}_t - E_t\{\tilde{\pi}_{(H,t+1)}\} - \bar{r}_t^n), \quad (\text{E.1})$$

$$\bar{\pi}_{(H,t)} = \lambda^f E_t\{\bar{\pi}_{(H,t+1)}\} + \kappa \bar{m} \bar{c}_t + \varepsilon_t^\pi \quad (\text{E.2})$$

$$\bar{r}_t^n = \sigma_\alpha (E_t\{\bar{y}_{(t+1)}\}^n - \bar{y}_t^n) + \sigma_\alpha \alpha (\ddot{\omega} - 1) (\rho_c^* - 1) \bar{c}_t^* \quad (\text{E.3})$$

$$\bar{y}_t^n = \frac{(1 + \varphi)}{(\sigma_\alpha + \varphi)} a_t - \frac{(\sigma + \sigma_\alpha)}{(\sigma_\alpha + \varphi)} \bar{c}_t^* \quad (\text{E.4})$$

$$\bar{m} \bar{c}_t = (\sigma_\alpha + \varphi) (\bar{y}_t - \bar{y}_t^n) \quad (\text{E.5})$$

$$\bar{r} = \rho_r (\bar{r}_{(t-1)} - \bar{r}_{(t-1)}^\eta) + (1 - \rho_r) [r_\pi \bar{\pi}_{(H,t)} + r_y (\bar{y}_t - \bar{y}_t^n)] + \bar{r}_t^n + \varepsilon_t^r \quad (\text{E.6})$$

De forma semelhante, com a anulação dos parâmetros α , η e γ , chega-se à versão do modelo Novo Keynesiano Básico, que contém as seguintes equações:

$$\tilde{y}_t = E_t\{\tilde{y}_{(t+1)}\} - \frac{1}{\sigma_\alpha}(\tilde{r}_t - E_t\{\tilde{\pi}_{(H,t+1)}\} - \bar{r}_t^n), \quad (\text{E.7})$$

$$\bar{\pi}_{(H,t)} = \lambda^f E_t\{\bar{\pi}_{(H,t+1)}\} + \kappa \bar{m} \bar{c}_t + \varepsilon_t^\pi \quad (\text{E.8})$$

$$\bar{r}_t^n = \sigma_\alpha (E_t\{\bar{y}_{(t+1)}\}^n - \bar{y}_t^n) \quad (\text{E.9})$$

$$\bar{y}_t^n = \frac{(1 + \varphi)}{(\sigma_\alpha + \varphi)} a_t \quad (\text{E.10})$$

$$\bar{m} \bar{c}_t = (\sigma_\alpha + \varphi) (\bar{y}_t - \bar{y}_t^n) \quad (\text{E.11})$$

$$\bar{r} = \rho_r (\bar{r}_{(t-1)} - \bar{r}_{(t-1)}^\eta) + (1 - \rho_r) [r_\pi \bar{\pi}_{(H,t)} + r_y (\bar{y}_t - \bar{y}_t^n)] + \bar{r}_t^n + \varepsilon_t^r \quad (\text{E.12})$$

Finalmente, após a anulação do parâmetro de rigidez nominal, θ , chega-se à versão do modelo clássico.

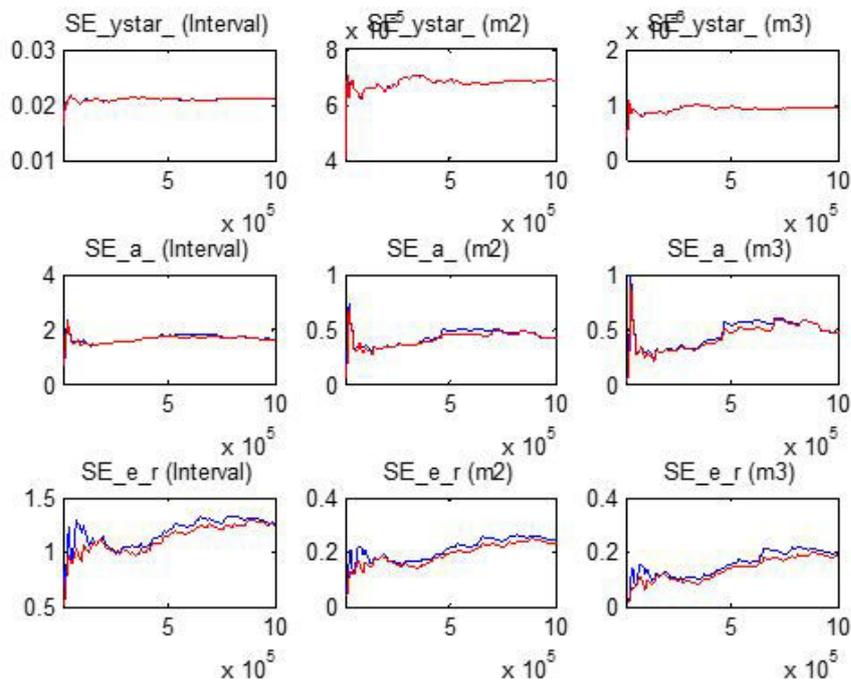
ANEXO A – Demais gráficos do capítulo 5

A.1 Diagnóstico Univariado do MCMC

Gráfico do diagnóstico de convergência univariado gerado pelo comando *estimation*. A primeira coluna de gráficos mostra o diagnóstico de convergência de Brooks and Gelman (1998, seção 3) para o intervalo de 80%. A linha em azul mostra

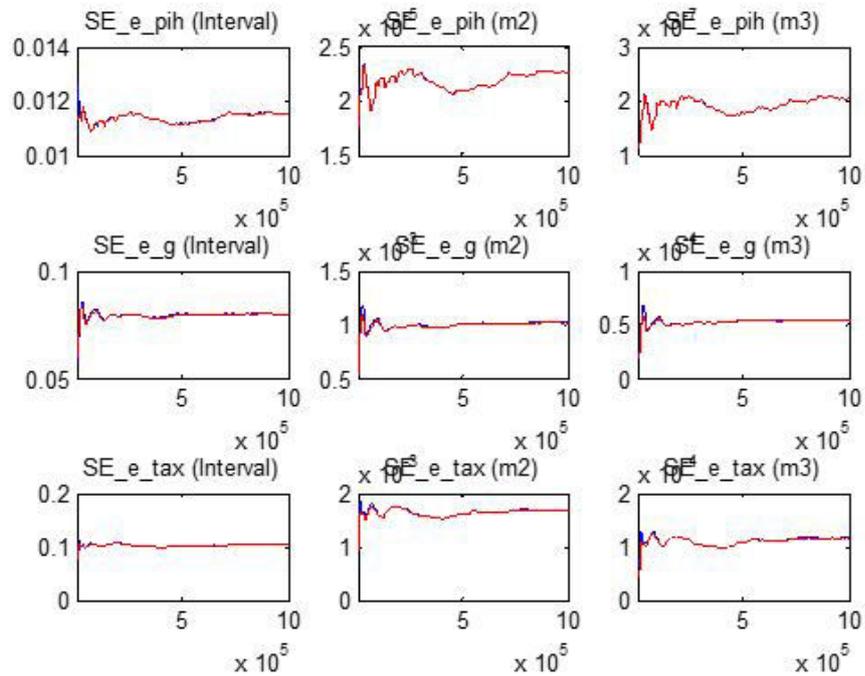
A linha azul mostra o intervalo/quantil de 80% com base nos *pooled draws* de todas as seqüências, enquanto que a linha vermelha mostra o intervalo médio com base nas extrações das seqüências individuais. A segunda e terceira coluna, (M2) e (M3), mostram uma estimativa das mesmas estatísticas para os segundo e terceiro momentos centrais, isto é, os desvios absolutos quadrado e ao cubo do pooled e a média dentro da amostra, respectivamente. Se as cadeias convergem, as duas linhas devem estabilizar horizontalmente e devem ser próximas uma da outra. Os gráficos descritos são baseados em um número crescente de extração de parâmetros.

Figura 11 – Diagnóstico Univariado do MCMC



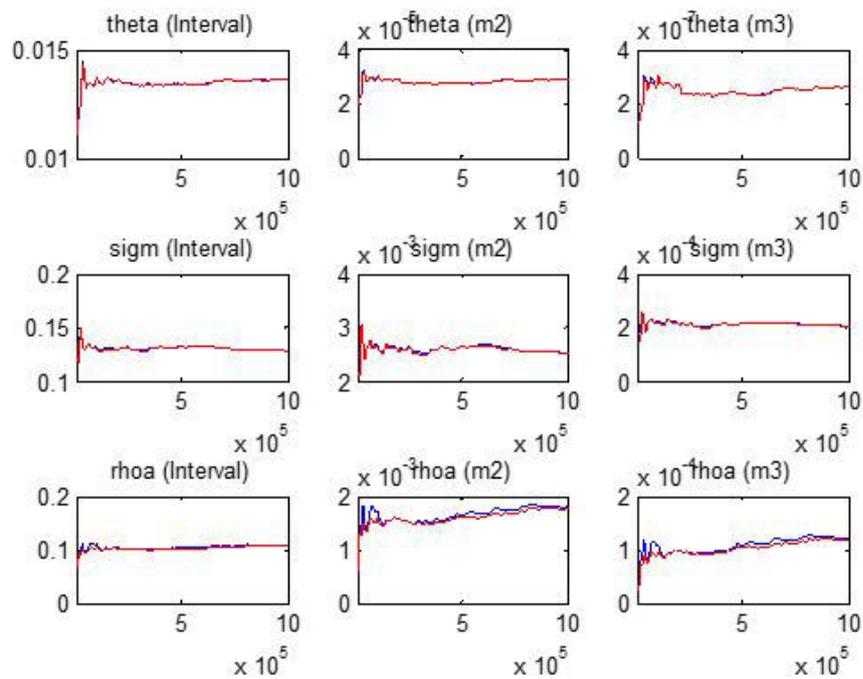
Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software Dynare 4.4.3*

