

UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA
FACULDADE DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

ELDER TIAGO DA COSTA DE SOUZA

**OS EFEITOS DA CREDIBILIDADE E DA CLAREZA DAS AUTORIDADES
MONETÁRIA E FISCAL SOBRE AS VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS: UMA
MODELAGEM DSGE PARA A ECONOMIA BRASILEIRA**

JUIZ DE FORA

2020

ELDER TIAGO DA COSTA DE SOUZA

**OS EFEITOS DA CREDIBILIDADE E DA CLAREZA DAS AUTORIDADES
MONETÁRIA E FISCAL SOBRE AS VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS: UMA
MODELAGEM DSGE PARA A ECONOMIA BRASILEIRA**

Tese apresentada ao Programa de Pós-graduação em Economia, da Universidade Federal de Juiz de Fora, como requisito parcial à obtenção do título de Doutor em Economia. Área de Concentração: Macroeconomia Aplicada.

Orientador: Prof. Dr. José Simão Filho

JUIZ DE FORA

2020

Ficha catalográfica elaborada através do programa de geração automática da Biblioteca Universitária da UFJF, com os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

DA COSTA DE SOUZA, ELDER TIAGO.

Os efeitos da credibilidade e da clareza das autoridades monetária e fiscal sobre as variáveis macroeconômicas: uma modelagem DSGE para a economia brasileira / ELDER TIAGO DA COSTA DE SOUZA. -- 2020.

166 f.

Orientador: José Simão Filho

Tese (doutorado) - Universidade Federal de Juiz de Fora, Faculdade de Economia. Programa de Pós-Graduação em Economia, 2020.

1. Política Monetária. 2. Política Fiscal. 3. Credibilidade. 4. Forward Guidance. I. Simão Filho, José , orient. II. Título.

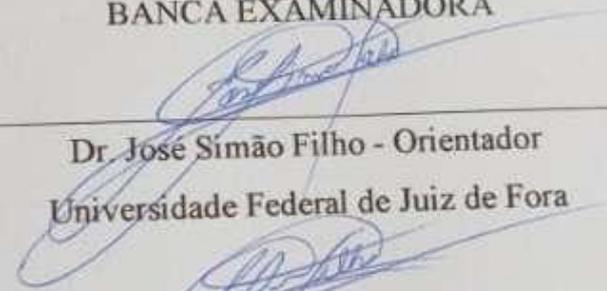
Elder Tiago da Costa de Souza

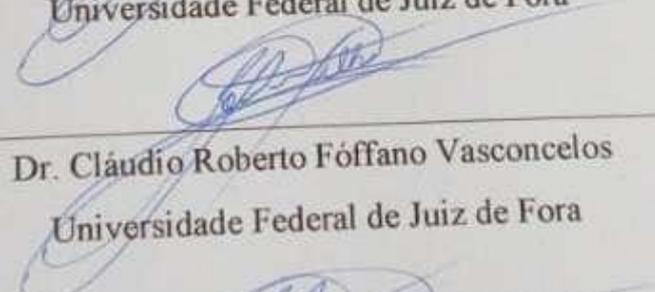
Os efeitos da credibilidade e da clareza das autoridades monetária e fiscal sobre as variáveis macroeconômicas: uma modelagem DSGE para a economia brasileira

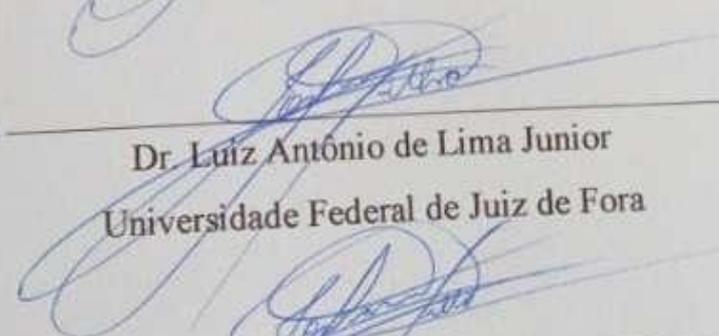
Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora como requisito parcial à obtenção do título de Doutorado em Economia. Área de concentração: Economia

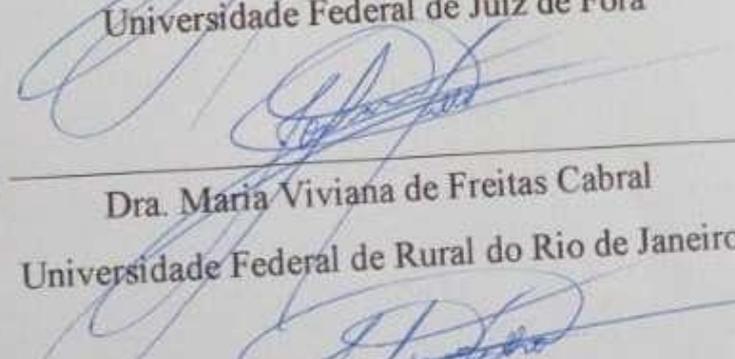
Aprovada em 29 de Outubro de 2020

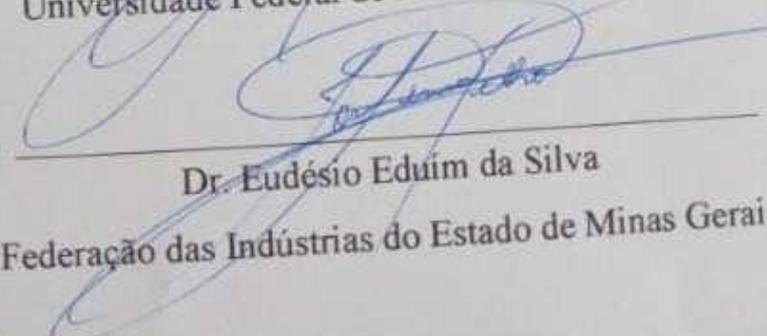
BANCA EXAMINADORA


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

De p/ 
Dr. Cláudio Roberto Fóffano Vasconcelos
Universidade Federal de Juiz de Fora

De p/ 
Dr. Luiz Antônio de Lima Junior
Universidade Federal de Juiz de Fora

De p/ 
Dra. Maria Viviana de Freitas Cabral
Universidade Federal de Rural do Rio de Janeiro

De p/ 
Dr. Eudésio Eduim da Silva
Federação das Indústrias do Estado de Minas Gerais

AGRADECIMENTOS

Primeiramente eu gostaria de agradecer a minha esposa, por todo apoio durante essa minha caminhada. Agradeço também à minha família por estar sempre por perto e não me deixar faltar nada.

Agradeço a todos os meus amigos e professores do PPGE, em especial para meu orientador José Simão Filho, que foi fundamental para que eu chegasse até aqui.

Agradeço também a CAPES e a Universidade Federal de Juiz de Fora pelo apoio financeiro durante o período da pós-graduação.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES.

Capítulo 1

Figura 1. Índice de credibilidade monetária da economia brasileira.....	45
Figura 2. Choque de oferta - Variáveis monetárias/ Economia Real.....	48
Figura 3. Choque de oferta – Variáveis fiscais.....	51
Figura 4. Choque de oferta – Variáveis setor externo.....	52
Figura 5. Choque de oferta - Variáveis monetárias/ Economia Real.....	54

Capítulo 2

Figura 1. Trajetória do choque exógeno na taxa de juros nominal.....	66
Figura 2. FIR da Inflação Doméstica – Choque de Taxa de juros nominal.....	67
Figura 3. FIR da Inflação IPC – Choque de Taxa de juros nominal.....	68
Figura 4. FIR do Hiato do Produto – Choque de juros nominal.....	69
Figura 5. FIR da Dívida nominal – Choque de juros nominal.....	70
Figura 6. FIR da Dívida/PIB nominal – Choque de juros nominal.....	71

Capítulo 3

Figura 1. Choque exógeno de Gastos do governo e Impostos.....	81
Figura 2. Trajetória numérica da FIR – Hiato do Produto.....	81
Figura 3. Trajetória numérica da FIR - Inflação Doméstica.....	83
Figura 4. Trajetória numérica da FIR - Juros nominal.....	84
Figura 5. Trajetória numérica da FIR - Dívida nominal.....	85
Figura 6. Trajetória numérica da FIR - Dívida/PIB nominal.....	86

LISTA DE TABELAS.

Capítulo 1

Tabela 1. Parâmetros do modelo	46
Tabela 2. Resultado da estimação dos parâmetros	47
Tabela 3. Trajetória numérica da FIR – variáveis reais e de política monetária	48
Tabela 4. Trajetória numérica da FIR – Variáveis fiscais	51

Capítulo 2

Tabela 1. Parâmetros do modelo	64
Tabela 2. Resultado da estimação dos parâmetros	65
Tabela 3. Trajetória numérica da FIR – Inflação doméstica	68
Tabela 4. Trajetória numérica da FIR – Hiato do produto	70
Tabela 5. Trajetória numérica da FIR – Dívida nominal	71
Tabela 6. Trajetória numérica da FIR – Dívida/PIB nominal	72

Capítulo 3

Tabela 1. Resultado da estimação dos parâmetros	80
Tabela 2 - Trajetória numérica da FIR – Hiato do Produto	82
Tabela 3. Trajetória numérica da FIR – Inflação doméstica	83
Tabela 4. Trajetória numérica da FIR – Taxa de juros nominal	84
Tabela 5. Trajetória numérica da FIR – Dívida nominal	86
Tabela 6 - Trajetória numérica da FIR – Dívida/PIB nominal	87

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

UFJF	Universidade Federal de Juiz de Fora
BC	Banco Central
BCB	Banco Central do Brasil
FG	Forward Guidance
DSGE	Dynamic Stochastic General Equilibrium
SAMBA	Stochastic Analytical Model with Bayesian Approach
PIB	Produto Interno Bruto
COPOM	Comitê de Política Monetária
AR	Autoregressive
ZLB	Zero Lower Bound
FOMC	Federal Open Market Committee
NKPC	Curva de Phillips Novo-keynesiano
CES	Constant Elasticity of Substitution
FED	Federal Reserve
PPC	Paridade do Poder de Compra

RESUMO

Esta tese investiga o papel da credibilidade e clareza das autoridades monetária e fiscal nas principais variáveis macroeconômicas da economia brasileira. Foi utilizado um modelo DSGE Novo-Keynesiano bayesiano, com setor externo, interação entre a política fiscal e monetária, estimado para a economia brasileira.

No primeiro capítulo é desenvolvida uma curva de Phillips Novo-Keynesiana modificada (NKPC), a qual permite inserir diferentes níveis de credibilidade do banco central. De posse dessa NKPC modificada foi possível evidenciar o papel da credibilidade monetária no mecanismo de transmissão da política monetária e no efeito substituição entre o canal de expectativas de inflação e o canal da taxa de juros para a economia brasileira. Encontrou-se que um banco central mais crível consegue ancorar melhor as expectativas dos agentes e reforça o efeito substituição entre o canal das expectativas e o canal dos juros. Uma melhora das variáveis fiscais, em virtude de uma maior credibilidade do banco central também foi verificada.

O segundo capítulo investiga os efeitos da clareza do Banco Central do Brasil, por meio do *forward guidance* monetário, para três níveis de credibilidade: alta, média e baixa. Os resultados mostraram que um BC crível e uma política monetária não convencional de FG é o receituário mais indicado para minimizar os efeitos de uma recessão. Entretanto, os efeitos do FG de um BC com baixa credibilidade ou em processo de formação de credibilidade, como é o caso de países emergentes, são não negligenciáveis.

Por fim, o terceiro capítulo analisar o papel do *forward guidance* fiscal na economia brasileira, como um instrumento de combate à crise econômica, gerada pela crise sanitária do Covid-19. São aplicados choques simultâneos de *forward guidance* (gastos do governo e impostos) e comparados com choques fiscais não antecipados. Os resultados mostram que, maior clareza da autoridade fiscal, por meio do FG comparado ao choque surpresa, oferece uma trajetória mais sustentável da relação Dívida/PIB. Esse resultado combinado com um BC mais crível, potencializa os efeitos benéficos do FG por meio de uma maior ancoragem da expectativa dos agentes, o que possibilita um ambiente com menores taxas de juros e inflação menos persistente.

Palavras-Chave: DSGE; Credibilidade; *Forward Guidance*; *Política monetária*; *Política fiscal*

ABSTRACT

This thesis investigates the role of the credibility and clarity of the monetary and fiscal authorities in the main Brazilian macroeconomic variables. A Bayesian New-Keynesian DSGE with external sector, interaction between fiscal and monetary policy, was estimated for the Brazilian economy.

In the first chapter a modified New-Keynesian Phillips curve (NKPC) is developed, which allows the insert of different levels of central bank credibility. With this modified NKPC, it was possible to highlight the role of monetary credibility in the monetary policy transmission mechanism and the substitution effect between the inflation expectations channel and the interest rate channel for the Brazilian economy. It was found that a more credible central bank can better anchor agents' expectations and reinforces the substitution effect between the expectations channel and the interest channel. An improvement in fiscal variables, due to the greater credibility of the central bank was also seen.

The second chapter investigates the effects of the Brazilian Central Bank clarity, through monetary forward guidance, for three levels of credibility: high, medium and low. The results shows that a credible BC and an unconventional monetary policy (FG) is the most suitable prescription to minimize the effects of a recession. However, the effects of the central bank forward guidance with low credibility or in the process of forming credibility, as in the case of emerging countries, are not negligible.

Finally, the third chapter analyzes the role of fiscal forward guidance in the Brazilian economy, as an instrument to combat the economic crisis, generated by the health crisis of Covid-19. Simultaneous forward guidance shocks (government spending and taxes) are applied and compared with unanticipated fiscal shocks. The results show that greater clarity from the fiscal authority, through the FG compared to the surprise shock, offers a more sustainable dynamic of the Debt / GDP ratio. This result, combined with a more credible BC, enhances the beneficial effects of FG through a greater anchoring of the agents' expectations, which enables an environment with lower interest rates and less persistent inflation.

Keywords: DSGE; Credibility; Forward Guidance; Monetary Policy; Fiscal Policy

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO.....	12
1 O EFEITO DA CREDIBILIDADE NO CANAL DAS EXPECTATIVAS PARA UMA POLÍTICA MONETÁRIA MAIS EFICIENTE	14
1.1 Introdução.....	14
1.2 Uma Breve Revisão da Literatura sobre Credibilidade Monetária e seus efeitos sobre a inflação.....	15
1.3 O Modelo.....	20
1.3.1 O problema das famílias.....	21
1.3.2 O Governo	26
1.3.3 O problema das Firms.....	27
1.3.3.1 Determinação dos preços.....	27
1.3.3.2 Determinação do preço ótimo no modelo de calvo.....	29
1.3.3.3 Calculando a curva de Phillips Novo-Keynesiana	32
1.3.4 Abertura da economia	35
1.3.4.1 Derivação da equação do Termo de Troca.....	35
1.3.4.2 Derivação da taxa de câmbio real.....	36
1.3.4.3 Paridade de juros descoberto (UIP) e termo de troca.....	37
1.3.5 Derivação da Curva IS	38
1.3.6 A Balança comercial	41
1.3.7 Bloco de regras políticas	42
1.3.8 Sistema de Equações	43
1.4 Metodologia e dados	44
1.5 Resultados	47
1.6 Robustez.....	54
1.7 Considerações finais.....	55
2 O IMPACTO DA CREDIBILIDADE MONETÁRIA NO <i>FORWARD GUIDANCE</i> BRASILEIRO.....	57
2.1 Introdução.....	57
2.2 Uma breve revisão de literatura sobre <i>forward guidance</i>	59
2.3 Modelo.....	62

2.3.1	Método de inserção do FG monetário no modelo com credibilidade monetária ..	63
2.4	Metodologia.....	64
2.5	Resultados	66
2.6	Conclusão	74
3	FORWARD GUIDANCE FISCAL	76
3.1	Introdução.....	76
3.2	Modelo.....	79
3.2.1	Método de inserção do <i>Forward Guidance</i> fiscal.....	80
3.3	Resultados	81
3.4	Conclusão	89
4	CONSIDERAÇÕES FINAIS	91
	REFERÊNCIAS	93
	APÊNDICE A	99
	O problema das famílias	99
	O Governo	106
	O problema das Firmas.....	107
	Determinação dos preços.....	107
	Determinação do preço ótimo no modelo de calvo	109
	Calculando a curva de Phillips Novo-Keynesiana	112
	Abertura da economia.....	114
	Derivação da equação do Termo de Troca	114
	Derivação da taxa de câmbio real.....	116
	Paridade de juros descoberto (UIP) e termo de troca	117
	Derivação da Curva IS.....	118
	A Balança comercial.....	121
	Bloco de regras políticas.....	122

INTRODUÇÃO

Esta tese apresenta 3 ensaios a respeito do papel da credibilidade e da clareza das autoridades monetária e fiscal no Brasil. O primeiro ensaio analisa a influência da credibilidade monetária no processo de estabilização do nível de preços na economia brasileira e no efeito substituição entre o canal de expectativas de inflação e o canal da taxa de juros. A principal contribuição desse ensaio é a maneira como é inserida a credibilidade do Banco Central na curva de Phillips Novo Keynesiana. A curva de Phillips proposta permite a análise e a comparação entre diferentes níveis de credibilidade monetária. Dessa forma, o primeiro ensaio analisa a o impacto da credibilidade monetária nos mecanismos de transmissão da política monetária, em um modelo DSGE Novo-Keynesiano, com características de uma economia emergente como a brasileira.