Figura 12 – Diagnóstico Univariado do MCMC



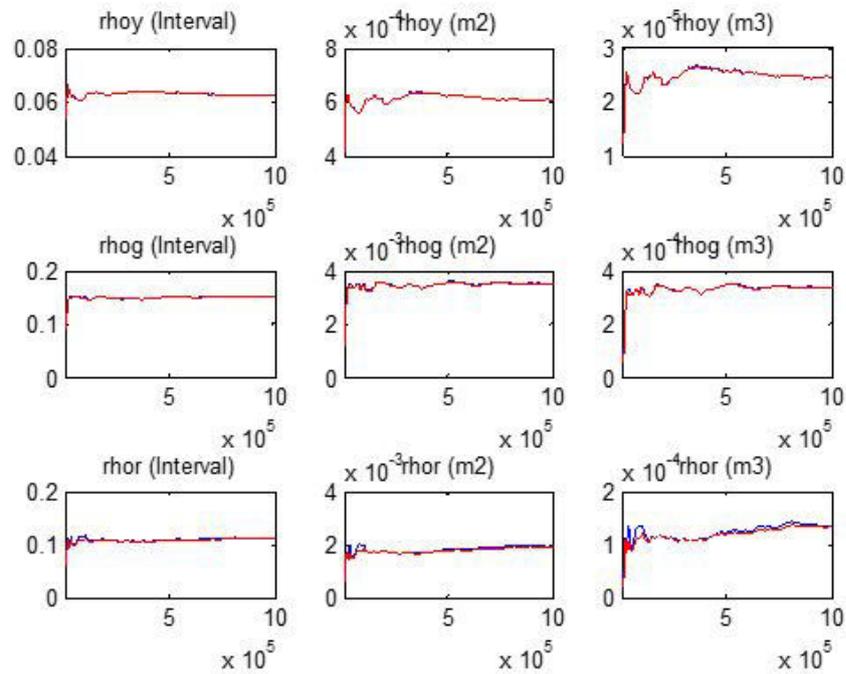
Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software Dynare 4.4.3*

Figura 13 – Diagnóstico Univariado do MCMC



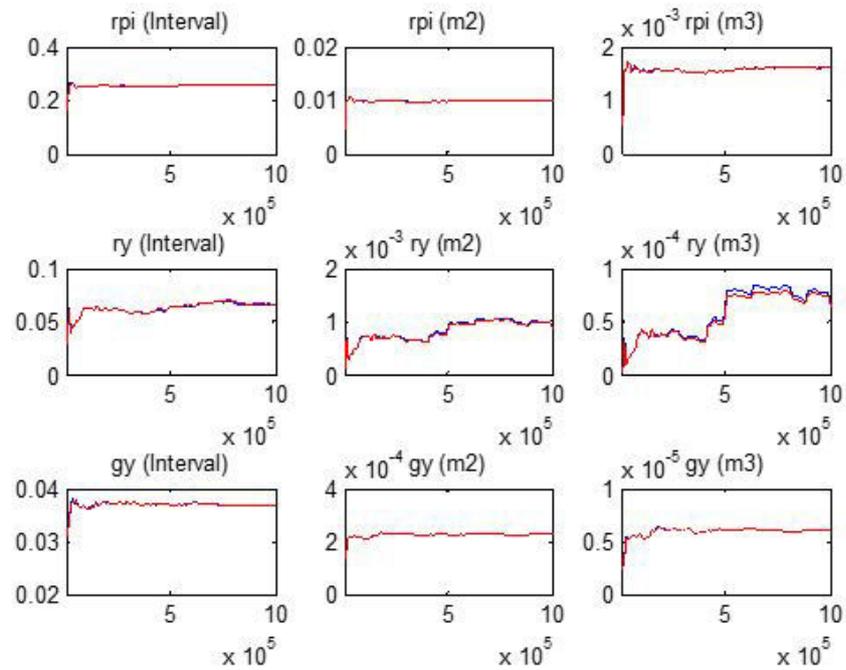
Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software Dynare 4.4.3*

Figura 14 – Diagnóstico Univariado do MCMC



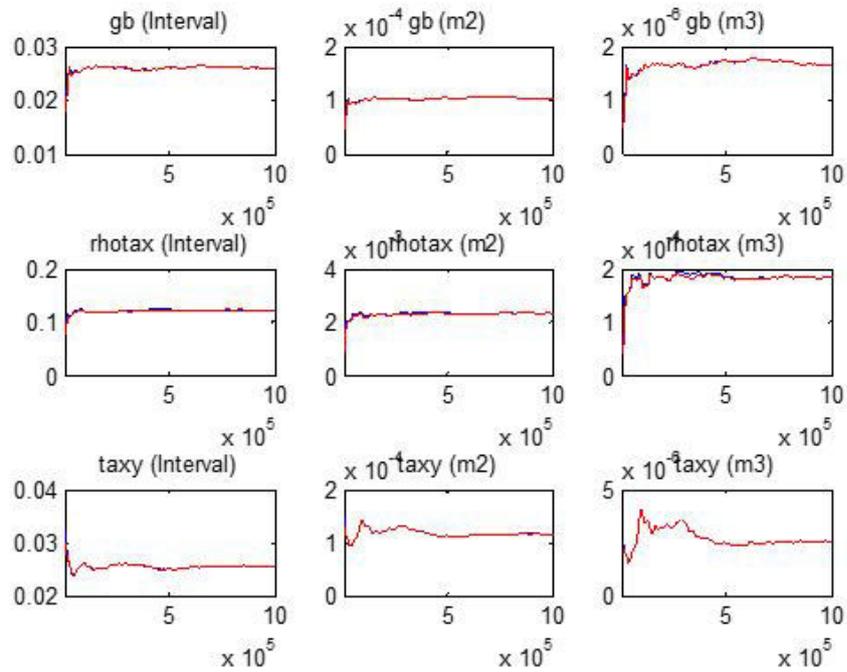
Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software Dynare 4.4.3*

Figura 15 – Diagnóstico Univariado do MCMC



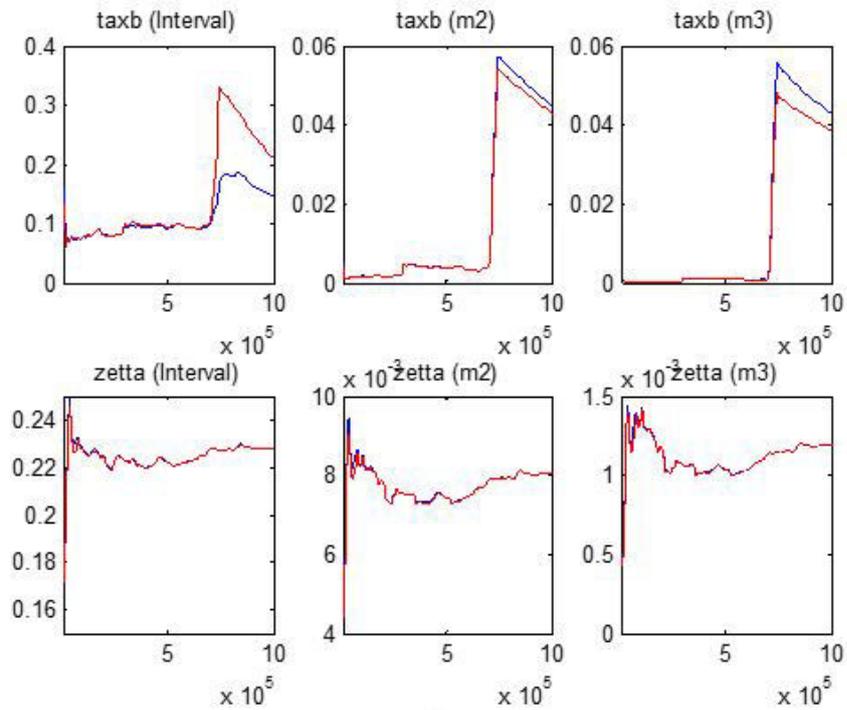
Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software Dynare 4.4.3*

Figura 16 – Diagnóstico Univariado do MCMC



Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software Dynare 4.4.3*

Figura 17 – Diagnóstico Univariado do MCMC

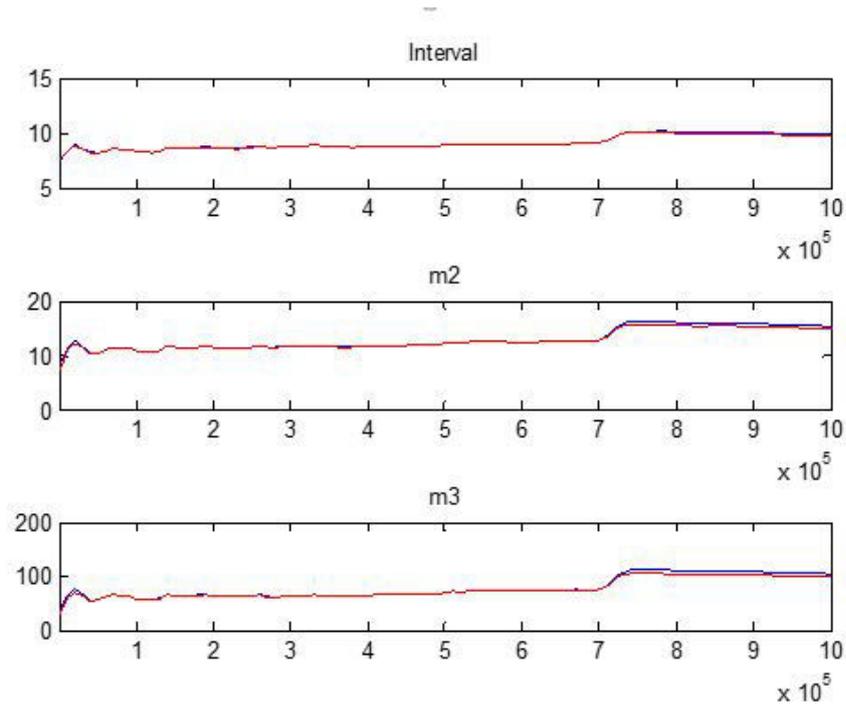


Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software Dynare 4.4.3*

A.2 Diagnóstico multivariado da *priori*

Gráfico do diagnóstico multivariado da convergência gerado pelo comando *estimation*. Mesmo diagnóstico do univariado, com exceção de que agora as estatísticas estão sendo baseadas na variação das funções de verossimulância ao invés dos parâmetros individuais. A distribuição kernel posterior está sendo usada para agregar os parâmetros.

Figura 18 – Diagnóstico multivariado da *priori*

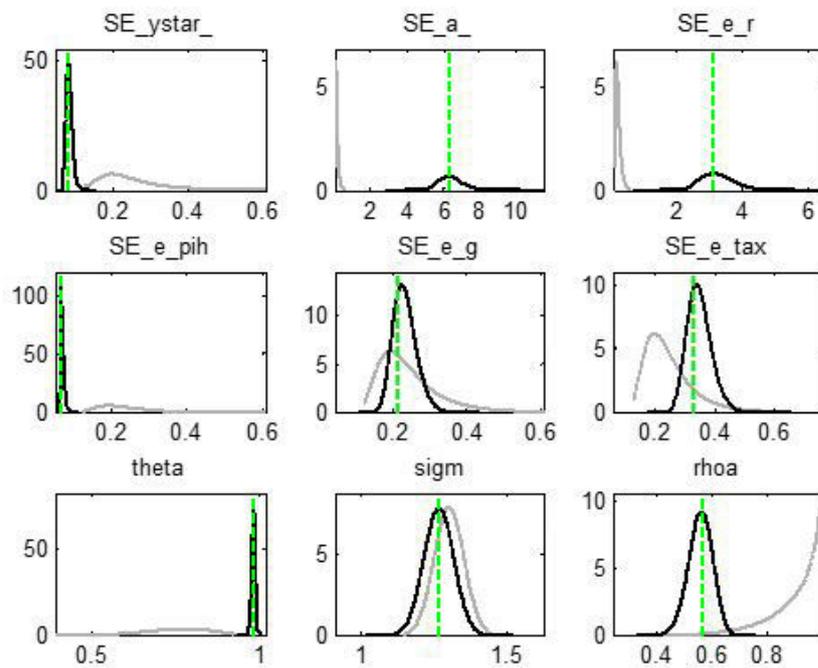


Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software Dynare 4.4.3*

A.3 Prioris e Posterioris

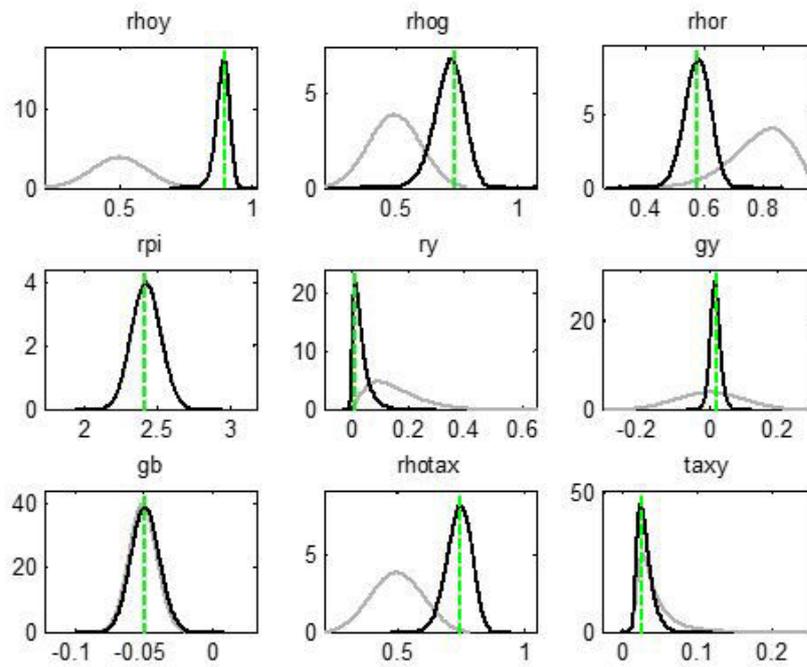
O eixo x mostra parte do suporte da distribuição *a priori* e o eixo y mostra a densidade correspondente. A linha cinza mostra a densidade *a priori* e a linha preta mostra a densidade *a posteriori* da distribuição. A linha verde horizontal indica a moda posterior.

Figura 19 – Prioris e Posterioris



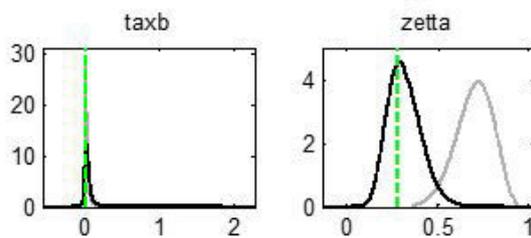
Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software Dynare 4.4.3*

Figura 20 – Prioris e Posterioris



Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software Dynare 4.4.3*

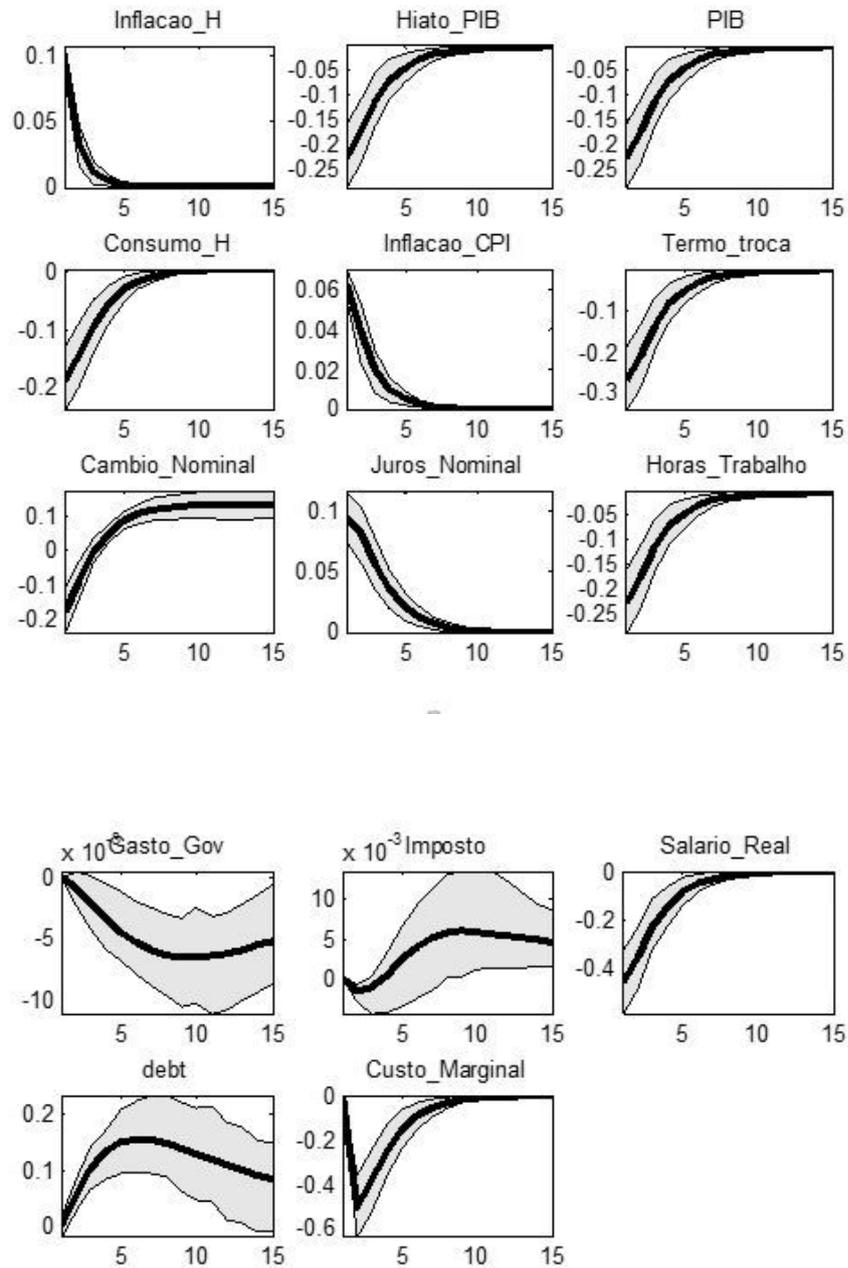
Figura 21 – Prioris e Posterioris



Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software Dynare 4.4.3*

A.4 Função de Impulso Resposta - Choque de Inflação Mod.1

Figura 22 – Efeitos de Impulso/Resposta do Choque de inflação: Modelo Novo-Keynesiano com setor externo e interação de políticas



Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software Dynare 4.4.3*

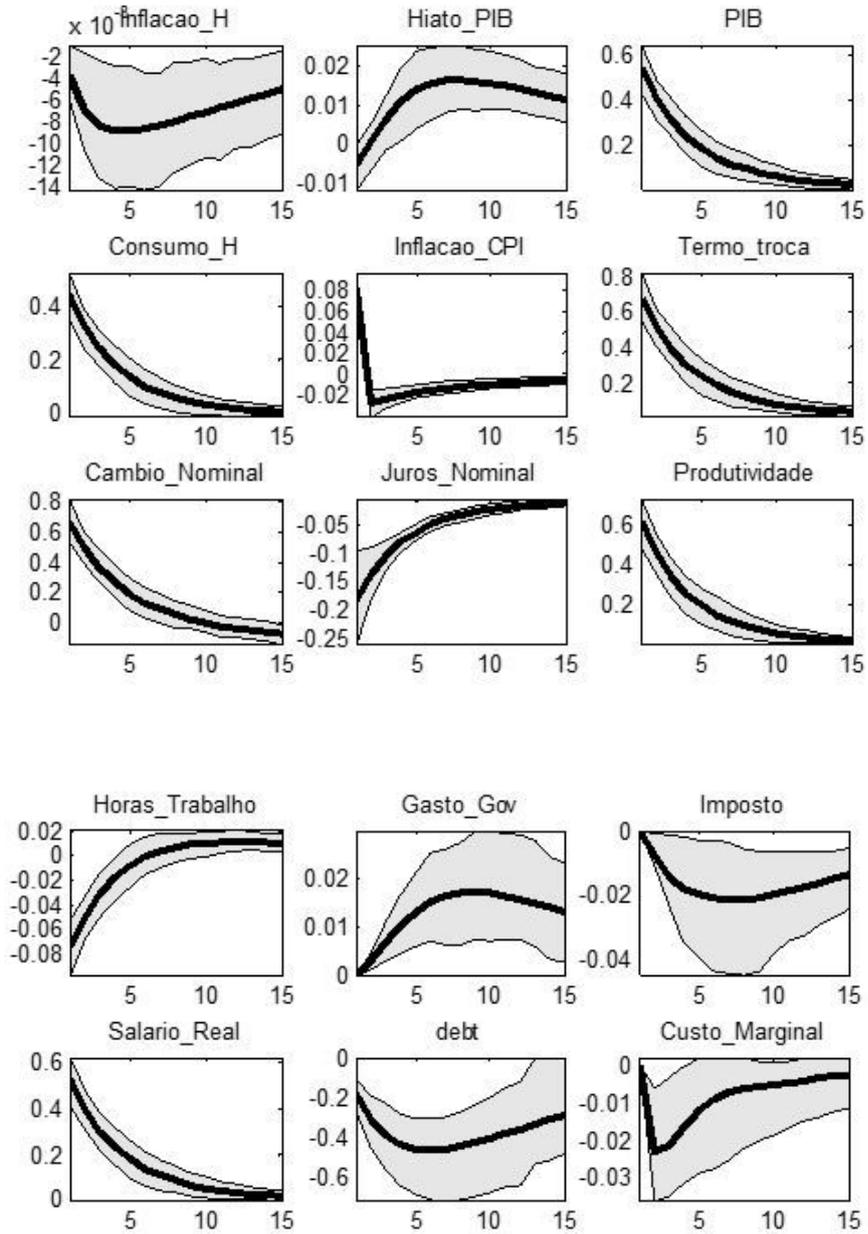
A.5 Função de Impulso Resposta - Período Pré-*subprime*Figura 23 – Efeitos de Impulso/Resposta do Choque de produtividade:Pré-*subprime*

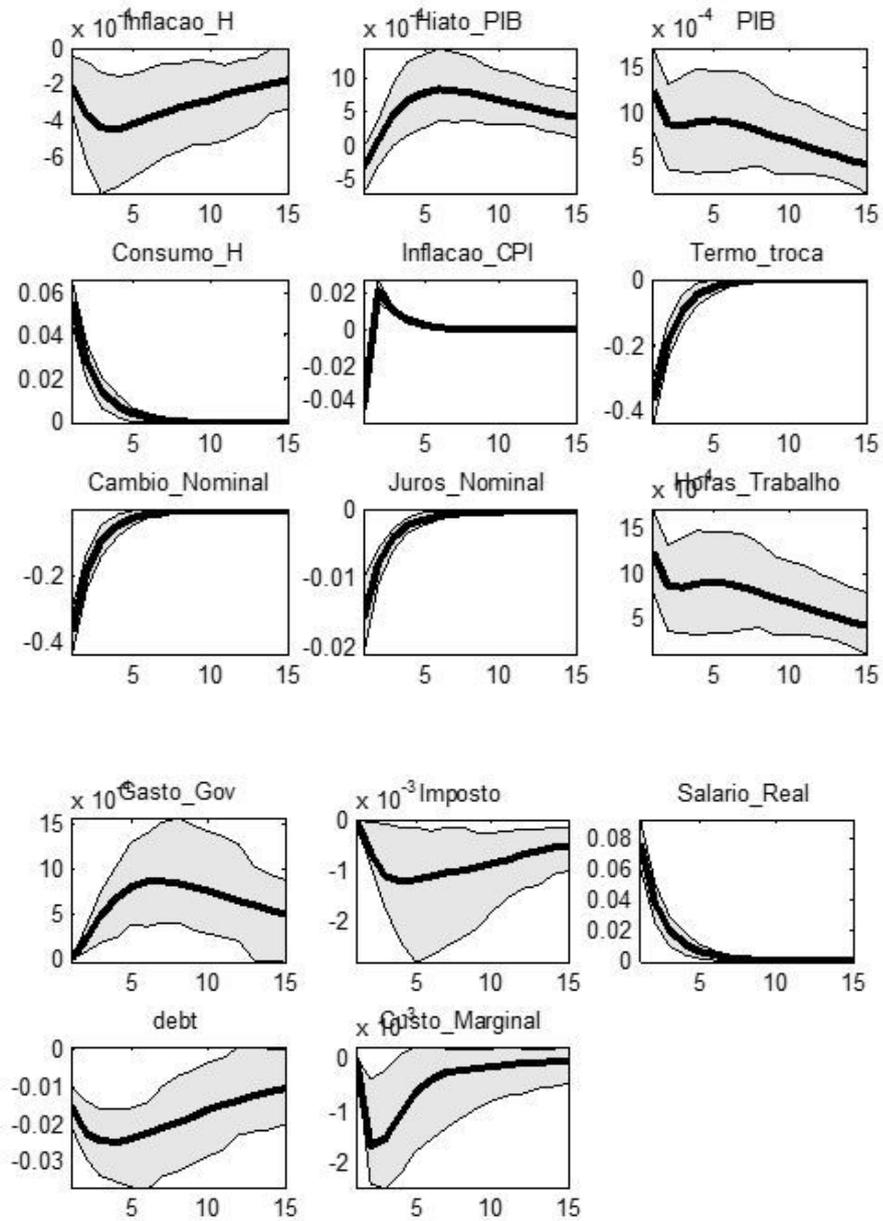
Figura 24 – Efeitos de Impulso/Resposta do Choque de produto mundial: Pré-*subprime*A.6 Função de Impulso Resposta - Período Pós-*subprime*