A credibilidade de forma endógena, como realizada no primeiro ensaio, possibilita a análise do segundo. A literatura de *forward guidance* (FG), analisa os efeitos de um anúncio antecipado do BC a respeito de seu comportamento futuro e considera que esse BC tem total credibilidade perante os agentes econômicos, e geralmente, compara esses efeitos com um ambiente em que os agentes não confiam nas orientações do BC ou são surpreendidos por novos choques de política monetária. Por conseguinte, desconsideram os efeitos do FG em uma economia cujo BC tem pouca credibilidade ou ainda está em processo de amadurecimento da sua credibilidade. Destarte, o segundo ensaio, tem por objetivo, avaliar os efeitos do FG em ambientes de alta, média e baixa credibilidade em comparação com choques convencionais de política monetária (choque surpresa). Adiciona-se à essa comparação o nível de credibilidade do BCB, calculado pelo índice de credibilidade monetária proposto por De Mendonça (2007).

Por fim, o terceiro e último ensaio, avalia os efeitos de um FG fiscal na economia brasileira, por meio de choques antecipados nos gastos e nos impostos, uma vez que, essa seja uma das saídas que os tomadores de política econômica podem utilizar para mitigar os efeitos nas contas públicas devido à crise do COVID-19. A mesma análise dos três níveis de credibilidade também é realizada aqui. Em que pese, nesse ensaio ser acerca de choques de política fiscal, procura-se investigar o papel da inflação na trajetória da Dívida/PIB. A metodologia utilizada para realizar essa análise considera um modelo estocástico de equilíbrio geral dinâmico, doravante, DSGE, com parâmetros estimados pela abordagem bayesiana com o auxílio do *software Dynare*. A base de dados utilizada é composta pelas variáveis PIB, SELIC, IPCA, Termo de troca, consumo do governo e receita do governo, retiradas do sistema gerador de séries temporais do Banco Central do Brasil (BCB) e do site do

Tesouro Nacional, que compreendem o período de Janeiro de 2001 até Março de 2020 com periodicidade trimestral. Além dessas, será utilizado o índice de credibilidade monetária, propostos por De Mendonça (2007).

A estrutura desta tese é apresentada da seguinte maneira, no capítulo 1 da tese encontra-se o primeiro ensaio relativo ao papel da credibilidade monetária no canal das expectativas, o capítulo 2 constitui o segundo ensaio que estuda os impactos do FG nos diferentes cenários de credibilidade. No capítulo 3, tem-se o ensaio a respeito do FG fiscal e por fim, tem-se a seção de considerações finais. Cada capítulo apresenta sua estrutura própria que contém a introdução, referencial teórico, metodologia, resultados e conclusão.

1 O EFEITO DA CREDIBILIDADE NO CANAL DAS EXPECTATIVAS PARA UMA POLÍTICA MONETÁRIA MAIS EFICIENTE

1.1 Introdução

No início da década de 90, a maioria dos Bancos Centrais dos países desenvolvidos destacavam a ancoragem das expectativas de inflação como a principal variável de interesse. Esse destaque do canal das expectativas, para o controle da inflação, trouxe à tona a questão do efeito substituição entre o mesmo e o canal dos juros. Nesse caso, há maior eficiência da política monetária, uma vez que a utilização do canal das expectativas minimiza os efeitos colaterais da mudança da taxa de juros sobre o nível de atividade.

A literatura sobre gestão das expectativas da inflação destaca questões relacionadas à credibilidade, transparência, *accountability* e independência dos Bancos Centrais. Dado que a credibilidade é definida como a diferença entre a crença do público sobre a inflação (previsão) e os planos do *policymaker* (meta de inflação), ela mede a capacidade dos BC em ancorar as expectativas dos agentes (BLINDER (2000); CECHETTI e KRAUSE (2002); CUKIERMAN e MELTZER (1986); DE MENDONÇA (2007) e SVENSSON (1998)). Desta forma, quanto maior a credibilidade do Banco Central, maior a eficiência da política monetária e menores as variações (e os níveis) na taxa de juros.

Essa gestão de expectativas também foi adotada por muitos países emergentes, inclusive o Brasil. O passado recente de hiperinflações justifica o estudo sobre os efeitos da credibilidade do Banco Central do Brasil, doravante BCB, sobre a inflação brasileira. Neste sentido, o objetivo desse trabalho é estudar os efeitos da credibilidade do BCB sobre as principais variáveis macroeconômicas da economia brasileira e analisar o papel dos diferentes níveis de credibilidade no efeito substituição entre o canal das expectativas de inflação e o canal dos juros.

As estimações relativas aos efeitos supracitados foram obtidas por meio de um modelo de equilíbrio geral dinâmico estocástico (DSGE) Novo-Keynesiano, que inclui rigidez de preços à lá Calvo (1983), políticas fiscal, monetária e setor externo, nos moldes de Gali e Monacelli (2005, 2008), Cem Çebi (2012), De Mendonça e Simão Filho (2007). As regras de reação fiscal e monetária possuem inércia e são baseadas nos trabalhos de Kirsanova *et al.* (2007) e Fragetta e Kirsanova (2010).

Com o intuito de se adicionar características de uma economia emergente, como a do Brasil, que permitam analisar os efeitos da credibilidade monetária nas variáveis fiscal e

monetária da economia brasileira, incorpora-se características como a possibilidade de aquisição de títulos internacionais por residentes e a inclusão de um prêmio de risco, como garantia de risco de *default* da dívida, ambos não considerados por Gali e Monacelli (2005, 2008).

A novidade desse ensaio é a proposta de uma Curva de Phillips Novo-keynesiana modificada, a qual permite a incorporação do nível de credibilidade do BC em sua regra de reação. A partir dela é possível investigar o papel que diferentes níveis de credibilidade exercem sobre o controle inflacionário e, por conseguinte, sobre as demais variáveis macroeconômicas.

Os resultados mostram que quanto maior a credibilidade do BCB, menores serão as taxas de juros e de inflação, e menor será o hiato do produto. Neste caso, a credibilidade do BCB reforça o efeito substituição entre o canal das expectativas e o canal dos juros. Ademais, em ambientes com baixa credibilidade, mudanças nesta variável tem um efeito mais duradouro sobre a inflação e sobre os juros, se comparados com ambientes de alta credibilidade.

Este capítulo está organizado em 4 seções, além desta introdução. Na seção 1.2 faz-se uma breve revisão da literatura. A seção 1.3 descreve o modelo macroeconômico utilizado na estimação. Na seção 1.4 são descritos os dados e a metodologia de estimação. A seção 1.5 destaca os resultados e, na última seção, são feitas as considerações finais.

1.2 Uma Breve Revisão da Literatura sobre Credibilidade Monetária e seus efeitos sobre a inflação.

A literatura relativa ao controle do canal das expectativas se intensificou a partir dos artigos sobre regras *versus* discricção (KYDLAND E PRESCOTT, 1977)), reputação (BARRO e GORDON, 1983), conservadorismo (ROGOFF, 1985), contratos ótimos de incentivo (WALSH, 1995) e transparência dos BC (WALSH, 2003). Há consenso sobre os efeitos de políticas monetárias críveis sobre a redução do *trade-off* entre inflação e nível de atividade.

Influenciados por essa literatura, diversos BC aderiram ao sistema de metas de inflação, a partir dos anos 90, com o intuito de estabilizar os preços da economia, fazendo com que as expectativas de inflação dos agentes econômicos convergissem para a meta anunciada. De acordo com os trabalhos de Johnson (2002 e 2003), com uma amostra de cinco países industrializados que utilizam metas de inflação, a adoção das metas reduziu o nível de inflação esperada. Resultado também verificado nos trabalhos de Vega e Winkelried (2005), Mishkin e Schmidt-Hebbel (2007), Gonçalves e Salles (2008).

Levin, Natalucci e Piger (2004) por sua vez, fazem uma comparação entre esses mesmos países industrializados que utilizam a metas de inflação com países que não utilizam esse regime metas, para o período de 1994 a 2003. Com o objetivo de avaliar até que ponto o regime de metas exerce influência na formação de expectativas e na dinâmica da inflação, os autores constataram que a meta de inflação tem desempenhado um papel importante na ancoragem das expectativas de inflação e na redução da persistência da inflação. Além disso, os autores sublinham a importância da transparência e credibilidade do BC para o sucesso do regime de metas.

Resultado semelhante é encontrado por Neuenkirch e Tillmann (2014) ao avaliar como o BC de 5 países, que utilizam o regime de metas, respondem aos desvios da inflação. Os autores utilizam uma regra de Taylor, em que o BC responde, de forma não linear, aos desvios da inflação passada e com um termo adicional de credibilidade. Dessa forma, os autores encontram que uma deterioração na credibilidade monetária força o BC a adotar maiores taxas de juros. Além disso, um ganho de credibilidade da política monetária permite o BC a manter as taxas de juros menores do que as esperadas.

O papel importante que as expectativas do público desempenham no regime de metas para a inflação faz com que a reputação e a credibilidade do BC sejam fatores indispensáveis para o sucesso desse regime monetário. Sendo assim, a literatura supracitada serve de base para a construção e sustentabilidade da credibilidade monetária (Blinder, 2008). Assim, medir a credibilidade da política monetária se faz relevante na condução de um regime de metas para inflação (De Mendonça, 2007).

O conceito de credibilidade monetária, mais utilizado na literatura, é aquele destacado por Cukierman e Meltzer (1986). Neste caso, a credibilidade é o valor absoluto entre a diferença dos planos do *policymaker* (metas de inflação) e a crença do setor privado com relação a esse planejamento (expectativa de inflação). Este conceito é enfatizado por Svensson (2000) e utilizado por Cecchetti e Krause (2002) e por De Mendonça (2007).

Cecchetti e Krause (2002) constroem um índice de credibilidade monetária, que é descrito pela equação (1). Neste caso, a credibilidade é máxima (igual a 1) se a expectativa de inflação for menor à meta de inflação. Além disso, se a previsão da inflação for menor ou igual a 20%, o BC tem credibilidade nula. O índice fica entre 0 e 1 se a expectativa de inflação tem 20% como limite superior e a meta de inflação como limite inferior

$$IC_{ck} = \begin{cases} 1 & se E(\pi) < \pi_t \\ 1 - \frac{1}{0.2 - \pi_t} [E(\pi) - \pi_t] & se \pi_t < E(\pi) < 20\% \\ 0 & se E(\pi) > 20\% \end{cases} \quad (1)$$

Fonte: Cecchetti e Krause (2002)

De Mendonça (2007) constrói um índice de credibilidade, que difere do índice de Cecchetti e Krause(2002), uma vez que o denominador é a diferença entre os limites inferior e superior da banda relativa ao modelo de metas para inflação. Além disso a equação (2) mostra que há máxima credibilidade caso a expectativa de inflação seja igual ao centro da meta. No entanto, o indicador tem valor nulo se a previsão da inflação for maior que o limite superior ou menor que o limite inferior. Caso a expectativa estiver dentro da banda, a credibilidade monetária tem valores entre 0 e 1.

$$IC_M = \begin{cases} 1 & se E(\pi) = \pi_t \\ 1 - \frac{1}{\pi_t^* - \pi_t} [E(\pi) - \pi_t] & se \pi_t^*_{Min} < E(\pi) < \pi_t^*_{Max} \\ 0 & se E(\pi) \geq \pi_t^*_{Max} ou E(\pi) \leq \pi_t^*_{Min} \end{cases} \quad (2)$$

Fonte: De Mendonça (2007)

De Mendonça (2007) calcula a credibilidade do BCB para os diferentes índices. Neste caso, o índice de Cecchetti e Krause (2002) não capta a queda destacada pelo índice de De Mendonça (2007), nos períodos entre 2000 e 2005. Isto se justifica pelo fato do limite superior do IC_{ck} ser de 20%, o que implica maior parcimônia deste índice.

De Mendonça (2007) utiliza o índice (IC_M), com o intuito de avaliar o grau de credibilidade do BCB, que revela um desempenho insatisfatório da credibilidade do BCB, no período compreendido entre 2000 e 2005. Outrossim, apresenta uma evidência empírica sobre como a credibilidade influencia a inflação, por meio do canal da taxa de juros. Em última instância, o autor conclui que existe uma memória curta à respeito do processo de criação de credibilidade pelos agentes econômicos no Brasil. Entretanto, o autor ratifica a hipótese de que maiores índices de credibilidade exigem menores variações na taxa de juros, ou seja, menor sacrifício no controle à inflação.

Por sua vez, Bomfim e Rudebusch (2000) definem credibilidade monetária por meio da relação entre a meta de inflação e as expectativas inflacionárias. Nesse sentido, o processo de formação da expectativa de inflação é a média ponderada entre a meta corrente e a taxa de inflação dos quatro trimestres anteriores. Isto é:

$$\pi_t^e = \lambda_t \pi_t^{**} + (1 - \lambda_t) \bar{\pi}_{t-1} \quad (3)$$

Em que o parâmetro de ponderação λ_t é o índice de credibilidade do BC, π_t^e é a expectativa de inflação no período t, π_t^{**} é a meta de inflação e $\bar{\pi}_{t-1}$ é a inflação passada dos

últimos 4 trimestres. Dessa forma, a credibilidade monetária influencia o processo de formação de expectativas de inflação no sentido que, quanto maior a credibilidade dos agentes no BC, mais próxima a inflação fica da meta.

De posse desse processo de formação de expectativas, Bomfim e Rudebusch (2000) realizam a comparação entre duas abordagens de controle de inflação. Uma delas, é a adoção de um caminho deliberado (metas de inflação explícita) para um objetivo último de baixa inflação. A outra abordagem é uma estratégica oportunista de desinflação em que, ao invés do BC agir, ele evita a ação deliberada e, espera por choques imprevistos para reduzi-la. Tais autores ressaltam que uma política de desinflação oportunista também assume um objetivo último de inflação baixa. Contudo, exceto quando a inflação é muito alta, a meta de inflação intermediária nesse tipo de política é simplesmente a taxa de inflação corrente. Duas considerações são feitas entre a escolha dessas abordagens, tempo e custo de desinflação. A estratégia oportunista demora mais para atingir a estabilidade de preços, entretanto, apresenta um menor custo.

Os autores sublinham que, se por um lado a credibilidade do BC é um aliado na abordagem de um caminho deliberado, por outro lado, ela pode ser um problema na abordagem oportunista. Isso porque, ausência de anúncios transparentes e ações oportunistas poderiam reduzir a credibilidade e minar as expectativas desinflacionárias. Ao realizar a comparação, evidenciam que o tomador de decisão de uma política deliberada tem uma menor taxa de sacrifício e uma menor perda de bem-estar que o da oportunista. Ademais, com uma política deliberada chega-se mais rápido à meta de inflação menor e apresenta uma maior credibilidade. Por sua vez, Amisano e Trozano (2010) estimam o grau de credibilidade monetária do Banco Central da União Europeia (BCE) em um regime de metas de inflação por meio de econometria bayesiana durante o período de 1999 a 2007. Os autores encontram que credibilidade da meta de inflação de longo prazo exibe uma tendência crescente, apenas ocasionalmente interrompida por alguns declínios temporários. Este resultado indica que a estratégia do BCE conseguiu estabelecer um grau de confiança, o que implica que os efeitos adversos na credibilidade, induzida pela maior incerteza, desaparecem com o tempo à medida que os agentes observam a implementação efetiva da estratégia de política monetária do BCE e avaliam a sua consistência com as metas oficiais de inflação.