Figura 25 – Efeitos de Impulso/Resposta do Choque de Inflação: *Pré-subprime*

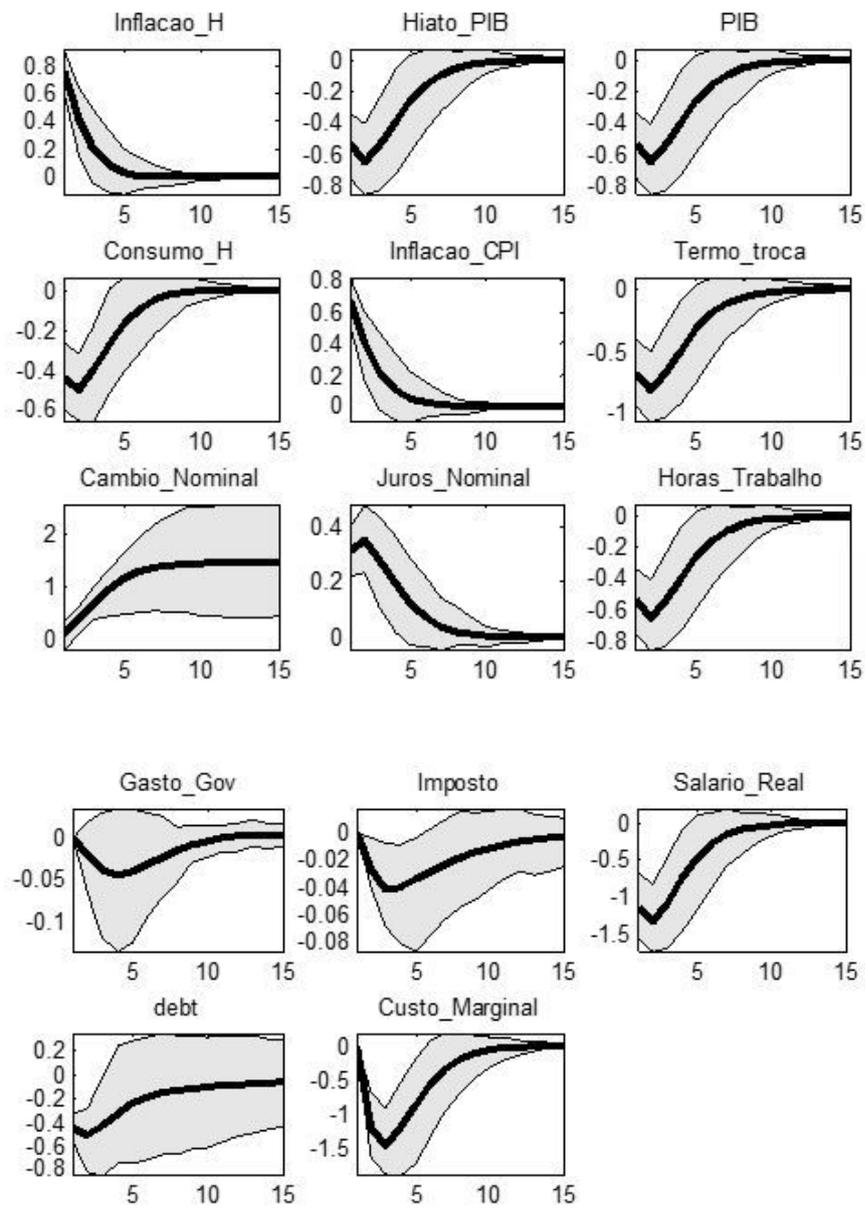


Figura 26 – Efeitos de Impulso/Resposta do Choque de Política Monetária:Pré-*subprime*

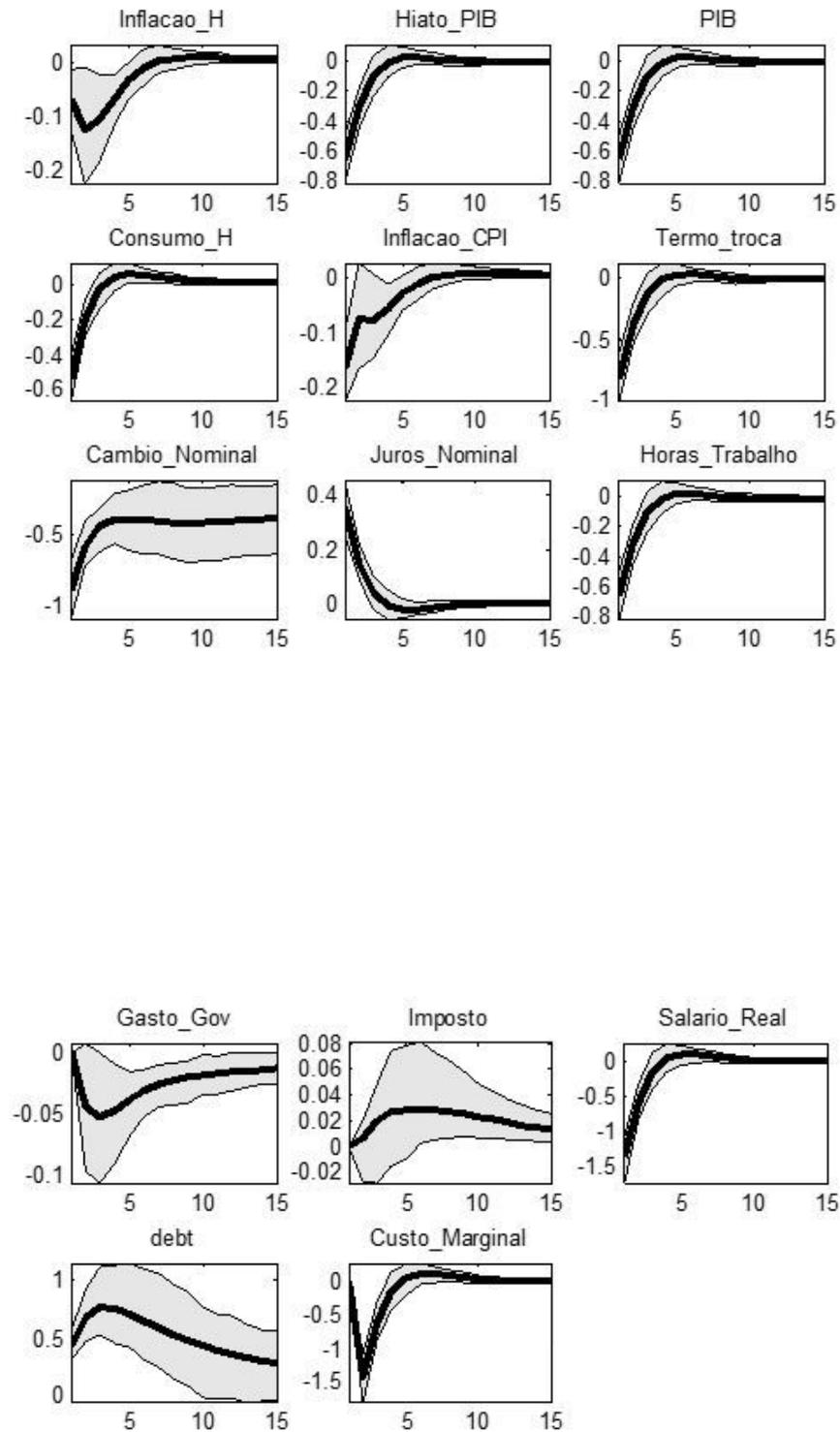


Figura 27 – Efeitos de Impulso/Resposta do Choque de Gastos do Governo: Pré-*subprime*