Entretanto, para que a credibilidade monetária auxilie no *trade-off* entre o canal de expectativas de inflação e o canal de juros, é necessário que o BC seja eficiente na ancoragem das expectativas dos agentes. Diante disso, ao estudar 7 países emergentes que adotam o regime de metas de inflação, De Mendonça (2018) analisa o quanto a credibilidade, em um ambiente

de metas de inflação, contribui na ancoragem das expectativas sobre inflação. O autor evidencia que, não basta apenas adotar o regime de metas de inflação para que as expectativas dos agentes sejam ancoradas e esse *trade-off* entre os canais seja explorado. Segundo ele, é necessário também que haja credibilidade por parte dos BC para que a expectativa de inflação seja reduzida. Principalmente nos países emergentes que apresentam uma falta de comprometimento com as metas, o que leva a um comportamento *backward-looking* da formação de expectativas. O autor destaca que, quando a formação de expectativas tem um comportamento, majoritariamente, *backward-looking*, o canal de expectativas da política monetária não está funcionando.

Na mesma linha de De Mendonça (2018), Leveuge, Lucotte e Ringuedé (2018) também encontram evidências do *trade-off* do canal das expectativas com o canal da taxa de juros, em economias emergentes. Ao aplicarem um modelo EGARCH em uma amostra de todos os países emergentes que utilizam metas de inflação, confirmam que um nível maior de credibilidade impacta negativamente a volatilidade da taxa de juros, de tal forma que, um BC crível não precisa mudar de forma frequente seu instrumento de política monetária para atingir a meta de inflação. Para chegar a essa conclusão, Leveuge, Lucotte e Ringuedé (2018) utilizam um índice de credibilidade assimétrico, uma vez que, acreditam que desvios negativos das expectativas de inflação com relação à meta têm menor probabilidade de indicar uma perda de credibilidade se comparados aos desvios positivos.

Dentre os estudos que tratam do efeito da credibilidade monetária no canal das expectativas de inflação dos agentes, no caso das economias emergentes, destacam-se os trabalhos de De Mendonça e Tostes (2015) e Montes e Machado (2013), que realizam essa investigação para a economia brasileira. O primeiro analisa os efeitos da credibilidade da política monetária, mensurada pelo indicador de De Mendonça (2017), sobre o *pass-through* da taxa de câmbio entre o período de 2001 até 2013, por meio de um modelo GMM. Os autores encontram que a credibilidade é relevante para a redução da inflação de preços livres, mas não para a de preços administrados. No caso de Montes e Machado (2013), eles concluem que a transparência é uma importante ferramenta na redução de discordâncias sobre as expectativas de inflação.

Com o objetivo de analisar os efeitos da credibilidade da política monetária na volatilidade das variáveis macroeconômicas, Melecky *et al.* (2007) estimaram um modelo DSGE para a economia europeia. No modelo proposto pelos autores, os agentes privados observam as mudanças na posição da política monetária, mas não conseguem distinguir os desvios temporários da regra de política monetária do banco central e das mudanças

permanentes na meta de inflação. Os autores então, quantificam os benefícios macroeconômicos de um anúncio crível do banco central a respeito do nível de sua meta de inflação. Como resultado, é mostrado que os benefícios do anúncio crível do nível atual da meta de inflação são razoavelmente pequenos desde que os agentes privados entendam corretamente o processo estocástico que governa a meta de inflação e o choque temporário de política monetária. Contudo, se os agentes privados exageram na volatilidade da meta de inflação, os ganhos globais do anúncio da meta podem ser substanciais.

Posto de outra forma, a resposta ótima a inflação é mais agressiva quando os agentes privados têm imperfeita informação e sobrestimam a volatilidade da meta de inflação do que quando os agentes têm informação perfeita.

Diante do exposto, esse ensaio se insere na literatura que investiga os efeitos da credibilidade monetária no controle da inflação por meio do *trade-off* entre o canal de expectativa e o canal de juros, para o caso de uma economia emergente. A novidade é a proposta de uma Curva de Phillips Novo-Keynesiana modificada pela incorporação da credibilidade da autoridade monetária, que será apresentada na seção subsequente.

1.3 O Modelo

Esse modelo visa estudar os efeitos da credibilidade do BCB sobre as principais variáveis macroeconômicas, subjacentes à economia brasileira e analisar a influência dessa variável no efeito substituição entre o canal das expectativas de inflação e o canal dos juros. Para esse fim, utiliza-se um modelo Novo-Keynesiano com setor externo e interação entre as políticas fiscal e monetária, nos moldes de Gali e Monacelli (2005, 2008). Assume-se a fixação de preços escalonados, proposto por Calvo (1983). As regras de reação fiscal e monetária possuem inércia e são baseadas nos trabalhos Kirsanova *et al.* (2007) e Fragetta e Kirsanova (2010).

Para adicionar características de uma economia em desenvolvimento, como a do Brasil, que permitam analisar os efeitos da credibilidade monetária nas variáveis fiscal e monetária da economia brasileira, incorpora-se as seguintes características: i. possibilidade de aquisição de títulos emitidos internacionalmente, não considerado pelo *framework* adotado (Gali e Monacelli 2005,2008); (ii) inclusão de um prêmio de risco pago pelo governo brasileiro, como garantia de risco de *default*, que depende da dívida externa líquida do país; (iii) utilização de uma regra de bolso que permite a incorporação da credibilidade monetária, nos moldes de Bomfim e Rudebusch (2000), de forma endógena.

A economia mundial é modelada como um contínuo de pequenas economias, representadas pelo intervalo unitário, em que as decisões de política não influenciam o resto do mundo. À título de notação, as variáveis que não possuem o índice “i” se referem a uma pequena economia aberta doméstica, que neste caso especial, diz respeito à economia brasileira. As variáveis com o índice “i” (pertence ao intervalo $[0,1]$) se referem aos países que fazem parte da economia mundial

1.3.1 O problema das famílias

A microfundamentação do modelo novo-keynesiano destaca os problemas das famílias, das firmas e do governo. Considera-se uma família representativa, que maximiza sua função de utilidade, representada pela equação (4).

$$E_0 \sum_0^{\infty} \beta^t U(C_t, G_t, N_t) \quad (4)$$

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 (5).

$$\int_0^1 P_{H,t}(j) C_{H,t}(j) dj + \iint_0^1 P_{i,t}(j) C_{i,t}(j) dj di + E_t Q_{t,t+1} D_{t+1} + E_t Q_{t,t+1}^* \varepsilon_t D_{t+1}^* + T \leq D_t + \varepsilon_t D_t^* + W_t N_t \quad (5)$$

O período de análise é representado pelo subscrito $t = 0, 1, \dots, \infty$. A variável D_t é o *portfólio* nominal em títulos nacionais e $\varepsilon_t D_t^*$ é o *portfólio* em títulos internacionais, ambas expressas em moeda doméstica, onde ε_t é a taxa de câmbio nominal. $Q_{t,t+1} = \left(\frac{1}{R_t^p}\right)$ e $Q_{t,t+1}^* = \left(\frac{1}{R_t^p i_t^*}\right)$ são os fatores de desconto estocástico para os títulos nacionais e internacionais, um período à frente (Cavalcanti *et al*, 2018). A taxa nominal de juros praticada na economia doméstica no período t é definida por i_t , R_t^p é o prêmio de risco e i_t^* é a taxa de juros nominal praticada no resto do mundo. Os impostos *lump-sum* são descritos por T . W_t é o salário nominal. P_t é o índice de preços ao consumidor. $P_{H,t}(j)$ é o índice de preços do bem doméstico do tipo 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 $i \in [0, 1]$.

Desta forma, a restrição orçamentária das famílias enfatiza que a renda familiar disponível, advinda do trabalho, adicionada aos títulos resgatados no período t, tem que ser

maior ou igual ao gasto da família em bens nacionais e importados, somado aos novos aportes em títulos nacionais e internacionais.

O índice de consumo composto, C_t , é definido pela expressão (6). 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. O parâmetro $\eta > 0$ mede a elasticidade de substituição entre os bens domésticos e estrangeiros, do ponto de vista do consumidor doméstico.

$$C_t \equiv \left[(1 - \alpha)^{\frac{1}{\eta}} (C_{H,t})^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \alpha^{\frac{1}{\eta}} (C_{F,t})^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}} \quad (6)$$

Na primeira parcela da equação (6), tem-se uma função de elasticidade de substituição constante (em inglês CES), que define o índice de consumo dos bens domésticos ($C_{H,t}$), onde $j \in [0, 1]$ denota os diversos bens da economia. Já 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.

$$C_{H,t} = \left(\int_0^1 C_{H,t}(j)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (7)$$

A segunda parcela, também representada por uma função CES, destaca o índice de consumo dos bens importados ($C_{F,t}$), em que γ mede a elasticidade de substituição entre os bens produzidos em diferentes países.

$$C_{F,t} = \left(\int_0^1 C_{i,t}^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} di \right)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} \quad (8)$$

Em que $C_{i,t}$ (9), representa o índice de quantidade dos bens importados do país i e consumido pelo país doméstico.

$$C_{i,t} = \left(\int_0^1 C_{i,t}(j)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (9)$$

Definida a função de utilidade das famílias, sua restrição orçamentária e o índice de consumo composto, o próximo passo é derivar a alocação ótima das famílias, com relação ao consumo do bem doméstico ($C_{H,t}$). A equação (10) representa essa alocação ótima, dado um certo nível de dispêndio Z_t :

$$C_{H,t} = \left(\frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}} \right)^{-\varepsilon} C_{H,t} ; C_{i,t} = \left(\frac{P_{i,t}(j)}{P_{i,t}} \right)^{-\varepsilon} C_{i,t} \quad (10)$$

O mesmo procedimento é feito com relação à derivação da alocação ótima dos gastos em bens importados (pelo país de origem) ($C_{i,t}$). A equação (11) mostra a função de demanda, relacionada aos bens sobreditos.

$$C_{i,t} = \left(\frac{P_{i,t}}{P_{F,t}} \right)^{-\gamma} C_{F,t} \quad (11)$$

Neste caso, $P_{H,t} \equiv \left(\int_0^1 P_{H,t}(j)^{1-\varepsilon} dj \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$ 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 $P_{F,t} \equiv \left(\int_0^1 P_{i,t}^{1-\gamma} di \right)^{\frac{1}{1-\gamma}}$ é o índice de preços dos bens importados de todos os países, sendo os dois últimos expressos em moeda doméstica, para todo $i \in [0,1]$.

Ao fazer a integração dos diversos bens j , tem-se que $\int_0^1 P_{H,t}(j) C_{H,t}(j) dj = P_{H,t} C_{H,t}$ e $\int_0^1 P_{i,t}(j) C_{i,t}(j) dj = P_{i,t} C_{i,t}$. Ao integrar a última expressão com relação aos diversos países i , pode-se escrever a despesa total em bens importados como $\int_0^1 P_{i,t} C_{i,t} di = P_{F,t} C_{F,t}$. Dessa 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 (12).

$$L \equiv \left[(1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} (C_{H,t})^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \alpha^{\frac{1}{\eta}} (C_{F,t})^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}} - \lambda [P_{H,t} C_{H,t} + P_{F,t} C_{F,t} - P_t C_t] \quad (12)$$

Os resultados são as alocações ótimas dos gastos em bens domésticos e bens importados, representadas pelas equações (13) e (14), respectivamente.

$$C_{H,t} = (1-\alpha) \left(\frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t \quad (13)$$

$$C_{F,t} = \alpha \left(\frac{P_{F,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t \quad (14)$$

Considere $P_t \equiv \left[(1-\alpha)(P_{H,t})^{1-\eta} + \alpha(P_{F,t})^{1-\eta} \right]^{\frac{1}{1-\eta}}$ como o índice de preços ao consumidor (IPC). Vale mencionar 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 $P_t = \frac{1}{(1-\alpha)^{1-\alpha}\alpha^\alpha} C_{H,t}^{1-\alpha} C_{F,t}^\alpha$. No caso

em que os índices 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 alocado em bens importados.

A partir das derivações anteriores, o consumo total das famílias domésticas é definido por $P_{H,t}C_{H,t} + P_{F,t}C_{F,t} = P_t C_t$. Dessa forma, a restrição orçamentária das famílias pode ser representada pela equação (15), que é a forma agregada da equação (5).

$$P_t C_t + E_t\{Q_{t,t+1}D_{t+1}\} + E_t\{Q_{t,t+1}^* \varepsilon_t D_{t+1}^*\} + T \leq D_t + \varepsilon_t D_t^* + W_t N_t \quad (15)$$

Esse procedimento de otimização requer que seja especificada a forma da função de utilidade. Neste sentido, a equação (16) estabelece a forma funcional, utilizada como função objetivo no processo de maximização do problema das famílias, sujeita à restrição orçamentária (15).

$$U(C_t, N_t, D_{t+1}, D_{t+1}^*, G_t) = \frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \chi \frac{G_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} \quad (16)$$

Ao isolar C_t em (15), chega-se na equação (17):

$$P_t C_t + E_t\{Q_{(t,t+1)}D_{(t+1)}\} + E_t Q_{t,t+1}^* \varepsilon_t D_{t+1}^* + T_t \leq D_t + \varepsilon_t D_t^* + W_t N_t$$

$$C_t = \left(\frac{(-E_t\{Q_{t,t+1}D_{t+1}\} - E_t Q_{t,t+1}^* \varepsilon_t D_{t+1}^* + D_t + \varepsilon_t D_t^* + W_t N_t - T_t)}{P_t} \right) \quad (17)$$

Substituindo (17) em (4), e maximizando com relação D_{t+1} , sujeito à restrição, por meio do método de Bellman, chega-se na primeira condição de primeira ordem:

$$Q_{t,t+1} = \beta E_t \left\{ \frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right\} \quad (18)$$

O mesmo procedimento é realizado para D_{t+1}^* . Portanto, chega-se na segunda condição de primeira ordem::

$$Q_{t,t+1}^* = \beta E_t \left\{ \frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} \frac{\varepsilon_{t+1} P_t}{\varepsilon_t P_{t+1}} \right\} \quad (19)$$

Maximizando agora com relação à N_t implica em:

$$\frac{W_t}{P_t} = \frac{(-U'(N_t))}{(U'(C_t))} \quad (20)$$

Por fim, maximiza-se com relação à G_t , que fornece:

$$U'(G_t) = 0 \quad (21)$$

Ao se derivar a função de utilidade especificada em (16), tem-se as seguintes utilidades marginais do consumo (22), trabalho (23) e dos gastos do governo (24), respectivamente:

$$U'(C_t) = C_t^{-\sigma} \quad (22)$$

$$U'(N_t) = N_t^\varphi \quad (23)$$

$$U'(G_t) = \chi G_t^{-\sigma} \quad (24)$$

Redefine-se as condições de primeira ordem relacionadas às variáveis D_{t+1}, D_{t+1}^*, N_t e G_t , ao substituir as utilidades marginais (22), (23) e (24) nas equações (18), (19), (20) e (21). O resultado está descrito pelas equações (25), (26), (27) e (28).

$$Q_{t,t+1} = \beta E_t \left\{ \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right\} \quad (25)$$

$$Q_{t,t+1}^* = \beta E_t \left\{ \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \frac{\varepsilon_{t+1} P_t}{\varepsilon_t P_{t+1}} \right\} \quad (26)$$

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

$$\chi G_t^{-\sigma} = 0 \quad (28)$$

Resgata-se o fato de que $Q_{t,t+1} = \left(\frac{1}{i_t} \right)$ e $Q_{t,t+1}^* = \left(\frac{1}{R_t^p i_t^*} \right)$. Dessa maneira, tem-se, sob a hipótese de mercados financeiros internacionais incompletos, o preço de equilíbrio (em termos de moeda nacional) de um título sem risco denominado em moeda estrangeira, definido pela equação (29):

$$1 = \beta R_t^p i_t^* E_t \left\{ \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \frac{\varepsilon_{t+1} P_t}{\varepsilon_t P_{t+1}} \right\} \quad (29)$$

Por sua vez, o preço de equilíbrio dos títulos domésticos é dado por (30):

$$1 = \beta i_t E_t \left\{ \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right\} \quad (30)$$

Ao combinar a equação (29) com a equação de preços de títulos domésticos (30), obtém-se a equação (31) que representa a paridade descoberta de juros ajustada com o prêmio de risco.

$$i_t E_t \left\{ \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \right\} = R_t^p i_t^* E_t \left\{ \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \frac{\varepsilon_{t+1}}{\varepsilon_t} \right\} \quad (31)$$

Destaca-se que o prêmio de risco é definido pela seguinte expressão:

$$R_t^p = -p \left(\frac{\varepsilon_t D_t^*}{P_t Y_t} \right) + \varepsilon_t^p \quad (32)$$

Uma fórmula relativa ao prêmio de risco, com esta característica, é sugerida por Dib (2011) e utilizada por Cavalcanti *et al.* (2018) em sua aplicação para a economia brasileira. Ainda segundo Cavalcanti *et al.* (2018), é adicionado um choque exógeno ε_t^p , interpretado como uma mudança de apetite por risco dos investidores internacionais.

Para simplificar a interpretação dos resultados do problema das famílias, escreve-se as condições de primeira ordem supracitadas, (25), (27), (31) e (32), em sua forma log-linear:

$$c_t = E_t c_{t+1} - \frac{1}{\sigma} [i_t - E_t(\pi_{t+1}) - \rho] \quad (33)$$

$$w_t - p_t = \varphi n_t + \sigma c_t \quad (34)$$

$$i_t = r_t^p + i_t^* + e_{t+1} - e_t \quad (35)$$

$$R_t^p = -p(\varepsilon_t + d_t^* - p_t y_t) + \varepsilon_t^p \quad (36)$$

em que (33) representa a equação de Euler e (34) a equação da oferta de trabalho, (35) é a relação o diferencial de juros nominais da economia doméstica e do resto do mundo com a variação da taxa de câmbio nominal e o prêmio de risco e, por fim, a equação (36) expressa a equação log-linear do prêmio de risco.

1.3.2 O Governo

Nesse modelo, tem-se como hipótese que o governo gasta apenas com os diversos bens j , produzidos pela economia doméstica. Sendo assim, o índice de consumo do governo é definido pela equação (37).

$$G_t = \left(\int_0^1 G_t(j)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (37)$$

Após realizar o mesmo processo de maximização feito pelas famílias, chega-se na função de demanda do governo (38).

$$G_{H,t}(j) = \left(\frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}} \right)^{-\varepsilon} G_{H,t} \quad (38)$$

Esses gastos do governo são financiados por meio de tributação ou emissão de dívida pública, portanto, a restrição orçamentária do governo é dada pela expressão (39):

$$E_t \{ Q_{(t,t+1)} D_{(t+1)} \} - D_t + \leq G_t - T_t \quad (39)$$

1.3.3 O problema das Firmas

Com relação ao comportamento das firmas, assume-se um contínuo de firmas indexado por i no intervalo $[0,1]$. Cada firma produz um bem diferente (considerando $\varepsilon > 1$), em um mercado monopolisticamente competitivo, o que lhes assegura um certo poder de mercado, mas todas elas usam uma tecnologia idêntica, representada pela função de produção (40):

$$Y_t(i) = A_t N_t(i) \quad (40)$$

A variável A_t representa o nível de tecnologia, e a_t é o logaritmo de A_t que se desenvolve exogenamente, de acordo com um processo AR(1)

$$a_t = \rho a_{t-1} + \varepsilon_t \sim (0,1) \quad (41)$$

1.3.3.1 Determinação dos preços

O nível de preços dessa economia é determinado de forma escalonada, segundo o modelo de Calvo (1983). Assume-se que em cada período uma porcentagem $(1 - \theta)$ das firmas atualizam seus preços ($P_{H,t}^\circ$). Portanto, uma porcentagem θ de firmas não reajustam seus preços ($P_{H,t-1}$), mantendo-os constante. Seja $P_{H,t}$ o nível agregado de preços dos bens domésticos, descrito por:

$$P_{H,t} = \left[\theta P_{H,t-1}^{1-\varepsilon} + (1 - \theta) (P_{H,t}^\circ)^{1-\varepsilon} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad (42)$$

Portanto,

$$\begin{aligned} P_{H,t} &= \left[\theta P_{H,t-1}^{1-\varepsilon} + (1 - \theta) (P_{H,t}^\circ)^{1-\varepsilon} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \\ \frac{P_{H,t}}{P_{H,t-1}} &= \frac{1}{P_{H,t-1}} \left[\theta P_{H,t-1}^{1-\varepsilon} + (1 - \theta) (P_{H,t}^\circ)^{1-\varepsilon} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \\ \pi_{H,t}^{1-\varepsilon} &= \frac{1}{P_{H,t-1}^{1-\varepsilon}} \left[\theta P_{H,t-1}^{1-\varepsilon} + (1 - \theta) (P_{H,t}^\circ)^{1-\varepsilon} \right] \\ \pi_{H,t}^{1-\varepsilon} &= \theta + (1 - \theta) \frac{(P_{H,t}^\circ)^{1-\varepsilon}}{P_{H,t-1}^{1-\varepsilon}} \end{aligned}$$

Ao log-linearizar ao redor do estado estacionário zero, implica em:

$$\pi_{H,t} = (1 - \theta) (p_{H,t}^\circ - p_{H,t-1}) \quad (43)$$

Vale destacar que uma porcentagem θ das firmas não reajustam seus preços, e continuam a operar com o preço vigente. No entanto, uma porcentagem $(1 - \theta)$ das firmas irão ajustar de acordo com a dinâmica do preço $P_{H,t}^\circ$, sugerida por Gali e Gertler (1999). Nessa dinâmica, uma fração $(1 - \omega_g)$ das empresas, aptas a reajustar, irão definir seus preços de forma ótima, enquanto que a fração ω_g reajusta conforme uma regra de bolso, $P_{H,t}^b$, sugerida por Cavalcanti *et al.* (2018).

$$P_{H,t}^\circ = (1 - \omega_g)P_{H,t}^* + \omega_g P_{H,t}^b, \quad (44) \text{ e}$$

$$P_{H,t}^b = \bar{\pi}_{H,t}^\gamma \pi_{H,t-1}^{(1-\gamma)} P_{H,t-1} \quad (45)$$

A equação de $P_{H,t}^b$, mostra que um percentual ω_g das firmas irão escolher o preço para o período t que se relaciona com o preço no período imediatamente anterior ($P_{H,t-1}$), ponderado pela inflação ($\pi_{H,t-1}$) e pela meta de inflação ($\bar{\pi}_{H,t-1}$).

Inserir-se (45) em (44) para se obter a equação (46):

$$P_{H,t}^\circ = (1 - \omega_g)P_{H,t}^* + \omega_g \left[\bar{\pi}_{H,t}^\gamma \pi_{H,t-1}^{(1-\gamma)} P_{H,t-1} \right] \quad (46)$$

A equação (46) permite fazer uma analogia com o modo de inserção do índice de credibilidade utilizada por Bomfim e Rudebusch (2000). De acordo com esses autores o processo de formação da expectativa de inflação é a média ponderada entre a meta corrente e a taxa de inflação dos quatro trimestres anteriores, em que o parâmetro de ponderação é o índice de credibilidade do BC.

Ao fazer essa analogia, é possível inserir o mecanismo de transmissão da credibilidade monetária dentro da regra de reação do banco central. Sendo assim, o coeficiente de ponderação (γ) indica o nível de credibilidade da política monetária. Caso a autoridade monetária seja totalmente crível ($\gamma = 1$), o preço da firma que foi escolhida para reajustar seus preços é o preço em $(t - 1)$ ajustado pela meta de inflação estipulada pela autoridade monetária no período $t - 1$.

A log-linearização, em torno do estado estacionário, e a utilização do método de Uhlig (1995) implica em (47):

$$p_{H,t}^\circ = (1 - \omega) p_{H,t}^* + \omega (\gamma \bar{\pi}_{H,t} + (1 - \gamma) \pi_{H,t-1}) + \omega p_{H,t-1} \quad (47)$$

Substitui-se (47) na equação (43) e obtém-se:

$$\pi_{H,t} = (1 - \theta) \left((1 - \omega) p_{H,t}^* + \omega (\gamma \bar{\pi}_{H,t} + (1 - \gamma) \pi_{H,t-1}) + \omega p_{H,t-1} - p_{H,t-1} \right)$$

$$\begin{aligned}\pi_{H,t} &= (1 - \theta) \left((1 - \omega) p_{H,t}^* + \omega (\gamma \bar{\pi}_{H,t} + (1 - \gamma) \pi_{H,t-1}) - (1 - \omega) p_{H,t-1} \right) \\ \pi_{H,t} &= (1 - \theta) \left[(1 - \omega) (p_{H,t}^* - p_{H,t-1}) + \omega (\gamma \bar{\pi}_{H,t} + (1 - \gamma) \pi_{H,t-1}) \right] \quad (48)\end{aligned}$$

1.3.3.2 Determinação do preço ótimo no modelo de calvo

Nesta seção utiliza-se Calvo (1983), em que cada firma individual atualiza seu preço com probabilidade $(1 - \theta)$, a cada período, independentemente do tempo decorrido desde o seu último ajuste de preço. Assim, a cada período, uma medida $(1 - \theta)$ por cento de empresas (aleatoriamente selecionadas) reajustam seus preços. Seja $\bar{P}_{H,t}(j)$ o preço fixado por uma empresa j , que ajusta seu preço no período t . Na estrutura de definição do preço de Calvo (1983), $P_{H,t+k}(j) = \bar{P}_{H,t}(j)$, com probabilidade θ^k para $k = 0, 1, 2, \dots$. Como todas as empresas que reajustam os preços, em um determinado período, escolherão o mesmo preço exclui-se o subscrito j .

Ao definir um novo preço no período t , a empresa j procura maximizar o valor atual de seu fluxo de dividendos, desde que esse preço seja efetivo:

$$\underset{P_{H,t}^\circ}{Max} \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ Q_{t,t+k} \left[P_{H,t}^\circ Y_{t,t+k} - \Psi_{t+k}(Y_{t+k}) \right] \right\} \quad (49)$$

Em que: $P_{H,t}^\circ = \bar{\pi}_{t-1}^\gamma \pi_{t-1}^{(1-\gamma)} P_{H,t}^* = \gamma P_{H,t}^*$; $Y_{t+k} = \left(\frac{P_{H,t}^\circ}{P_{H,t+k}} \right)^{-\varepsilon} C_{H,t+k}$; $Q_{t,t+k} = \beta^k \left\{ \frac{C_{H,t+k}}{C_{H,t}} \right\}^{-\sigma} \frac{P_{H,t}}{P_{H,t+k}}$

$$\begin{aligned}\underset{P_{H,t}^\circ}{Max} \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ Q_{t,t+k} \left[P_{H,t}^\circ \left(\frac{P_{H,t}^\circ}{P_{H,t+k}} \right)^{-\varepsilon} C_{H,t+k} - \Psi_{t+k}(Y_{t+k}) \right] \right\} \\ \underset{P_{H,t}^\circ}{Max} \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ Q_{t,t+k} \left[\gamma P_{H,t}^* \left(\frac{\gamma P_{H,t}^*}{P_{H,t+k}} \right)^{-\varepsilon} C_{H,t+k} - \Psi_{t+k}(Y_{t+k}) \right] \right\} \quad (50)\end{aligned}$$

O problema de maximização supracitado está sujeito a uma sequência de restrições da demanda descrita por (51):

$$Y_{t+k} \leq \left(\frac{P_{H,t}^\circ}{P_{H,t+k}} \right)^{-\varepsilon} \left(C_{H,t+k} + \int_0^1 C_{H,t+k}^i di \right) \equiv Y_{t+k}^d(P_{H,t}^\circ) \quad (51)$$

Vale destacar que, neste modelo, a demanda é dada pela demanda interna $\left(\frac{P_{H,t}^\circ}{P_{H,t+k}} \right)^{-\varepsilon} C_{H,t+k}$ e pela demanda externa $\left(\frac{P_{H,t}^\circ}{P_{H,t+k}} \right)^{-\varepsilon} \int_0^1 C_{H,t+k}^i di$, em que $C_{H,t+k}^i$ é a demanda do país i pelo bem j produzido na economia doméstica.

C.P.O.:

$$\begin{aligned}
\frac{\partial L}{\partial P_{H,t}^*} &= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ Q_{t,t+k} \left[\gamma \left(\frac{\gamma P_{H,t}^*}{P_{t+k}} \right)^{-\varepsilon} C_{t+k} - \frac{\varepsilon (\gamma P_{H,t}^*)^{-\varepsilon-1}}{P_{t+k}^{-\varepsilon}} \gamma P_{H,t}^* C_{H,t+k} \right. \right. \\
&\quad \left. \left. - \frac{\partial \Psi_{t+k}}{\partial P_t^*} \left(-\varepsilon \frac{(\gamma P_{H,t}^*)^{-\varepsilon-1}}{P_{t+k}^{-\varepsilon}} C_{t+k} \right) \right] \right\} = 0 \\
&= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ Q_{t,t+k} \left[\left((\gamma - \varepsilon) \frac{(\gamma P_{H,t}^*)^{1-\varepsilon-1}}{P_{H,t+k}^{-\varepsilon}} \right) C_{t+k} - \psi_{t+k} \left(-\frac{\varepsilon \gamma^{-\varepsilon} (P_{H,t}^*)^{-\varepsilon-1}}{P_{H,t+k}^{-\varepsilon}} C_{t+k} \right) \right] \right\} = 0 \quad (52)
\end{aligned}$$

Ao dividir (52) por $(1 - \varepsilon)$, obtem-se:

$$\begin{aligned}
&= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ Q_{t,t+k} \left[\left(\frac{(\gamma P_t^*)^{-\varepsilon}}{P_{t+k}^{-\varepsilon}} \right) C_{t+k} - \psi_{t+k} \left(-\frac{\varepsilon}{(\gamma - \varepsilon)} \frac{\gamma^{-\varepsilon} (P_t^*)^{-\varepsilon-1}}{P_{t+k}^{-\varepsilon}} C_{t+k} \right) \right] \right\} = 0 \\
&= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ Q_{t,t+k} \left[Y_{t+k} - \psi_{t+k} \left(-\left(\frac{\varepsilon}{\gamma - \varepsilon} \right) Y_{t+k} P_t^{*-1} \right) \right] \right\} = 0 \quad (53)
\end{aligned}$$

Considere $\Omega = -\left(\frac{\varepsilon}{1-\varepsilon}\right)$ para substituir na (53) e obter:

$$= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ Q_{t,t+k} \left[Y_{t+k} - \psi_{t+k} \left(\Omega Y_{t+k} P_t^{*-1} \right) \right] \right\} = 0 \quad (54)$$

Multiplicando por $P_{H,t}^\circ$:

$$\begin{aligned}
&= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ Q_{t,t+k} \left[P_t^\circ Y_{t+k} - \psi_{t+k} \left(\Omega Y_{t+k} P_t^\circ P_t^{*-1} \right) \right] \right\} = 0 \\
&= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ Q_{t,t+k} \left[\gamma P_t^* Y_{t+k} - \psi_{t+k} \left(\Omega Y_{t+k} \gamma P_t^* P_t^{*-1} \right) \right] \right\} = 0 \\
&= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ Q_{t,t+k} \left[\gamma P_t^* Y_{t+k} - \psi_{t+k} \left(Y_{t+k} \gamma \right) \right] \right\} = 0 \\
&= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ Q_{t,t+k} \gamma Y_{t+k} \left[P_t^* - \Omega \psi_{t+k} \right] \right\} = 0 \\
&\quad (55)
\end{aligned}$$

Dividindo (55) por $P_{H,t-1}$ e multiplicando e dividindo por $P_{H,t+k}$, tem-se:

$$\begin{aligned}
&= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ Q_{t,t+k} \gamma Y_{t+k} \left[\frac{P_t^*}{P_{t-1}} - \Omega \psi_{t+k} \frac{P_{t+k}}{P_{t+k}} \right] \right\} = 0 \\
&= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ Q_{t,t+k} \gamma Y_{t+k} \left[\frac{P_t^*}{P_{t-1}} - \Omega M C_{t+k} \Pi_{t-1,t+k} \right] \right\} = 0 \\
&= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ \beta^k \left\{ \frac{C_{t+k}}{C_t} \right\}^{-\sigma} \frac{P_t}{P_{t+k}} \gamma \left(\frac{\gamma P_t^*}{P_{t+k}} \right)^{-\varepsilon} C_{t+k} \left[\frac{P_t^*}{P_{t-1}} - \Omega M C_{t+k} \Pi_{t-1,t+k} \right] \right\} = 0 \quad (56)
\end{aligned}$$