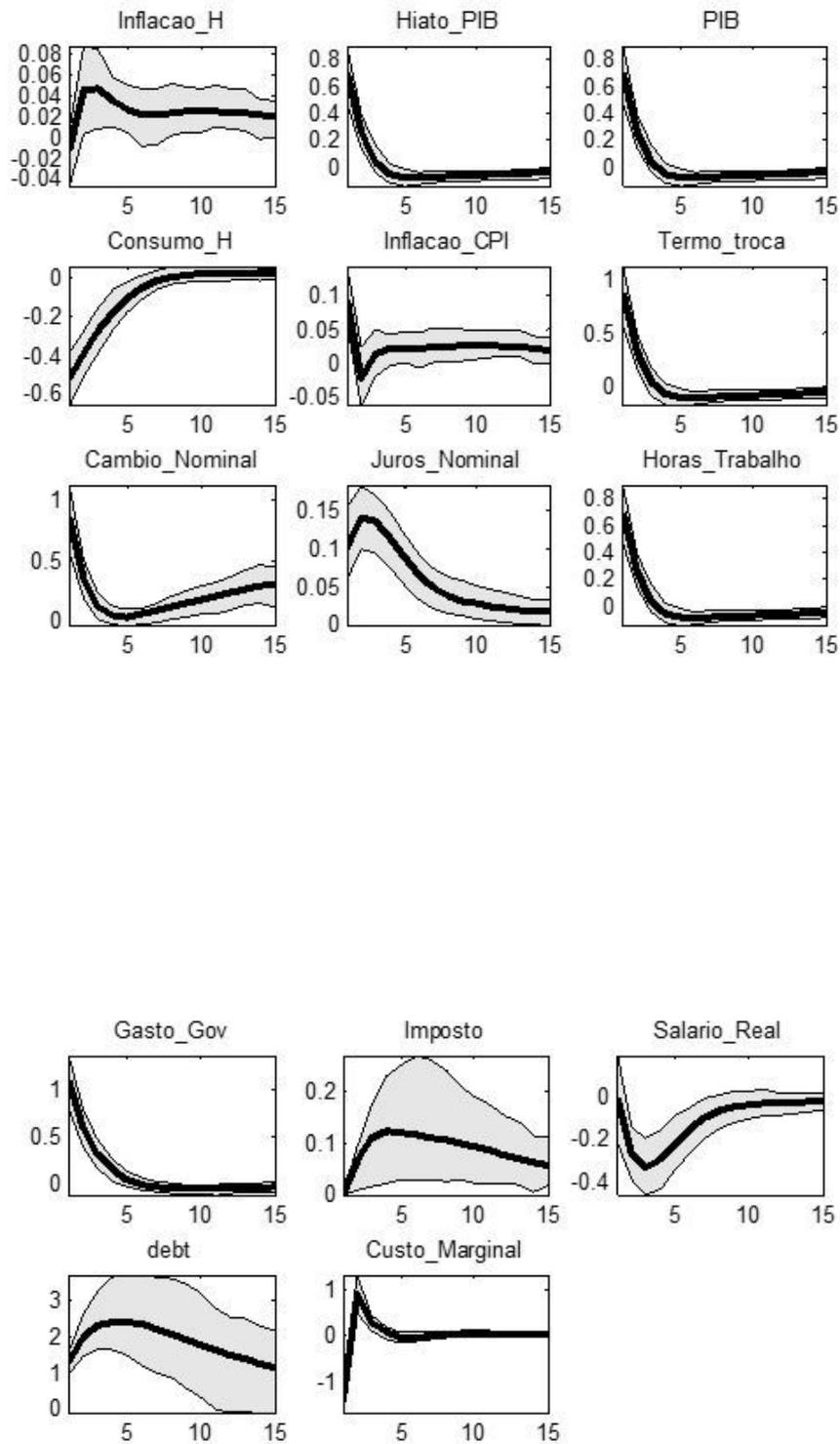
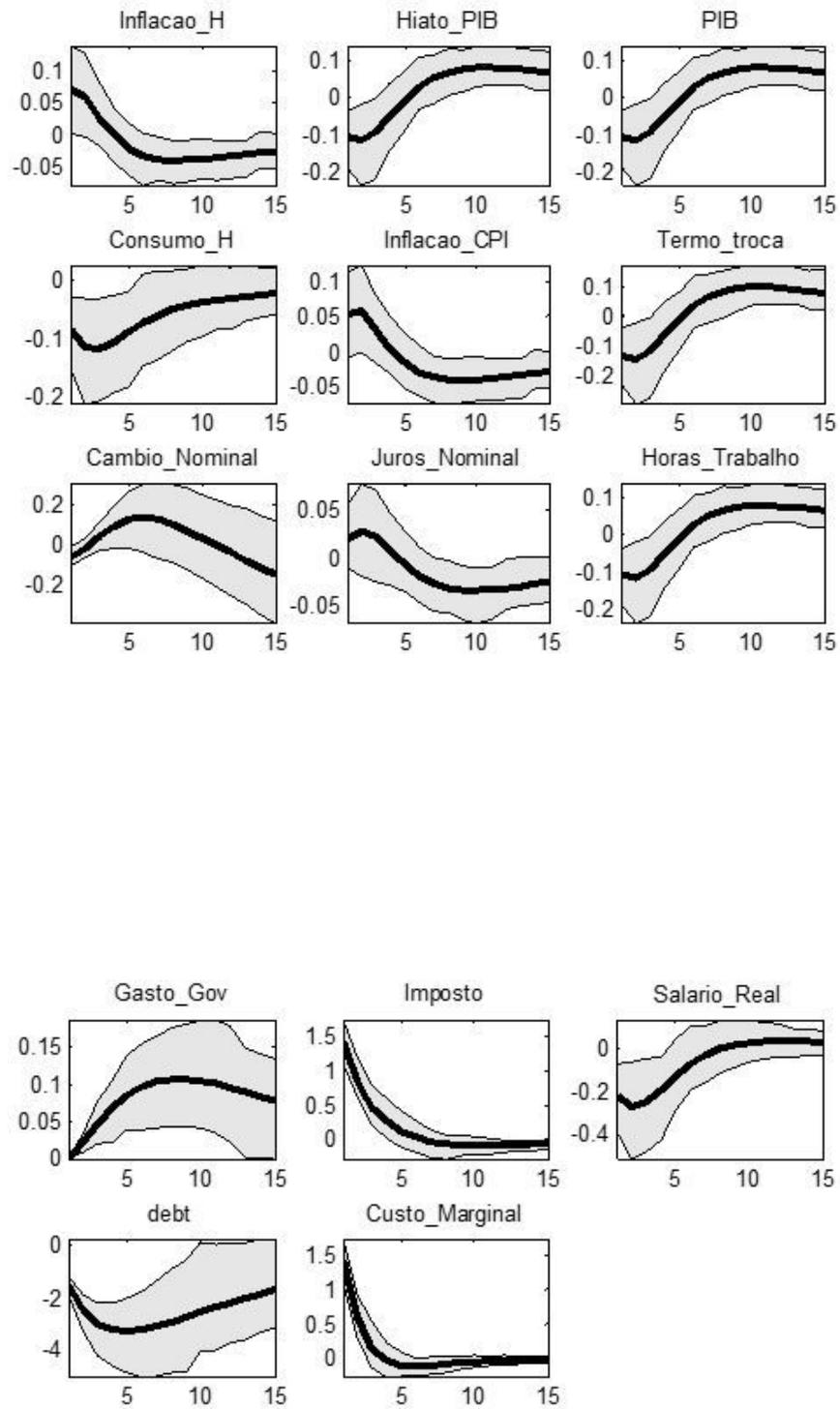


Figura 28 – Efeitos de Impulso/Resposta do Choque de Impostos: Pré-subprime



Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software Dynare 4.4.3*

Figura 29 – Efeitos de Impulso/Resposta do Choque de produtividade: Pós-*subprime*

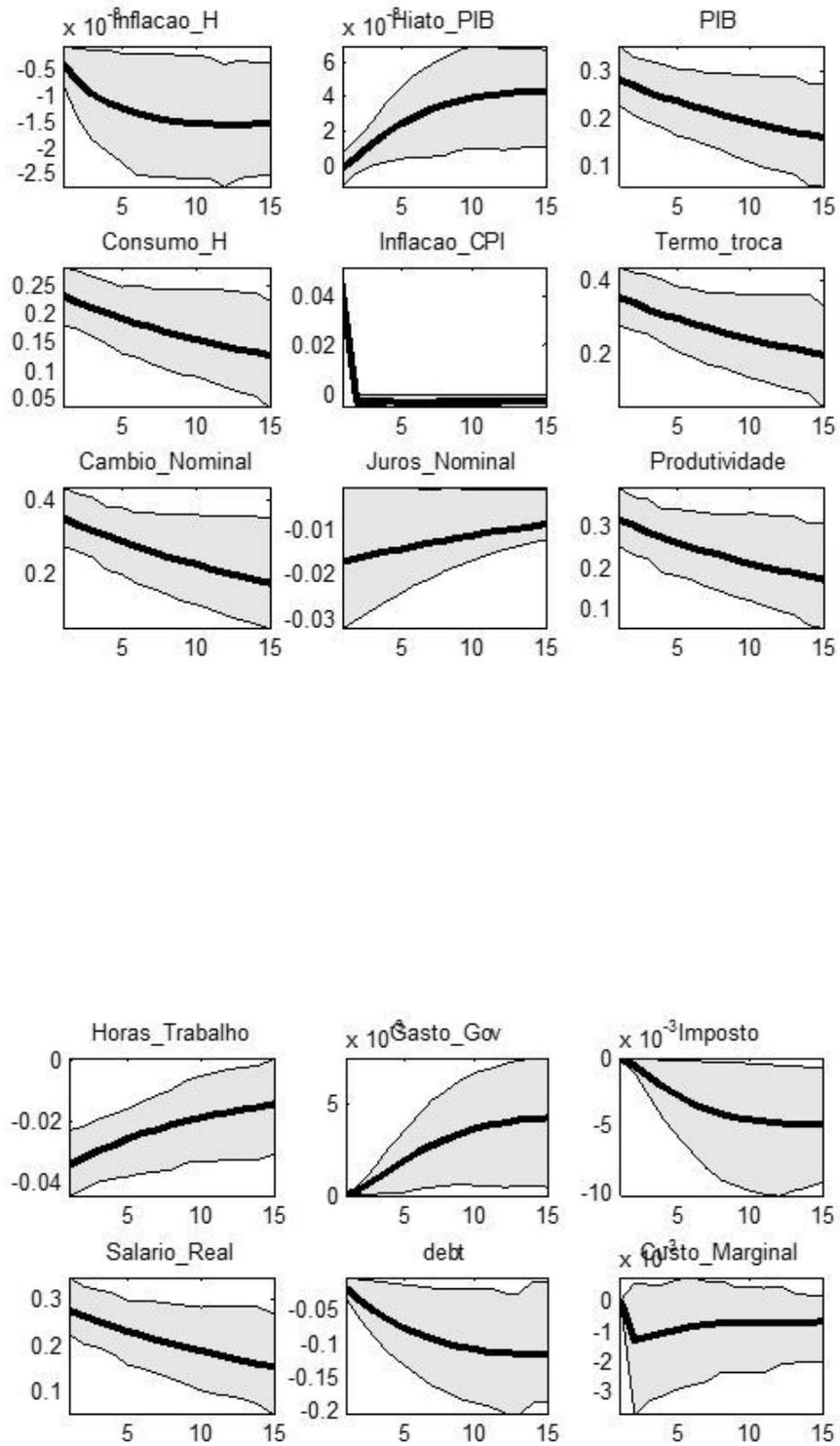


Figura 30 – Efeitos de Impulso/Resposta do Choque de produto mundial: Pós-*subprime*