O que não tem o subscrito k na equação (56) sai do somatório, portanto:

$$\begin{aligned}
&= C_t^\sigma P_t (\gamma P_t^*)^{-\varepsilon} \gamma \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ \beta^k \{C_{t+k}\}^{1-\sigma} \frac{1}{P_{t+k}} \left(\frac{1}{P_{t+k}} \right)^{-\varepsilon} \left[\frac{P_t^*}{P_{t-1}} - \Omega M C_{t+k} \Pi_{t-1,t+k} \right] \right\} = 0 \\
&= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ \beta^k \{C_{t+k}\}^{1-\sigma} \left(\frac{1}{P_{t+k}} \right)^{1-\varepsilon} \left[\frac{P_t^*}{P_{t-1}} - \Omega M C_{t+k} \Pi_{t-1,t+k} \right] \right\} = 0 \\
&= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ \beta^k \{C_{t+k}\}^{1-\sigma} \left(\frac{1}{P_{t+k}} \right)^{1-\varepsilon} \left[\frac{P_t^*}{P_{t-1}} - \Omega M C_{t+k} \Pi_{t-1,t+k} \right] \right\} = 0 \\
&= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k \beta^k E_t \left\{ \{C_{t+k}\}^{1-\sigma} \left(\frac{1}{P_{t+k}} \right)^{1-\varepsilon} \left[\frac{P_t^*}{P_{t-1}} - \Omega M C_{t+k} \Pi_{t-1,t+k} \right] \right\} = 0 \\
&\hspace{10em} (57)
\end{aligned}$$

A log-linearização da equação (57) ao redor do estado estacionário fornece equação (58):

$$\begin{aligned}
&= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k \beta^k E_t \{ e^{(1-\sigma)c_{t+k}} e^{(\varepsilon-1)p_{t+k}} [e^{p_t^*} e^{-p_{t-1}} - \Omega M C e^{m\widetilde{c_{t+k}|t}} e^{\pi_{t-1,t+k}}] \} = 0 \\
&= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k \beta^k E_t \{ e^{(1-\sigma)c_{t+k}} e^{(\varepsilon-1)p_{t+k}} [e^{p_t^*} e^{-p_{t-1}} - \Omega M C e^{m\widetilde{c_{t+k}|t}} e^{\pi_{t-1,t+k}}] \} = 0 \\
&= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k \beta^k E_t \{ e^{(1-\sigma)c_{t+k} + (\varepsilon-1)p_{t+k}} [e^{p_t^* - p_{t-1}} - \Omega M C e^{m\widetilde{c_{t+k}|t} + \pi_{t-1,t+k}}] \} = 0 \\
&= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k \beta^k E_t \{ e^{(1-\sigma)c_{t+k} + (\varepsilon-1)p_{t+k} + (p_t^* - p_{t-1})} - e^{(1-\sigma)c_{t+k} + (\varepsilon-1)p_{t+k} + m\widetilde{c_{t+k}|t} + \pi_{t-1,t+k}} \} = 0 \\
&= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k \beta^k E_t \{ 1 + (1-\sigma)c_{t+k} + (\varepsilon-1)p_{t+k} + (p_t^* - p_{t-1}) - (1 + (1-\sigma)c_{t+k} \\
&\quad + (\varepsilon-1)p_{t+k} + m\widetilde{c_{t+k}|t} + \pi_{t-1,t+k}) \} = 0 \\
&= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k \beta^k E_t \{ (p_t^* - p_{t-1}) - m\widetilde{c_{t+k}|t} + \pi_{t-1,t+k} \} = 0 \\
&\quad \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k (p_t^* - p_{t-1}) = \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k E_t \{ m\widetilde{c_{t+k}|t} + \pi_{t-1,t+k} \} \\
&\quad \frac{1}{1-\theta\beta} (p_t^* - p_{t-1}) = \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k E_t \{ m\widetilde{c_{t+k}|t} + \pi_{t-1,t+k} \} \\
&\quad (p_t^* - p_{t-1}) = (1-\theta\beta) \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k E_t \{ m\widetilde{c_{t+k}|t} + p_{H,t+k} - p_{H,t-1} \} \quad (58) \\
&p_t^* = p_{t-1} + (1-\theta\beta) \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k E_t \{ m\widetilde{c_{t+k}|t} + p_{t+k} \} - (1-\theta\beta) \frac{1}{(1-\theta\beta)} p_{t-1} \\
&\quad p_t^* = (1-\theta\beta) \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k E_t \{ m\widetilde{c_{t+k}|t} + p_{t+k} \} \quad (59)
\end{aligned}$$

Como $\widetilde{mc}_{t+k|t} = \log\left(\frac{MC_{t+k|t}}{MC}\right) = \log MC_{t+k|t} - \log MC$. Então $\log\left(\frac{MC_{t+k|t}}{MC}\right) = mc_{t+k|t} - mc$. Isto é, o log desvio do custo marginal real do seu estado estacionário (mc).

$$p_t^* = (1 - \theta\beta) \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k E_t \{ mc_{t+k|t} - mc + p_{t+k} \}$$

$$p_t^* = -mc + (1 - \theta\beta) \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k E_t \{ mc_{t+k|t} + p_{t+k} \} \quad (60)$$

Vale lembrar que, $MC = \frac{1}{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$, logo, $\log(MC) = mc = \log(1) - \log\left(\frac{\varepsilon}{1-\varepsilon}\right) = -\log\left(\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}\right) = -\mu$. Portanto:

$$p_t^* = \mu + (1 - \theta\beta) \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k E_t \{ mc_{t+k|t} + p_{t+k} \} \quad (61)$$

Na equação (61) $p_{H,t}^*$ denota o (log) dos preços domésticos recém-estabelecidos, e $\mu = \log\left(\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}\right)$, corresponde ao log do *mark-up* (bruto) no estado estacionário (ou, equivalentemente, *mark-up* numa economia de preços flexível).

1.3.3.3 Calculando a curva de Phillips Novo-Keynesiana

A partir da equação (58), tem-se:

$$(p_{H,t}^* - p_{H,t-1}) = (1 - \theta\beta)\Phi \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k E_t \{ \widetilde{mc}_{t+k|t} \} + \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k E_t \{ \pi_{t+k} \} \quad (62)$$

Por iteração, a equação (62) pode ser escrita como:

$$(p_{H,t}^* - p_{H,t-1}) = \beta\theta E_t \{ p_{H,t+1}^* - p_{H,t-1} \} + \pi_t + (1 - \theta\beta)\Phi \widetilde{mc}_{t+k|t} \quad (63)$$

Manipulando a equação (48):

$$\pi_{H,t} = (1 - \theta)(1 - \omega_g)(p_{H,t}^* - p_{H,t-1}) + (1 - \theta)\omega_g(\gamma\bar{\pi}_{H,t-1} + (1 - \gamma)\pi_{H,t-1})$$

$$\frac{\pi_{H,t}}{(1 - \theta)} = (1 - \omega_g)(p_{H,t}^* - p_{H,t-1}) + \omega_g(\gamma\bar{\pi}_{H,t-1} + (1 - \gamma)\pi_{H,t-1})$$

$$(1 - \omega_g)(p_{H,t}^* - p_{H,t-1}) = \frac{\pi_{H,t}}{(1 - \theta)} - \omega_g(\gamma\bar{\pi}_{H,t-1} + (1 - \gamma)\pi_{H,t-1})$$

$$(p_{H,t}^* - p_{H,t-1}) = \frac{\pi_{H,t}}{(1 - \theta)(1 - \omega_g)} - \frac{\omega\omega_g}{(1 - \omega_g)}(\gamma\bar{\pi}_{H,t-1} + (1 - \gamma)\pi_{H,t-1}) \quad (64)$$

Substituindo a equação (64) na (63), tem-se:

$$(p_{H,t}^* - p_{H,t-1}) = \beta\theta E_t \{ p_{t+1}^* - p_{t-1} \} + \pi_{H,t} + (1 - \theta\beta)\Phi \widetilde{mc}_{t+k|t}$$

$$\begin{aligned}
& \frac{\pi_{H,t}}{(1-\theta)(1-\omega_g)} - \frac{\omega_g}{(1-\omega_g)} (\gamma \bar{\pi}_{H,t-1} + (1-\gamma)\pi_{H,t-1}) \\
& \quad = \beta \theta E_t \{p_{t+1}^* - p_{t-1}\} + \pi_{H,t} + (1-\theta\beta) \Phi m \widetilde{c_{t+k}|t} \\
& \frac{\pi_{H,t}}{(1-\theta)(1-\omega_g)} - \pi_{H,t} \\
& \quad = \beta \theta E_t \{p_{t+1}^* - p_{t-1}\} + (1-\theta\beta) \Phi m \widetilde{c_{t+k}|t} \\
& \quad + \frac{\omega_g}{(1-\omega_g)} (\gamma \bar{\pi}_{H,t-1} + (1-\gamma)\pi_{H,t-1}) \\
& \frac{[(1+\theta)\omega_g]}{(1-\theta)(1-\omega_g)} \pi_{H,t} \\
& \quad = \beta \theta E_t \{p_{t+1}^* - p_{t-1}\} + (1-\theta\beta) \Phi m \widetilde{c_{t+k}|t} \\
& \quad + \frac{\omega_g}{(1-\omega_g)} (\gamma \bar{\pi}_{H,t-1} + (1-\gamma)\pi_{H,t-1}) \\
\pi_{H,t} & = \frac{(1-\theta)(1-\omega_g)}{[(1+\theta)\omega_g]} \beta \theta E_t \{p_{t+1}^* - p_{t-1}\} + \frac{(1-\theta)(1-\omega_g)}{[(1+\theta)\omega_g]} (1-\theta\beta) \Phi m \widetilde{c_{t+k}|t} + (\gamma \bar{\pi}_{H,t-1} + \\
& \quad (1-\gamma)\pi_{H,t-1}) \quad (65)
\end{aligned}$$

Considere $\kappa = \frac{(1-\theta)(1-\omega_g)}{[(1+\theta)\omega_g]} (1-\theta\beta) \Phi$.

$$\begin{aligned}
\pi_{H,t} & = \frac{(1-\theta)(1-\omega_g)}{[(1+\theta)\omega_g]} \beta \theta E_t \{p_{t+1}^* - p_{t-1}\} + \kappa m \widetilde{c_{t+k}|t} + (\gamma \bar{\pi}_{H,t-1} + (1-\gamma)\pi_{H,t-1}) \\
\pi_{H,t} & = H \beta \theta E_t \{p_{t+1}^* - p_{t-1}\} + \kappa m \widetilde{c_{t+k}|t} + (\gamma \bar{\pi}_{H,t-1} + (1-\gamma)\pi_{H,t-1}) \quad (66)
\end{aligned}$$

Neste caso, $m \widetilde{c_{t+k}|t} = (\sigma_\alpha + \varphi)(\bar{y}_t - \bar{y}_t^n) - \sigma_\alpha \bar{g}_t + \bar{\tau}_t$ é o custo marginal real e $\bar{\tau}_t = -\ln\left(\frac{1-Y_t}{Y_t}\right)$ 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. Os parâmetros β e θ são a taxa de desconto intertemporal e o grau de rigidez de preços, respectivamente.

A equação (66) representa a curva de Phillips Novo-Keynesiana (NKPC), derivada por Gali e Gertler (1999) e modificada, por meio da regra de bolso utilizada por Bomfim e Rudebusch (2000) e Cavalcanti *et al.*, 2018. A partir desse desenvolvimento, foi possível inserir

a credibilidade monetária, de maneira *forward-looking*, no processo de formação das expectativas de inflação.

Assim, a novidade deste modelo, com relação ao modelo de Cem Çebi (2012), é a introdução da regra de bolso sobredita e da metodologia usada por Gali e Gelter (1999), na construção de uma curva de Phillips Novo-Keynesiana com inércia inflacionária.

A combinação destas duas características possibilitou a derivação de uma NKPC em que a credibilidade monetária influencia a formação de preços de uma economia, na qual a autoridade monetária adota o modelo de metas para inflação (equação (66)).

Vale ressaltar, conforme a revisão de literatura, o conceito seminal de credibilidade, utilizado por Cukierman e Meltzer (1986) e Svensson (2000), é baseado na diferença entre as expectativas de inflação e os planos do *policymaker* (metas para inflação). A construção da NKPC com credibilidade e inércia inflacionária permite avaliar os efeitos desta credibilidade sobre a ancoragem das expectativas de inflação e, a partir daí, sobre as principais variáveis macroeconômicas. Desta forma, a utilização da equação (66) é determinante para o estudo do efeito substituição entre o canal dos juros e o canal das expectativas no controle da inflação.

O índice de credibilidade monetária (γ), utilizado para a estimação e calibração do modelo, é aquele calculado por De Mendonça (2007) descrito na seção relativa à revisão de literatura.

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

No modelo, a meta de inflação ($\bar{\pi}_{H,t}$) é definida como um processo autorregressivo, AR(1), abaixo:

$$\bar{\pi}_{H,t} = \rho_{meta} \bar{\pi}_{H,t-1} + \varepsilon_t^{meta} \quad (67)$$

Em que, ε_t^{meta} é um choque exógeno na meta de inflação, e ρ_{meta} é o parâmetro que determina o grau de persistência do choque.

1.3.4 Abertura da economia

Uma vez resolvido o problema das famílias, das firmas, do governo e definida a curva de Phillips aumentada pelas expectativas e credibilidade monetária, faz-se necessário agora, apresentar algumas definições que dizem respeito à abertura da economia.

1.3.4.1 Derivação da equação do Termo de Troca

O termo de troca efetivo é a relação entre os preços dos bens importados $P_{F,t}$ e os preços dos bens nacionais $P_{H,t}$. Antes de se chegar ao termo de troca, é necessário definir o termo de troca bilateral entre a economia doméstica e o país i , dado pela equação (68). O formato logaritmo do termo de troca é descrito pela equação (70).

$$S_{i,t} = \frac{P_{i,t}}{P_{H,t}} \quad (68)$$

A equação (68) define o preço dos bens do país i em termos dos bens domésticos. Sendo assim, chega-se no termo de troca efetivo por meio da agregação dos termos de troca bilaterais dos i países, dado pela equação (69).

$$\begin{aligned} S_{i,t} &= \left[\int_0^1 \left(\frac{P_{i,t}}{P_{H,t}} \right)^{1-\gamma} di \right]^{\frac{1}{(1-\gamma)}} \\ S_{i,t} &= \left[\int_0^1 S_{i,t}^{1-\gamma} di \right]^{\frac{1}{(1-\gamma)}} \\ S_{i,t} &= \int_0^1 S_{i,t} di \\ S_t &= \frac{P_{F,t}}{P_{H,t}} \quad (69) \end{aligned}$$

Escrevendo de forma log-linear:

$$s_t = p_{F,t} - p_{H,t} \quad (70)$$

A inclusão do termo de troca implica em uma nova definição do índice de preços, que pode ser derivada por meio da combinação entre as equações do IPC (em sua forma logarítmica)

e (70), além da hipótese de Paridade do Poder de Compra ($p_{H,t} = p_{F,t}$). Desta forma, o índice de preços do consumidor é dado pela equação (71)

$$\begin{aligned} p_t &= (1 - \alpha)p_{(H,t)} + \alpha p_{(F,t)} \\ p_t &= p_{(H,t)} - \alpha p_{(H,t)} + \alpha p_{(F,t)} \\ p_t &= p_{(H,t)} + \alpha s_t \quad (71) \end{aligned}$$

A partir da equação (71), deriva-se uma expressão para a taxa de inflação baseada no IPC (72). 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). Esta é uma das principais diferenças entre o modelo de economia aberta e fechada (Gali e Monacelli, 2005).

$$\pi_t = \pi_{H,t} + \Delta \alpha s_t \quad (72)$$

1.3.4.2 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 reescreve-lo, da seguinte maneira:

$$\begin{aligned} P_{F,t} &\equiv \left[\int_0^1 \left(\varepsilon_{i,t} \left(\int_0^1 P_{i,t}^i(j)^{1-\varepsilon} dj \right)^{\frac{1}{(1-\varepsilon)}} \right)^{1-\gamma} di \right]^{\frac{1}{(1-\gamma)}} \\ P_{F,t} &= \int_0^1 (\varepsilon_{i,t} P_{i,t}^i) di \\ p_{F,t} &= \int_0^1 (e_{i,t} + p_{i,t}^i) di \\ p_{F,t} &= e_t + p_t^* \quad (73) \end{aligned}$$

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:

$$\begin{aligned} s_t &= p_{F,t} - p_{H,t} \\ s_t &= e_t + p_t^* - p_{H,t} \quad (74) \end{aligned}$$

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:

$$\begin{aligned} \int_0^1 \Theta_{i,t} di &= \int_0^1 \varepsilon_{i,t} \left(\frac{P_{i,t}^i}{P_t} \right) di = \frac{1}{P_t} \int_0^1 \varepsilon_{i,t} P_{i,t}^i di \\ \Theta_t &= \varepsilon_{i,t} \left(\frac{P_t^*}{P_t} \right) \quad (75) \end{aligned}$$

Aplicando log, tem-se:

$$\tilde{\theta}_t = e_t + p_t^* - p_t \quad (76)$$

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

$$\begin{aligned} s_t &= e_t + p_t^* - p_{H,t} \\ \tilde{\theta}_t &= e_t + p_t^* - p_t \\ \tilde{\theta}_t &= e_t + s_t - e_t + p_{H,t} - p_t \\ \tilde{\theta}_t &= s_t + p_{H,t} - (p_{(H,t)} + \alpha s_t) \\ \tilde{\theta}_t &= (1 - \alpha) s_t \quad (77) \end{aligned}$$

1.3.4.3 Paridade de juros descoberto (UIP) e termo de troca

Foi demonstrado que a taxa de juros nominal praticada na economia doméstica se relaciona com a taxa de juros do resto do mundo e a taxa de câmbio, por meio da UIP, da seguinte maneira:

$$i_t = R_t^p i_t^* \frac{\varepsilon_{t+1}}{\varepsilon_t} \quad (78)$$

De forma log-linear:

$$i_t = r_t^p + i_t^* + \Delta e_{i,t} \quad (79)$$

Combinando a definição do logaritmo do termo de troca (74) com a equação (79), tem-se a equação diferencial abaixo:

$$\begin{aligned}
s_t &= e_t + p_t^* - p_{H,t} \\
e_t &= s_t - p_t^* + p_{H,t} \\
i_t &= r_t^p + i_t^* + \Delta e_{i,t} \\
i_t - i_t^* - r_t^p &= \Delta e_{i,t} \\
i_t - i_t^* - r_t^p &= E_t\{s_{t+1} - p_{t+1}^* + p_{H,t+1} - s_t + p_t^* - p_{H,t}\} \\
i_t - i_t^* - r_t^p &= E_t\{s_{t+1}\} - E_t\{p_{t+1}^*\} + E_t\{p_{H,t+1}\} - s_t + p_t^* - p_{H,t} \\
s_t &= (i_t^* - E_t\{\pi_{t+1}^*\} + r_t^p) - (i_t - E_t\{\pi_{H,t+1}\}) + E_t\{s_{t+1}\} \quad (80)
\end{aligned}$$

1.3.5 Derivação da Curva IS

Definidas as variáveis relativas à economia aberta, o próximo passo é definir a curva IS intertemporal. Neste ensaio, essa curva resulta da junção das curvas IS de dois artigos: Gali e Monacelli (2005) e Gali e Monacelli (2008).

Considere a seguinte expressão do Produto da economia:

$$Y_t(j) = C_{H,t}(j) + \int_0^1 C_{H,t}^i(j) di + G_{H,t}(j) \quad (81)$$

Em que $C_{H,t}^i(j)$ denota a demanda do país i pelo bem j produzido na economia doméstica (isto é, a exportação doméstica do bem j).

$$\begin{aligned}
Y_t(j) &= \left(\frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}}\right)^{-\varepsilon} C_{H,t} + \int_0^1 C_{H,t}^i(j) di + G_{H,t}(j) \\
Y_t(j) &= \left(\frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}}\right)^{-\varepsilon} (1 - \alpha) \left(\frac{P_{H,t}}{P_t}\right)^{-\eta} C_t + \int_0^1 C_{H,t}^i(j) di + G_{H,t}(j) \\
Y_t(j) &= \left(\frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}}\right)^{-\varepsilon} (1 - \alpha) \left(\frac{P_{H,t}}{P_t}\right)^{-\eta} C_t + \int_0^1 \alpha \left(\frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}}\right)^{-\varepsilon} \left(\frac{P_{H,t}}{\varepsilon_{i,t} P_{F,t}^i}\right)^{-\gamma} \left(\frac{P_{F,t}^i}{P_t^i}\right)^{-\eta} C_t^i di + G_{H,t}(j) \\
&\quad (82)
\end{aligned}$$

Considerando a equação (38) e substituindo em (82), obtém-se:

$$Y_t(j) = \left(\frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}}\right)^{-\varepsilon} \left[(1 - \alpha) \left(\frac{P_{H,t}}{P_t}\right)^{-\eta} C_t + \int_0^1 \alpha \left(\frac{P_{H,t}}{\varepsilon_{i,t} P_{F,t}^i}\right)^{-\gamma} \left(\frac{P_{F,t}^i}{P_t^i}\right)^{-\eta} C_t^i di + G_{H,t}(j) \right] \quad (83)$$

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

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

$$Y_t = (1 - \alpha) \left(\frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t + \alpha \int_0^1 \left(\frac{\varepsilon_{i,t} P_{F,t}^i}{P_{H,t}} \right)^\gamma \left(\frac{\varepsilon_{i,t} P_{F,t}^i}{P_{H,t}} \right)^{-\eta} \left(\frac{1}{P_{H,t}^{(-\alpha)} P_{F,t}^\alpha} \right)^{-\eta} \Theta_{i,t}^\eta C_t^i di + G_{H,t} \quad (84)$$

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:

$$\begin{aligned} Y_t &= (1 - \alpha) \left(\frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t + \alpha \int_0^1 \left(\varepsilon_{i,t} \frac{P_{F,t}^i}{P_{H,t}} \right)^{\gamma-\eta} (S_t^\alpha)^\eta \Theta_{i,t}^\eta C_t^i di + G_{H,t} \\ Y_t &= (1 - \alpha) (S_t^\alpha)^\eta C_t + \alpha \int_0^1 \left(\frac{\varepsilon_{i,t} P_{F,t}^i}{P_{H,t}} \right)^{\gamma-\eta} (S_t^\alpha)^\eta \Theta_{i,t}^\eta C_t \Theta_{i,t}^{-\frac{1}{\sigma}} di + G_{H,t} \\ Y_t &= (1 - \alpha) (S_t^\alpha)^\eta C_t + \alpha \int_0^1 \left(\frac{\varepsilon_{i,t} P_{F,t}^i}{P_{H,t}} \right)^{\gamma-\eta} (S_t^\alpha)^\eta C_t \Theta_{i,t}^{\eta-\frac{1}{\sigma}} di + G_{H,t} \\ Y_t &= (1 - \alpha) (S_t^\alpha)^\eta C_t + \alpha (S_t^\alpha)^\eta C_t \int_0^1 \left(\frac{\varepsilon_{i,t} P_{F,t}^i}{P_{H,t}} \right)^{\gamma-\eta} \Theta_{i,t}^{\eta-\frac{1}{\sigma}} di + G_{H,t} \\ Y_t &= (S_t^\alpha)^\eta C_t \left[(1 - \alpha) + \alpha \int_0^1 \left(\frac{\varepsilon_{i,t} P_{F,t}^i}{P_{H,t}} \right)^{\gamma-\eta} \Theta_{i,t}^{\left(\eta-\frac{1}{\sigma}\right)} di \right] + G_{H,t} \quad (85) \end{aligned}$$

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

$$Y_t = C_t (S_t^\alpha) + G_{H,t} \quad (86)$$

Trabalhando-se na forma genérica, tem-se:

$$Y_t = (S_t^\alpha)^\eta C_t \left[(1 - \alpha) + \alpha \int_0^1 (S_t)^{\gamma-\eta} \Theta_{i,t}^{\eta-\frac{1}{\sigma}} di \right] + G_{H,t} \quad (87)$$

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

$$\begin{aligned} Y_t &= (S_t^\alpha)^\eta C_t \left[(1 - \alpha) + \alpha \int_0^1 (S_t)^{\gamma-\eta} \Theta_{i,t}^{\eta-\frac{1}{\sigma}} di \right] + k_t Y_t \\ Y_t - k_t Y_t &= (S_t^\alpha)^\eta C_t \left[(1 - \alpha) + \alpha \int_0^1 (S_t)^{\gamma-\eta} \Theta_{i,t}^{\eta-\frac{1}{\sigma}} di \right] \\ (1 - k_t) Y_t &= (S_t^\alpha)^\eta C_t \left[(1 - \alpha) + \alpha \int_0^1 (S_t)^{\gamma-\eta} \Theta_{i,t}^{\eta-\frac{1}{\sigma}} di \right] \\ Y_t &= \frac{1}{(1-k_t)} (S_t^\alpha)^\eta C_t \left[(1 - \alpha) + \alpha \int_0^1 (S_t)^{\gamma-\eta} \Theta_{i,t}^{\eta-\frac{1}{\sigma}} di \right] \quad (88) \end{aligned}$$

Considere que:

$$\frac{P_t}{P_{H,t}} = S_t^\alpha$$

Portanto:

$$Y_t = \frac{1}{(1-k_t)} \left(\frac{P_t}{P_{H,t}} \right)^\eta C_t \left[(1-\alpha) + \alpha(S_t)^{\gamma-\eta} \Theta_{(t)}^{\eta-\frac{1}{\sigma}} \right]$$

Que de forma log-linear:

$$y_t = c_t + \alpha\gamma s_t + \alpha \left(\eta - \frac{1}{\sigma} \right) q_t$$

$$y_t = c_t + \frac{\alpha(\ddot{\omega})}{\sigma} s_t \quad (89)$$

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

$$\bar{y}_t = E_t \bar{y}_{t+1} - E_t \Delta g_{t+1} + \alpha(\ddot{\omega} - 1)(\rho_c^* - 1)\bar{c}_t^* - \frac{1}{\sigma_\alpha} (\bar{r}_t - E_t \{\bar{\pi}_{H,t+1}\}) \quad (90)$$

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

1.3.6 A Balança comercial

A balança comercial é definida pela expressão (Gali e Monacelli, 2005; 2008):

$$NX_t = \left(\frac{1}{Y} \right) (Y_t - \frac{P_t}{P_{H,t}} C_{H,t} - G_{H,t}) \quad (91)$$

Que denota as exportações líquidas em termos do produto doméstico, expresso como uma fração do produto no estado estacionário. A aproximação de primeira ordem fornece:

$$nx_t = y_t - c_t - \alpha s_t - g_t \quad (92)$$

Que combinado com a equação (89), implica em:

$$nx_t = \alpha \left(\frac{\ddot{\omega}}{\sigma} - 1 \right) s_t - g_t \quad (93)$$

Além do mais, o equilíbrio da balança de pagamentos se dá pela expressão:

$$EBP = e_t \frac{Q_t^* D_t^*}{P_t} - e_t \frac{D_{t-1}^*}{P_t} - NX = 0 \quad (94)$$

$$\begin{aligned}
EBP &= e_t \frac{P_t^* Q_t^* D_t^*}{P_t^* P_t} - e_t \frac{P_t^* P_{t-1}^* D_{t-1}^*}{P_t^* P_{t-1}^* P_t} - NX = 0 \\
EBP &= S_t \frac{Q_t^* D_t^*}{P_t^*} - S_t \frac{D_{t-1}^*}{P_{t-1}^* \pi^*} - NX = 0 \\
EBP &= S_t \frac{D_t^*}{R P_t i_t^* P_t^*} - S_t \frac{D_{t-1}^*}{P_{t-1}^* \pi^*} - NX = 0 \quad (95)
\end{aligned}$$

Que de forma log-linearizada fica:

$$\text{Log}(EBP) = s_t + d_t^* - r_t^p - i_t^* - d_{t-1}^* - nx_t = 0 \quad (96)$$

1.3.7 Bloco de regras políticas

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 reação da política monetária (97) segue o trabalho de Cem Çebi (2012), depende do hiato do produto, do log-desvio da expectativa de inflação com relação à meta e de um componente inercial. Além disso, \bar{i}_t^n representa o nível da taxa natural de juros nominal, ρ_i ($0 \leq \rho_i \leq 1$) é o coeficiente de suavização da taxa de juros e ε_t^i 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 i_π e i_y , respectivamente.

$$i_t = \rho_i (\bar{i}_{t-1} - \bar{i}_{t-1}^n) + (1 - \rho_i) [i_\pi (E_t \{\bar{\pi}_{H,t+1}\} - \bar{\pi}_{H,t}) + i_y (\bar{y}_t - \bar{y}_t^n)] + \bar{i}_t^n + \varepsilon_t^i \quad (97)$$

No âmbito fiscal, as funções de reação dos gastos do governo e dos impostos são descritas pelas equações (98) e (99).

$$\bar{g}_t = \rho_g \bar{g}_{t-1} + (1 - \rho_g) [g_y (\bar{y}_{t-1} - \bar{y}_{t-1}^n) + g_b \bar{b}_t] + \varepsilon_t^g \quad (98)$$

$$\bar{\tau}_t = \rho_\tau \bar{\tau}_{t-1} + (1 - \rho_\tau) [\tau_y (\bar{y}_{t-1} - \bar{y}_{t-1}^n) + \tau_b \bar{b}_t] + \varepsilon_t^\tau \quad (99)$$

O grau de suavização da política fiscal é representado pelos parâmetros ρ_g e ρ_τ . Destarte, O parâmetro τ_b corresponde ao coeficiente de *feedback* do estoque da dívida e ε_t^g e ε_t^τ são os choques de gastos do governo e de impostos (*ambos i.i.d.*).

Para fechar a parte fiscal modelo, por intermédio da equação (39), define-se uma restrição de solvência do governo, que é apresentada, de forma log-linear, pela equação (100).

$$\bar{b}_{t+1} = (\bar{i}_t - \bar{\pi}_{H,t}) + r [\bar{b}_t + (\bar{g}_t - \bar{\tau}_t)] \quad (100)$$

Na equação (100), \bar{b}_t é o estoque nominal da dívida pública com relação ao PIB, $\bar{b}_t = \ln\left(\frac{b_t}{P_{H,t-1}}\right)$. Vale destacar que a relação dívida/PIB, transferida para o período seguinte (\bar{b}_{t+1}), depende do estoque da dívida do período anterior (\bar{b}_t), da taxa básica de juros (\bar{r}_t é o serviço da dívida) e do superávit primário ($\bar{g}_t - \bar{\tau}_t$).

1.3.8 Sistema de Equações

$$m\widetilde{c_{t+k}|t} = (\sigma_\alpha + \varphi)(\bar{y}_t - \bar{y}_t^n) - \sigma_\alpha \bar{g}_t + \bar{\tau}_t$$

$$\bar{y}_t \equiv \ln\left(\frac{Y_t}{\dot{Y}_t}\right) = y_t - \dot{y}_t$$

$$\Delta e_t = e_t - e_{t-1}$$

$$\pi_t = P_t - P_{t-1}$$

$$\pi_{H,t} = P_{H,t} - P_{H,t-1}$$

$$c_t = E_t c_{t+1} - \frac{1}{\sigma} [i_t - E_t(\pi_{t+1}) - \rho] \quad (33)$$

$$w_t - p_t = \varphi n_t + \sigma c_t \quad (34)$$

$$r_t^p = -p(\varepsilon_t + d_t^* - p_t y_t) + \varepsilon_t^p \quad (36)$$

$$y_t = a_t + n_t \quad (40)$$

$$a_t = \rho a_{t-1} + \varepsilon_t \sim (0,1) \quad (41)$$

$$\pi_{H,t} = H\beta\theta E_t\{p_{t+1}^* - p_{t-1}\} + \kappa m\widetilde{c_{t+k}|t} + (\gamma \bar{\pi}_{H,t-1} + (1-\gamma)\pi_{H,t-1}) \quad (66)$$

$$\bar{\pi}_{H,t} = \rho_{meta} \bar{\pi}_{H,t-1} + \varepsilon_t^{meta} \quad (67)$$

$$\pi_t = \pi_{H,t} + \Delta \alpha s_t \quad (72)$$

$$s_t = e_t + p_t^* - p_{H,t} \quad (74)$$

$$i_t = r_t^p + i_t^* + \Delta e_{t+1} \quad (79)$$

$$s_t = (i_t^* - E_t\{\pi_{t+1}^*\} + r_t^p) - (i_t - E_t\{\pi_{H,t+1}\}) + E_t\{s_{t+1}\} \quad (80)$$

$$\bar{y}_t = E_t \bar{y}_{t+1} - E_t \Delta g_{t+1} + \alpha(\ddot{\omega} - 1)(\rho_c^* - 1)\bar{c}_t - \frac{1}{\sigma_\alpha}(\bar{r}_t - E_t\{\bar{\pi}_{H,t+1}\}) \quad (90)$$

$$nx_t = y_t - c_t - \alpha s_t - g_t \quad (92)$$

$$\text{Log}(EBP) = s_t + d_t^* - r_t^p - i_t^* - d_{t-1}^* - nx_t = 0 \quad (96)$$

$$i_t = \rho_i(\bar{i}_{t-1} - \bar{i}_{t-1}^n) + (1 - \rho_i)[i_\pi(E_t\{\bar{\pi}_{H,t+1}\} - \bar{\pi}_{H,t}) + i_y(\bar{y}_t - \bar{y}_t^n)] + \bar{i}_t^n + \varepsilon_t^i \quad (97)$$

$$\bar{g}_t = \rho_g \bar{g}_{t-1} + (1 - \rho_g)[g_y(\bar{y}_{t-1} - \bar{y}_{t-1}^n) + g_b \bar{b}_t] + \varepsilon_t^g \quad (98)$$

$$\bar{\tau}_t = \rho_\tau \bar{\tau}_{t-1} + (1 - \rho_\tau)[\tau_y(\bar{y}_{t-1} - \bar{y}_{t-1}^n) + \tau_b \bar{b}_t] + \varepsilon_t^\tau \quad (99)$$

$$\bar{b}_{t+1} = (\bar{i}_t - \bar{\pi}_{H,t}) + r[\bar{b}_t + (\bar{g}_t - \bar{\tau}_t)] \quad (100)$$

1.4 Metodologia e dados

Nesta seção, são estimados os parâmetros do modelo DSGE. Para tal, foi utilizada a técnica de estimação Bayesiana do modelo log-linearizado. A escolha dessa técnica se dá pelo fato da estimação se efetivar por meio de um modelo de equilíbrio geral, ao contrário do Método dos momentos generalizados (GMM), que é baseado em uma relação particular de equilíbrio (RABANAL e RUBIO-RAMIREZ, 2005). Além disso, a técnica Bayesiana, utilizada em pequenas amostras, apresenta um resultado melhor se comparada aos métodos GMM e da Máxima Verossimilhança. Ademais, esta metodologia de estimação permite o uso das distribuições *a priori*, o que facilita o processo de identificação dos parâmetros e minimiza o problema do valor *posteriori* extremo (Griffoli, 2007). Destarte, por meio da equação de medida, são utilizadas variáveis observadas para melhorar a qualidade informacional no processo de estimação.