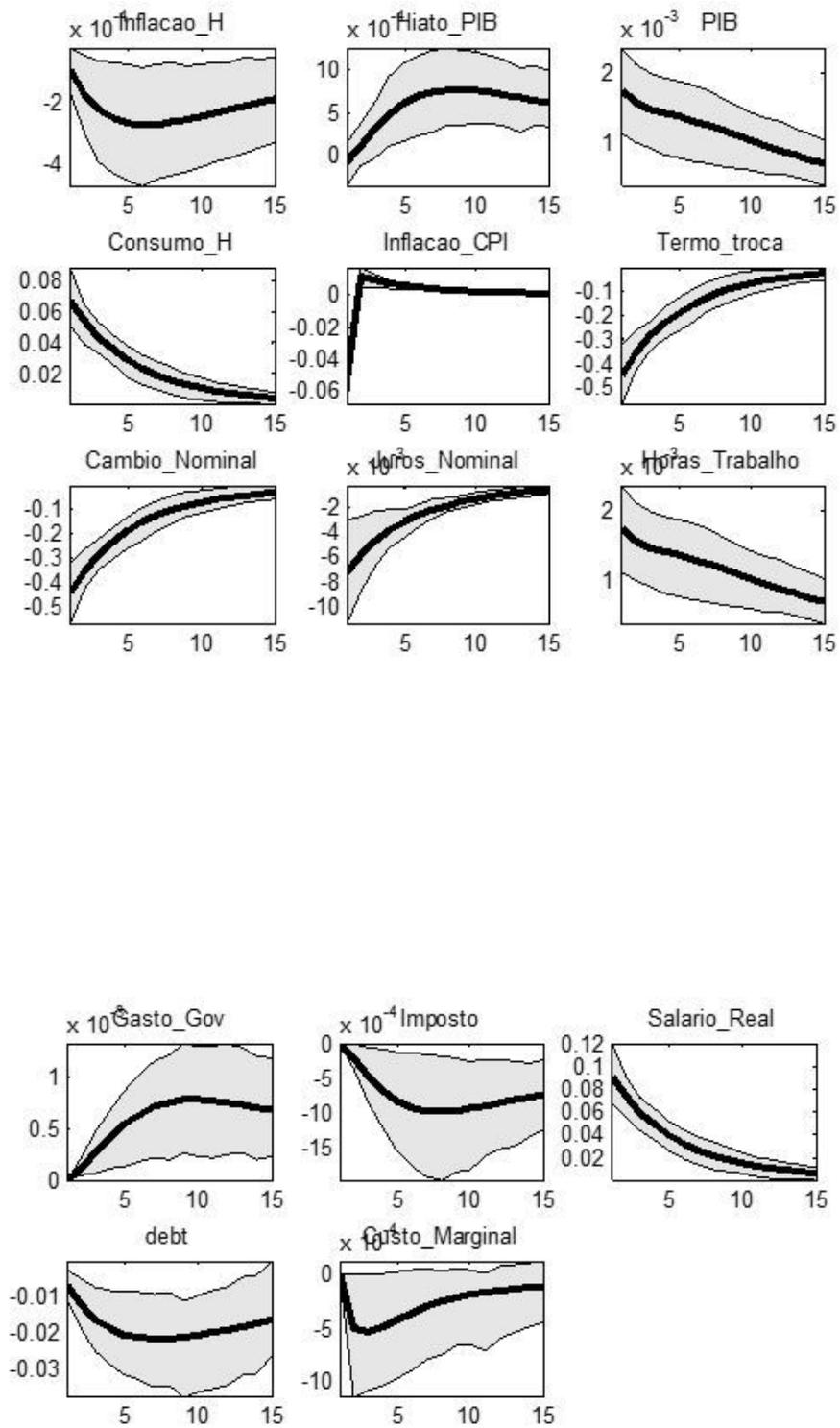


Figura 31 – Efeitos de Impulso/Resposta do Choque de Inflação: Pós-*subprime*

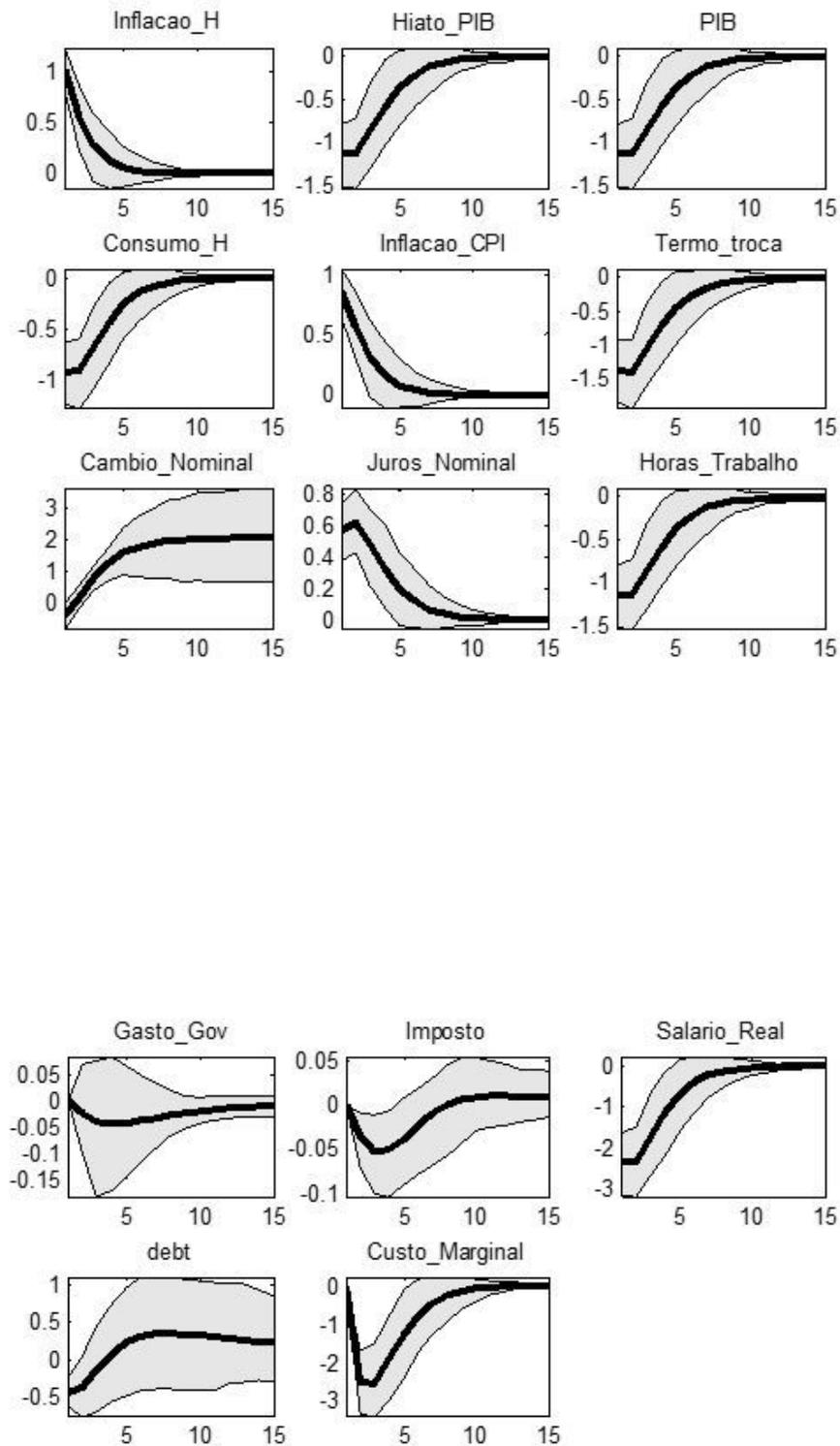


Figura 32 – Efeitos de Impulso/Resposta do Choque de Política Monetária: Pós-*subprime*