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 tese, o conjunto de dados das variáveis macroeconômicas tem frequência trimestral e o período de análise compreende o primeiro trimestre de 2002 e o primeiro trimestre de 2020 (72 observações). Neste caso, as observações são obtidas no sítio do BCB, por meio do Sistema Gerenciador de Séries Temporais. Vale destacar que os valores *a priori* dos parâmetros são extraídos dos valores *a posteriori* do modelo *Stochastic analytical model with a bayesian approach* (SAMBA), de Gouvea *et al.* (2008).

As variáveis observadas são as séries de tempo do PIB, IPCA, termo de troca, da receita e gastos do governo e da SELIC. Todas as séries são dessazonalizadas e, além disso, a série do PIB foi deflacionada. O IPCA (meta final) e a taxa SELIC (meta intermediária) são escolhidos, uma vez que são as variáveis utilizadas pelo BCB no modelo de metas para a inflação. As variáveis que dizem respeito à política fiscal, a receita do governo e os gastos do governo, foram escolhidas uma vez que, combinadas, resultam no Superávit Primário, instrumento de política fiscal.

Vale destacar que todas as séries foram transformadas em logaritmo, uma vez que, o modelo teórico é log-linearizado e não apresenta ajustes sazonais. Além disso, com exceção do índice de credibilidade monetária, que é limitado entre 0 e 1, foram utilizadas as séries em primeira diferença. O objetivo é trabalhar com séries estacionárias, uma vez que no modelo são

feitas aproximações em torno do estado estacionário. Os testes de raiz unitária se encontram no Apêndice B.1.

As equações (101) a (106) são aquelas utilizadas na equação de medida do modelo bayesiano e são choques informacionais, que objetivam melhorar a estimação. Elas descrevem a relação entre as variáveis do modelo e as observáveis. Portanto, serão utilizadas como *input* para a estimação dos parâmetros *a posteriori*.

$$DLPIB_t = PIB_t - PIB_{t-1} \quad (101)$$

$$DLIPCA_t = Inflacao_{H,t} - Inflacao_{H,t-1}; \quad (102)$$

$$DLSELIC_t = JurosNominal_t - JurosNominal_{t-1}; \quad (103)$$

$$DLTOT_t = Termotroca_t - Termotroca_{t-1}; \quad (104)$$

$$CONSG = \bar{g}_t - \bar{g}_{t-1}; \quad (105)$$

$$RECGOV_t = \bar{\tau}_t - \bar{\tau}_{t-1}; \quad (106)$$

Vale mencionar que nem todos os parâmetros são estimados por meio da estatística bayesiana. O fator de desconto intertemporal (0.989) e o grau de abertura da economia, α (0.12), são calibrados em concordância com a literatura.

Por seu turno, o parâmetro de credibilidade monetária é calibrado por meio da média histórica do índice de credibilidade monetária construído por De Mendonça (2007), atualizado até primeiro trimestre de 2020. Conforme enfatizado, este índice segue o conceito relativo à diferença entre a expectativa de inflação e a meta, normalizada pela banda do modelo ($\pi_t^* - \pi_t$). Ele é descrito pela equação (107) e a credibilidade é máxima (igual a 1) se a expectativa de inflação for igual ao centro da meta π_t (descrito na 1ª linha). No entanto, o indicador tem valor nulo se a previsão da inflação for maior que o limite superior π_t^*MAX ou menor que o limite inferior π_t^*Min (vide 3ª linha). Caso a expectativa estiver dentro da banda, a credibilidade monetária tem valores entre 0 e 1 (2ª linha).

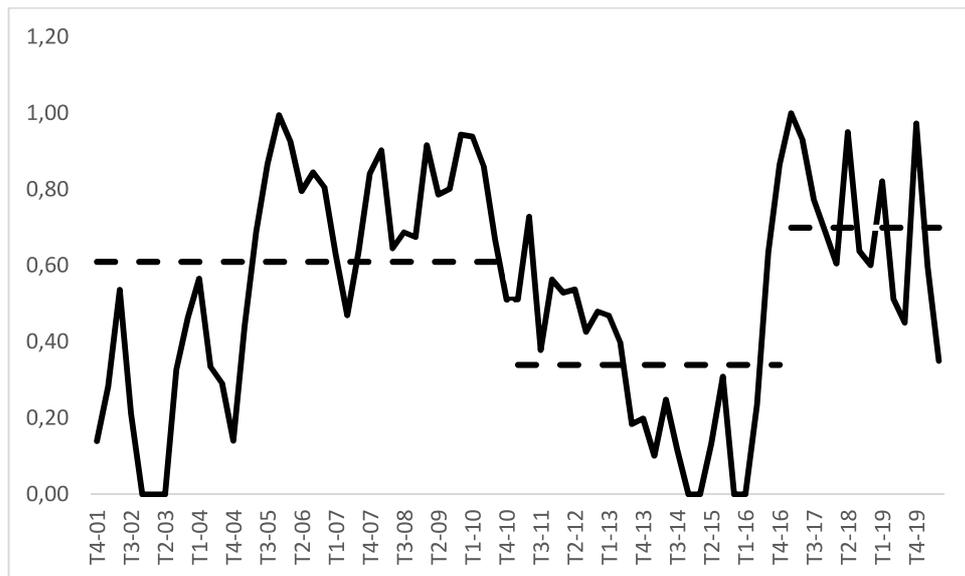
$$Cm_t = \begin{cases} 1 & \text{se } E(\pi) = \pi_t \\ 1 - \frac{1}{\pi_t^* - \pi_t} [E(\pi) - \pi_t] & \text{se } \pi_t^*Min < E(\pi) < \pi_t^*Max \\ 0 & \text{se } E(\pi) \geq \pi_t^*Max \text{ ou } E(\pi) \leq \pi_t^*Min \end{cases} \quad (107)$$

Fonte: De Mendonça(2007).

A Figura 1 mostra a interrupção, em 2010, do período de construção da credibilidade monetária, no Brasil (média de 0.60). A partir de meados deste ano, observa-se uma sucessão de quedas, com destaque para o terceiro trimestre de 2014 e primeiro trimestre de 2016 (piores registros da série, desde o início de 2003). A média do período entre 2010 e 2016 caiu para 0.34, no entanto, em 2016, há uma retomada do crescimento da credibilidade do BCB, que

reforça o controle da inflação e a queda da taxa básica de juros. A nova configuração do BC, que começa a partir de fevereiro de 2019, e que na amostra vai até o segundo trimestre de 2020, possui uma credibilidade média de 0.55. Dada a memória curta a respeito do processo de criação de credibilidade pelos agentes econômicos no Brasil (De Mendonça, 2017), esse valor (0.55) que será utilizado na calibragem do modelo, por se tratar da credibilidade atual do BCB.

Figura 1 - Índice de credibilidade monetária da economia brasileira.



Fonte: Elaboração própria a partir de De Mendonça (2007)

A tabela 1 descreve os parâmetros do modelo a serem estimados. Exceto para os parâmetros calibrados sobreditos, foram definidos valores *a priori* e estimados valores *a posteriori*. Além disso, para a estimação dos parâmetros se faz 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 θ , ρ_a , ρ_y , ρ_g , ρ_r , ρ_τ , de forma a garantir as condições de estacionariedade. 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 4.6.1, por meio do código elaborado pelo próprio do autor, e baseado no sistema de equações explicitado no final do capítulo anterior. Os resultados da estimação são apresentados na próxima seção, vide tabela 2.

Tabela 1 – Parâmetros do modelo

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	Inverso da elasticidade de substituição intertemporal no consumo	Estimado
β	Taxa de desconto intertemporal	Calibrado
r_π	Medida de aversão do BC a inflação doméstica	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
ω_g	Porcentagem das firmas que reajusta conforme regra de bolso	Calibrado
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
κ	Sensibilidade da inflação ao CMg $\rightarrow \frac{(1-\theta\beta)(1-\theta)}{\theta}$	Fórmula
σ_α	$\frac{\sigma}{[(1-\alpha) + \alpha\omega]}$	Fórmula
χ_i	$\frac{\sigma\alpha + \varphi}{(1 + \varphi)}$	Fórmula
Γ	$\frac{(\sigma_\alpha + \varphi)}{(\sigma_\alpha + \varphi)}$	Fórmula
ω	$\sigma\gamma + (1-\alpha)(\sigma\eta - 1)$	Fórmula

Fonte: Elaboração própria.

1.5 Resultados

Nesta seção serão apresentados os resultados relativos aos *posterioris* dos parâmetros estimados e as funções de impulso resposta relacionadas ao choque de oferta e de política monetária. A tabela 2 apresenta os resultados das estimativas Bayesianas dos parâmetros, com um intervalo de confiança de 90%. A metodologia computada pelo algoritmo *Metropolis-Hastings* fez 106 extrações, quantidade que garante a convergência da estimação.

Tabela 2 – Resultado da estimação dos parâmetros

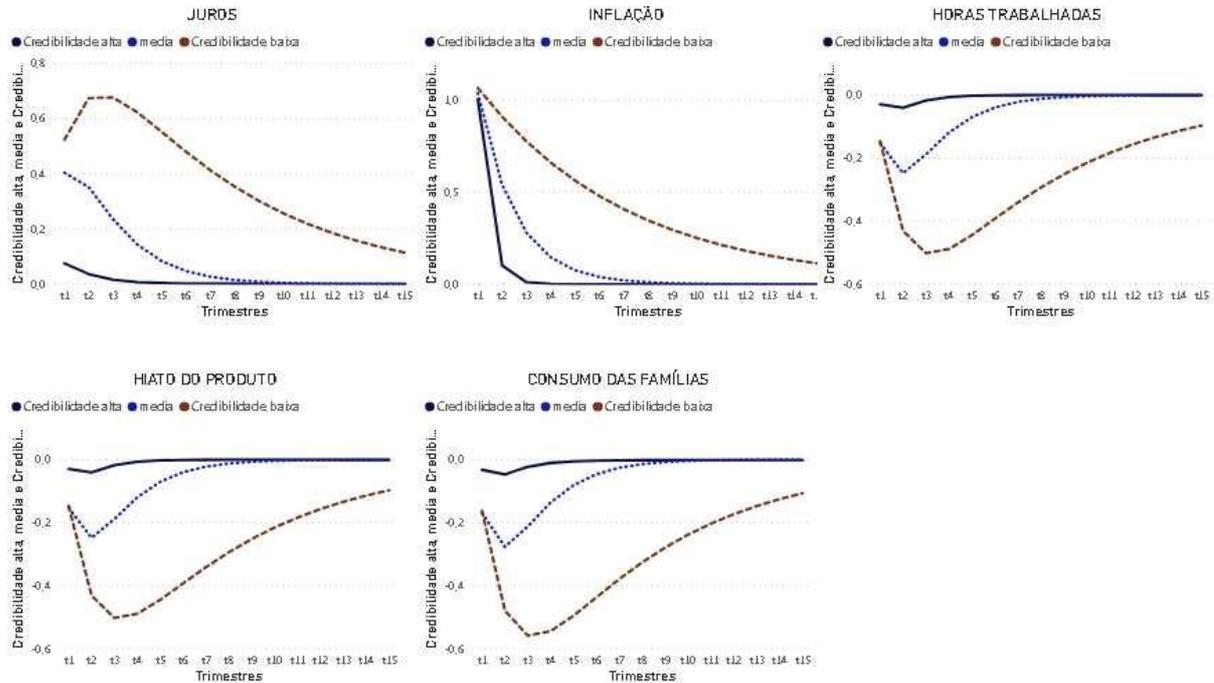
Par.	Distribuição	Media Priori	Media Post.	Int.Conf.	D.P.
θ	Beta	0.74	0.73	0.53 - 0.89	0.1
σ	Norm	1.30	1.28	1.28 - 1.31	0.05
ρ_r	Beta	0.79	0.69	0.66 - 0.72	0.1
ρ_a	Beta	0.91	0.98	0.95 - 0.99	0.1
ρ_y	Beta	0.93	0.91	0.90 - 0.99	0.1
ω_g	Beta	0.70	0.93	0.79 - 0.99	0.1
ρ_g	Beta	0.50	0.68	0.65 - 0.70	0.1
r_π	gamma	2.30	2.36	2.17 - 2.50	0.1
r_y	gamma	0.16	0.80	0.80 - 0.98	0.1
g_y	Norm	0.00	0.03	-0.03 - 0.07	0.1
g_b	Norm	-0.03	-0.04	-0.05 - -0.03	0.1
ρ_τ	Beta	0.50	0.40	0.34 - 0.43	0.1
τ_y	Invg	0.05	0.05	0.02 - 0.06	0.1
τ_b	Invg	0.05	0.02	0.01- 0.04	0.1
ζ	Beta	0.70	0.69	0.64 - 0.72	0.1

Fonte: Elaboração própria com o auxílio do *software Dynare*.

De posse dessas estimações, são feitas análises relativas aos efeitos de um choque de oferta e um choque de política monetária sobre as principais variáveis macroeconômicas brasileiras, para três cenários distintos: (i) com credibilidade alta (0.9); (ii) credibilidade média (0.5), que conforme a seção anterior pode ser interpretada como a credibilidade atual da economia brasileira e; (iii) credibilidade baixa (0.2). Além disso, estuda-se os impactos desta credibilidade sobre o efeito substituição entre o canal das expectativas e o canal dos juros.

As funções de impulso-resposta relativas ao choque de oferta de 1 ponto percentual (p.p.) na economia brasileira em cenários de credibilidade alta, média (nível atual de credibilidade) e baixa podem ser visualizadas nas figuras 2, 3 e 4. Vale ressaltar estas figuras mostram apenas a trajetória média das respostas ao impulso. No anexo 1, pode-se visualizar os gráficos com as bandas inferiores e superiores.

Figura 2 – Choque de oferta - Variáveis monetárias/ Economia Real.



Linha sólida azul: credibilidade monetária alta.

Linha pontilhada azul: credibilidade monetária média (economia brasileira).

Linha tracejada marrom: credibilidade monetária baixa.

Fonte: Elaboração própria com o auxílio do *software* Dynare.

A figura 2 destaca os efeitos de um choque de oferta (de inflação) sobre as variáveis macroeconômicas da economia brasileira. O aumento imediato da inflação (choque na NKPC) implica uma reação do BCB, por meio de um aumento da taxa básica de juros (via regra de Taylor). Isto gera uma redução do consumo das famílias, do hiato do produto e do emprego.