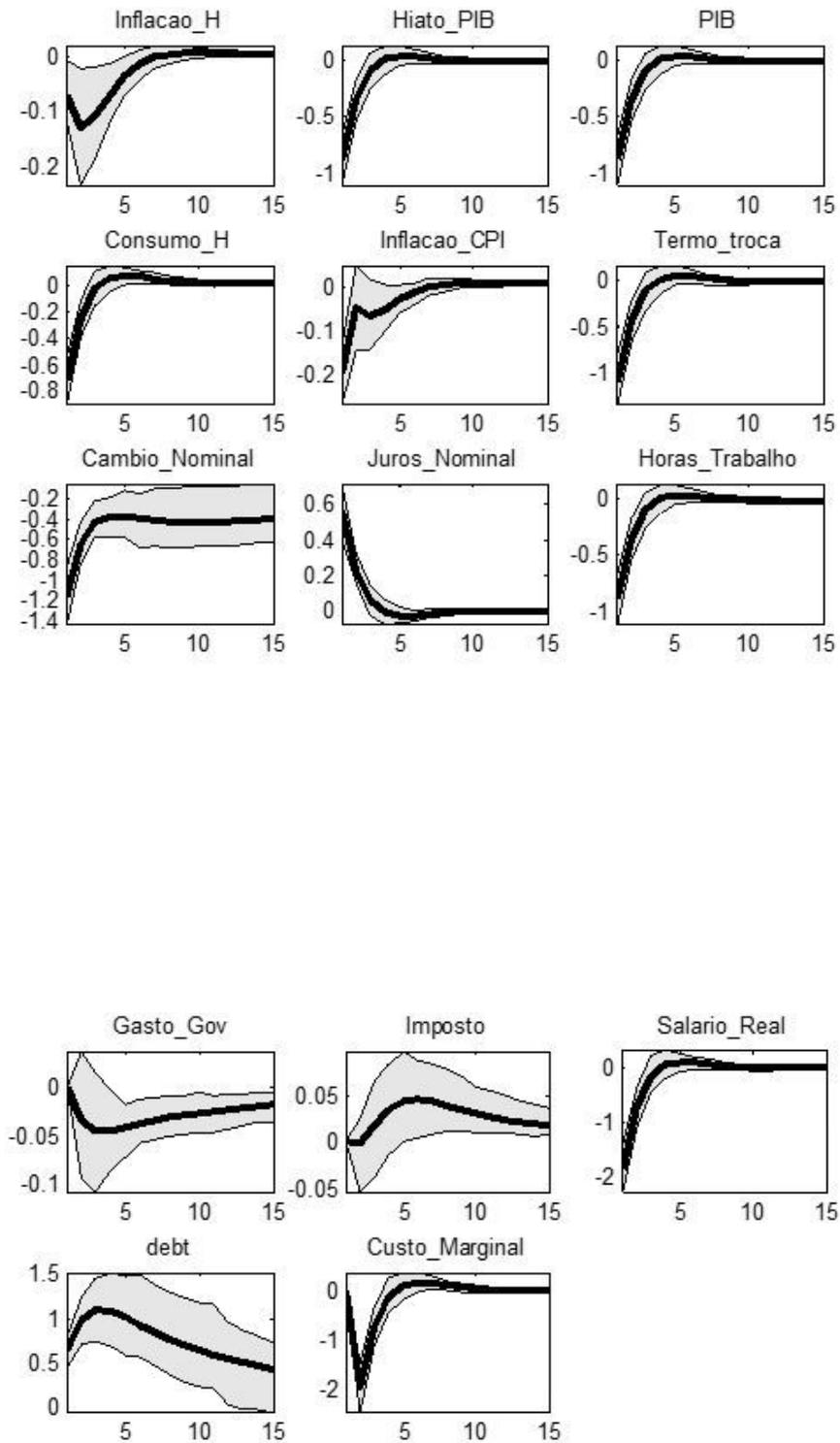


Figura 33 – Efeitos de Impulso/Resposta do Choque de Gastos do Governo: Pós-*subprime*

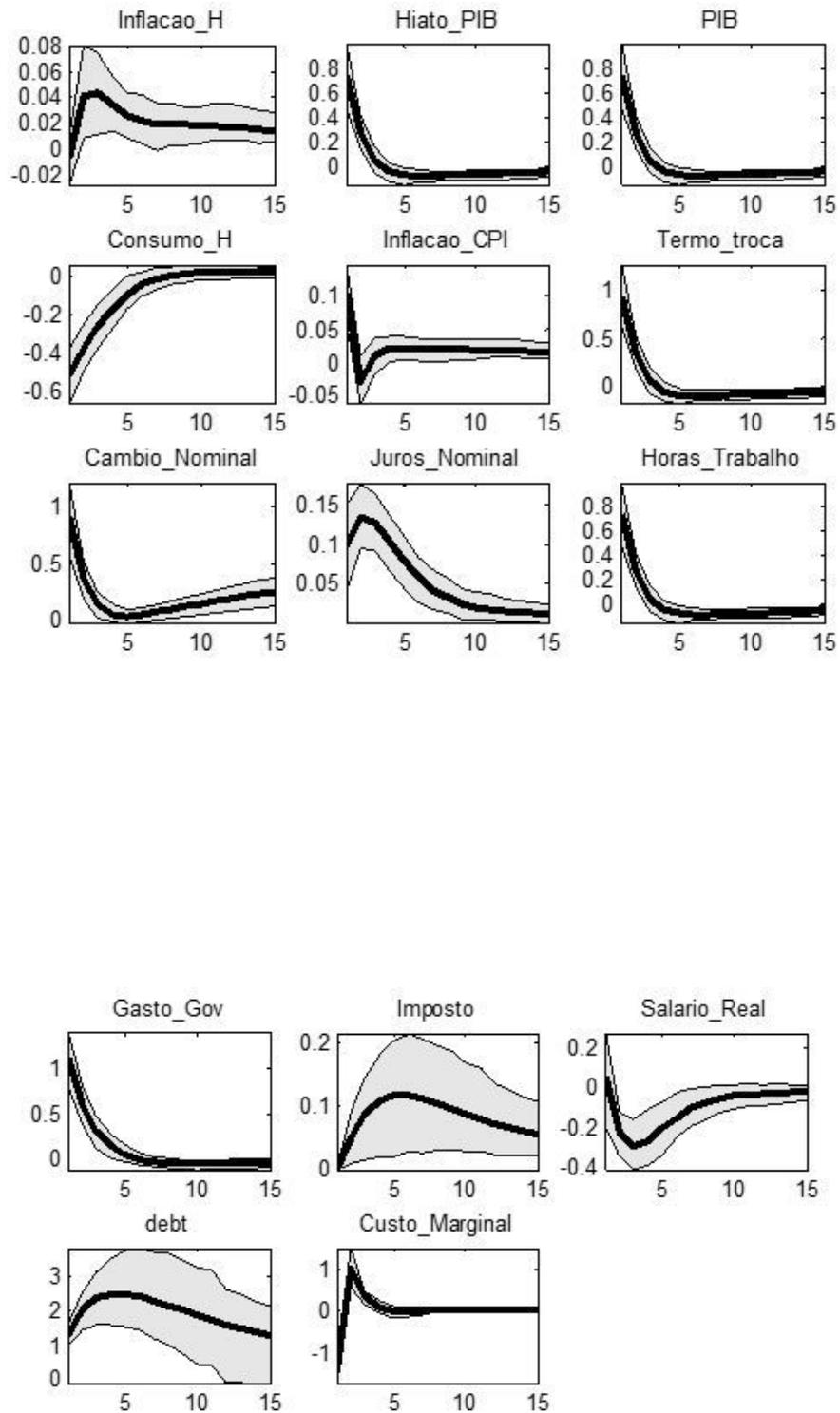
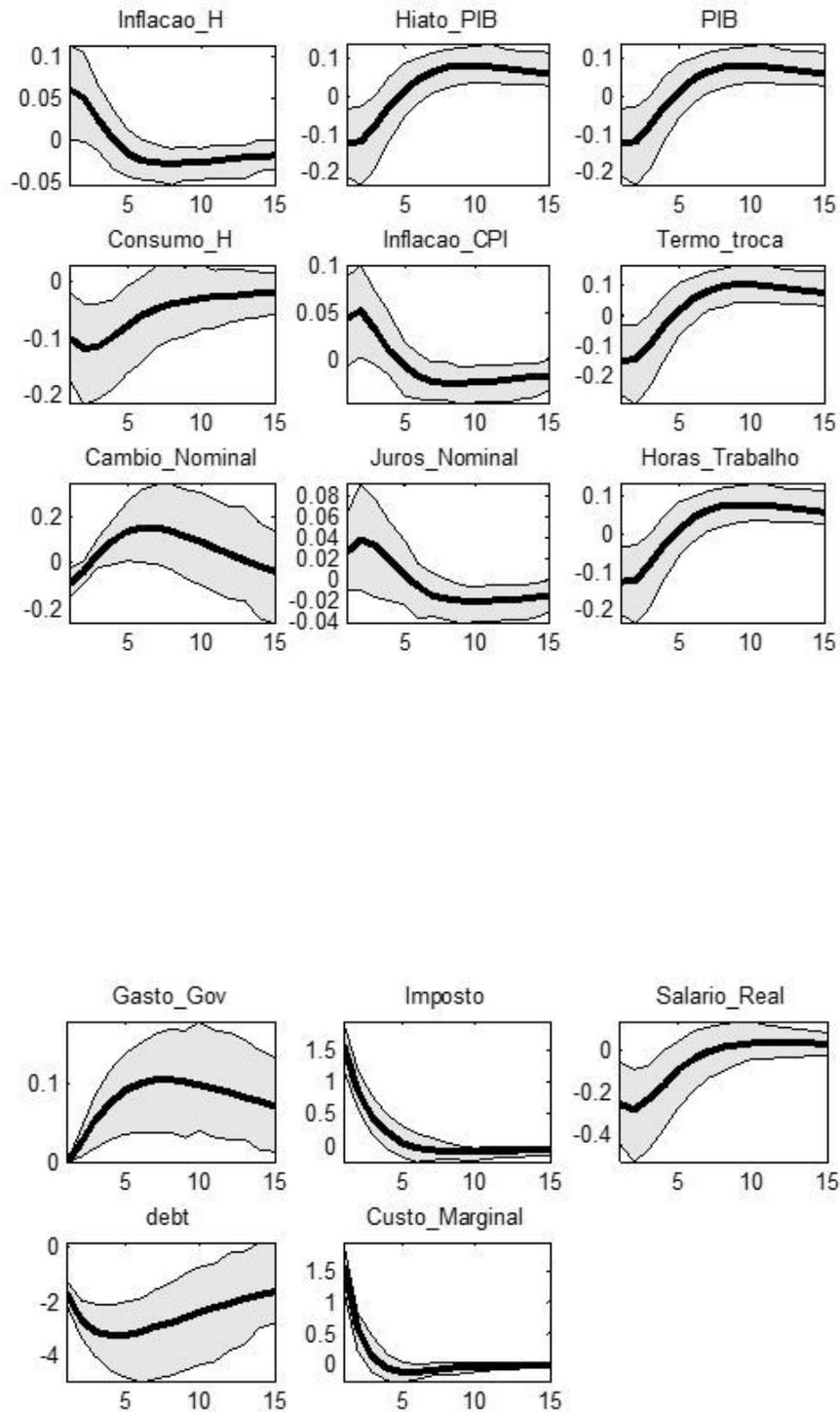


Figura 34 – Efeitos de Impulso/Resposta do Choque de Impostos: Pós-*subprime*



Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software Dynare 4.4.3*