O destaque da Figura 2 é o fato de que, para controlar a inflação, o custo em termos de nível de atividade é menor quanto maior o grau de credibilidade do BCB. Neste caso, é necessário aumentar menos a taxa de juros em ambientes de credibilidade alta se comparados àqueles com credibilidade baixa. Além disso, a inflação retorna para seu estado estacionário com uma velocidade mais elevada se o Banco Central for mais crível. Isto mostra a capacidade de ancoragem das expectativas de inflação por parte da autoridade monetária (com maior credibilidade) e, portanto, evidencia o efeito substituição entre o canal das expectativas e o canal dos juros. Neste sentido, a eficiência da política monetária é maior para bancos centrais com credibilidade mais elevada, uma vez que se controla a inflação com um custo (elevação da taxa básica de juros) mais baixo, ou seja, com uma redução menor do produto e do emprego. Vale mencionar também, o ganho por parte do BCB com relação à operacionalidade da política monetária. Em outras palavras, a maior capacidade de ancoragem das expectativas, retratada

pela maior velocidade de retorno da inflação para o EE, minimiza o risco relativo à ocorrência de possíveis choques no decorrer do mecanismo de transmissão da política monetária.

A tabela 3 evidencia essa diferença entre os diferentes níveis de credibilidade para controlar o choque inflacionário. No cenário com credibilidade monetária baixa, o BCB implementa uma trajetória de aumento da taxa de juros que vai do instante t1 ao t4, de 0.52 p.p. até 0.68 p.p., e retorna ao estado estacionário após 15 trimestres. Por seu turno, com credibilidade alta, o BCB precisa aumentar a taxa de juros apenas em 0.08 p.p., no instante t1, para conseguir trazer a inflação de volta ao seu estado estacionário. Além disso, com credibilidade alta, os choques se dissipam a partir do 4º trimestre. No caso da credibilidade intermediária (média da credibilidade da economia brasileira), é necessário aumentar a taxa de juros em 0.4 p.p., valor mais próximo, inicialmente, daquele com credibilidade baixa. Entretanto, esse aumento é apenas no instante t1, para sinalizar que o BC está alerta com relação ao controle inflacionário. Após este período, os aumentos na taxa básica de juros são muito menores, se comparados ao modelo com baixa credibilidade. Além disso, o choque segue sua trajetória de retorno ao estado estacionário, que dura até o 9º trimestre.

Tabela 3 – Trajetória numérica da FIR – variáveis reais e de política monetária

TAXA DE JUROS				INFLAÇÃO				HORAS TRABALHADAS				HIATO DO PIB				CONSUMO FAMÍLIAS			
Tri	Alta	Média	Baixa	Tri	Alta	Média	Baixa	Tri	Alta	Média	Baixa	Tri	Alta	Média	Baixa	Tri	Alta	Média	Baixa
t1	0,08	0,40	0,52	t1	1,01	1,04	1,07	t1	-0,03	-0,15	-0,15	t1	-0,03	-0,15	-0,15	t1	-0,03	-0,17	-0,16
t2	0,04	0,35	0,68	t2	0,10	0,54	0,91	t2	-0,04	-0,25	-0,43	t2	-0,04	-0,25	-0,43	t2	-0,05	-0,28	-0,48
t3	0,02	0,24	0,68	t3	0,01	0,28	0,78	t3	-0,02	-0,19	-0,50	t3	-0,02	-0,19	-0,50	t3	-0,02	-0,21	-0,56
t4	0,01	0,14	0,62	t4	0,00	0,15	0,66	t4	-0,01	-0,12	-0,49	t4	-0,01	-0,12	-0,49	t4	-0,01	-0,14	-0,54
t5	0,00	0,08	0,55	t5	0,00	0,07	0,56	t5	0,00	-0,07	-0,44	t5	0,00	-0,07	-0,44	t5	0,00	-0,08	-0,49
t6	0,00	0,05	0,48	t6	0,00	0,04	0,48	t6	0,00	-0,04	-0,39	t6	0,00	-0,04	-0,39	t6	0,00	-0,05	-0,44
t7	0,00	0,03	0,41	t7	0,00	0,02	0,41	t7	0,00	-0,02	-0,34	t7	0,00	-0,02	-0,34	t7	0,00	-0,02	-0,38
t8	0,00	0,02	0,35	t8	0,00	0,01	0,35	t8	0,00	-0,01	-0,29	t8	0,00	-0,01	-0,29	t8	0,00	-0,01	-0,33
t9	0,00	0,01	0,30	t9	0,00	0,01	0,30	t9	0,00	-0,01	-0,25	t9	0,00	-0,01	-0,25	t9	0,00	-0,01	-0,28
t10	0,00	0,00	0,26	t10	0,00	0,00	0,25	t10	0,00	0,00	-0,21	t10	0,00	0,00	-0,21	t10	0,00	0,00	-0,24
t11	0,00	0,00	0,22	t11	0,00	0,00	0,21	t11	0,00	0,00	-0,18	t11	0,00	0,00	-0,18	t11	0,00	0,00	-0,20
t12	0,00	0,00	0,19	t12	0,00	0,00	0,18	t12	0,00	0,00	-0,16	t12	0,00	0,00	-0,16	t12	0,00	0,00	-0,17
t13	0,00	0,00	0,16	t13	0,00	0,00	0,15	t13	0,00	0,00	-0,13	t13	0,00	0,00	-0,13	t13	0,00	0,00	-0,15
t14	0,00	0,00	0,13	t14	0,00	0,00	0,13	t14	0,00	0,00	-0,11	t14	0,00	0,00	-0,11	t14	0,00	0,00	-0,12
t15	0,00	0,00	0,11	t15	0,00	0,00	0,11	t15	0,00	0,00	-0,10	t15	0,00	0,00	-0,10	t15	0,00	0,00	-0,11
Total	0,15	1,33	5,67	Total	1,12	2,16	6,56	Total	-0,09	-0,86	-4,19	Total	-0,09	-0,86	-4,19	Total	-0,12	-0,96	-4,64

Fonte: Elaboração própria com o auxílio do *software Dynare*.

Em que pese o aumento mais elevado da taxa de juros no ambiente com credibilidade baixa, a resposta da inflação apresenta uma inércia maior, o que faz com que seu retorno ao estado estacionário demore mais de 15 trimestres. Por outro lado, à medida que o BC aumenta sua credibilidade, a sensibilidade da inflação ao choque de juros é maior.

No que diz respeito ao nível de atividade, em um primeiro momento, o hiato do produto tem uma queda bem menos acentuada (0.03% contra 0.15%), no cenário com um banco central

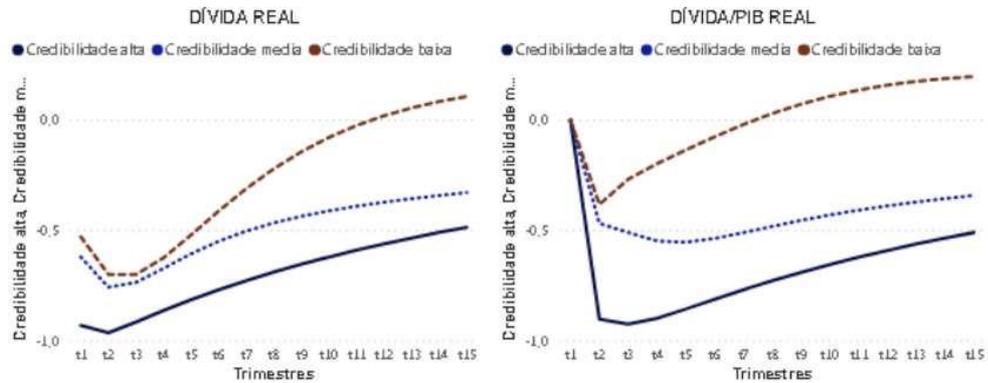
mais crível, em comparação a um banco central menos crível. Além disso, em virtude do choque contracionista da taxa básica, para fazer frente ao choque de oferta, o efeito deste choque no primeiro cenário se dissipa mais rápido do que no segundo. Como destacado anteriormente, verifica-se também uma menor queda do consumo e do nível de emprego no cenário de alta credibilidade do BC. Estes resultados estão de acordo com De Mendonça (2007 e 2018) e Montes e Machado (2013) enfatizam os efeitos benéficos da credibilidade do BCB sobre o nível de atividade econômica no Brasil. Enquanto no cenário de credibilidade baixa o hiato do PIB acumula uma queda de 4.19 p.p., nos 15 primeiros trimestres de análise, no cenário com credibilidade alta, essa queda acumulada é de 0.09 p.p., e no cenário de credibilidade intermediária, a queda é de 0.96 p.p..

Esses resultados sugerem que BC críveis melhoram o mecanismo de transmissão da política monetária, via canal de expectativas (NEUENKIRCH E TILLMANN, 2014). Os achados corroboram com a literatura, uma vez que um BC crível consegue reduzir a taxa de inflação e, ao mesmo tempo, diminuir o nível do seu principal instrumento de política monetária, a taxa básica de juros. Isso se dá por meio do canal das expectativas, ou seja, uma maior credibilidade do BC é capaz de influenciar o canal das expectativas de inflação, e, assim, reduzir a taxa de juros. Neste caso, minimiza-se o *trade-off* da Curva de Phillips por meio do efeito substituição entre o canal das expectativas e o canal da taxa de juros. Dessa forma, a credibilidade implica menor taxa de sacrifício com relação à estabilização do nível de preços (via redução do nível de atividade e aumento do serviço da dívida pública). Este resultado está de acordo com os aqueles obtidos por Bomfim e Rudebusch (2000), De Mendonça (2007 e 2018) e Neuenkirch e Tillmann (2014).

A novidade desse ensaio é que foi possível introduzir a credibilidade monetária na curva de Phillips e testar esse *trade-off* para diferentes níveis de credibilidade. No que tange ao nível de credibilidade da economia brasileira (0.55), embora ela seja um ponto intermediário entre os outros dois níveis, os resultados demonstrados se assemelham mais aos resultados com credibilidade alta do que baixa. Dito de outra forma, conforme a credibilidade se deteriora, maiores são os sacrifícios exigidos para controlar a inflação.

No que tange à política fiscal, a figura 3 destaca a resposta ao impulso do choque de oferta para as variáveis Dívida real, Dívida/PIB real.

Figura 3. Choque de oferta – Variáveis fiscais.



Fonte: Elaboração própria com o auxílio do *software* Dynare.

O choque de oferta implica um aumento na inflação maior que o aumento nos juros, especialmente no caso com credibilidade alta. Portanto, bancos centrais mais críveis experimentam elevações menores na dívida pública nominal, uma vez que o aumento no serviço da dívida é menor (De Mendonça e Auel, 2015) e reduções mais elevadas na dívida pública real. Neste ambiente de credibilidade elevada, há uma menor queda do PIB, o que faz com que a relação Dívida Pública real/ PIB caia mais, se comparada com os cenários de credibilidade mais baixa.

A queda da dívida possibilita a utilização de uma política fiscal expansionista, ou seja, uma maior flexibilidade para os gastos e redução dos impostos (para estabilizar a dívida) e fazer com que ela volte ao seu estado estacionário. No entanto, com credibilidade monetária alta este afrouxamento fiscal é menor. Isto se dá pela queda rápida da inflação, decorrente da ancoragem das expectativas.

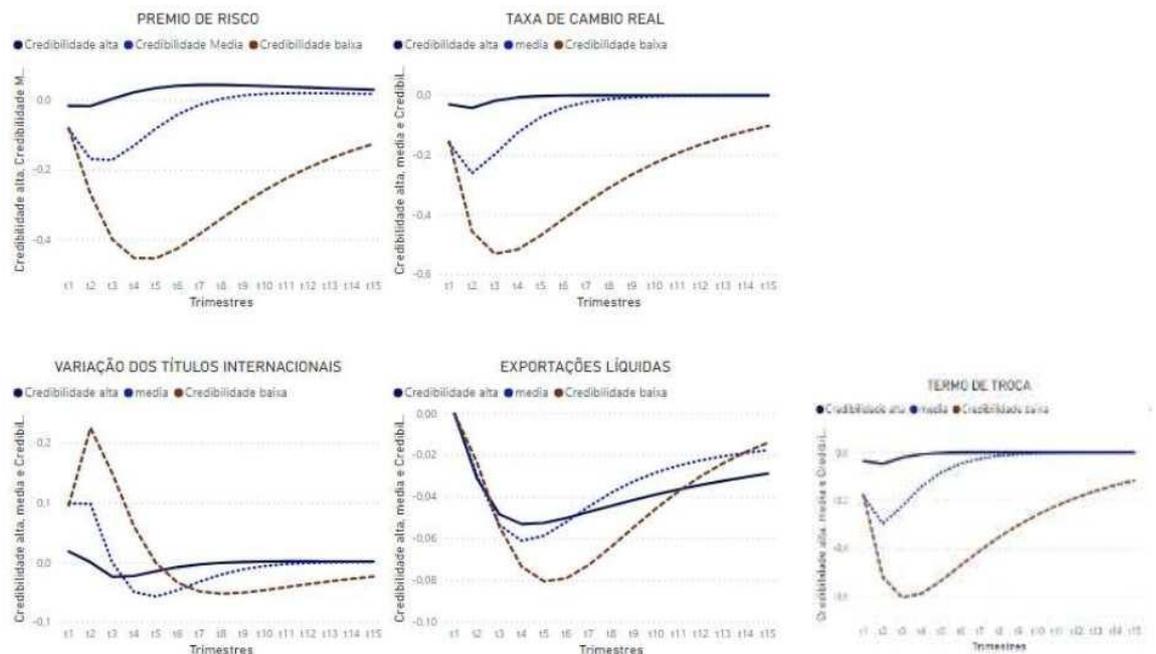
Tabela 4. Trajetória numérica da FIR – Variáveis fiscais

DÍVIDA REAL				DÍVIDA/PIB REAL				DÉFICIT			
Tri	Alta	Média	Baixa	Tri	Alta	Média	Baixa	Tri	Alta	Média	Baixa
t1	-0,93	-0,62	-0,53	t1	0,00	0,00	0,00	t1	0,00	0,00	0,00
t2	-0,96	-0,76	-0,70	t2	-0,90	-0,47	-0,38	t2	0,03	0,03	0,02
t3	-0,91	-0,73	-0,70	t3	-0,92	-0,51	-0,27	t3	0,05	0,05	0,05
t4	-0,86	-0,67	-0,62	t4	-0,90	-0,55	-0,20	t4	0,05	0,06	0,07
t5	-0,81	-0,61	-0,52	t5	-0,86	-0,55	-0,13	t5	0,05	0,06	0,08
t6	-0,77	-0,55	-0,41	t6	-0,81	-0,54	-0,08	t6	0,05	0,05	0,08
t7	-0,73	-0,50	-0,31	t7	-0,77	-0,51	-0,02	t7	0,05	0,04	0,07
t8	-0,69	-0,47	-0,22	t8	-0,73	-0,48	0,03	t8	0,04	0,04	0,06
t9	-0,65	-0,44	-0,14	t9	-0,69	-0,45	0,07	t9	0,04	0,03	0,05
t10	-0,62	-0,41	-0,08	t10	-0,65	-0,43	0,11	t10	0,04	0,03	0,05
t11	-0,59	-0,39	-0,02	t11	-0,62	-0,41	0,14	t11	0,04	0,02	0,04
t12	-0,56	-0,37	0,02	t12	-0,59	-0,39	0,16	t12	0,03	0,02	0,03
t13	-0,53	-0,36	0,06	t13	-0,56	-0,37	0,18	t13	0,03	0,02	0,02
t14	-0,51	-0,34	0,08	t14	-0,53	-0,35	0,19	t14	0,03	0,02	0,02
t15	-0,48	-0,33	0,11	t15	-0,51	-0,34	0,20	t15	0,03	0,02	0,01
Total	-10,61	-7,53	-3,99	Total	-10,04	-6,35	0,00	Total	0,57	0,50	0,67

Fonte: Elaboração própria com o auxílio do *software* Dynare.

No entanto, no cenário de baixa credibilidade, a queda mais duradoura do PIB, somado ao fato de que a partir do 5º trimestre a taxa de juros (serviço da dívida) é maior do que a inflação, faz com que a trajetória da relação Dívida/PIB fique acima do seu valor de estado estacionário. Esse movimento implica aumento nos impostos e contração dos gastos públicos, até que a trajetória da Dívida/PIB retorne ao seu valor de estado estacionário. Em suma, os resultados também evidenciam uma melhora das variáveis fiscais em virtude de uma maior credibilidade do banco central, dado que a menor elevação da taxa de juros faz com que o serviço da dívida seja menor e o nível de atividade seja menos deteriorada.

Figura 4. Choque de oferta – Variáveis setor externo.



Fonte: Elaboração própria com o auxílio do *software Dynare*.

No que concerne ao setor externo (figura 4), dois efeitos atuam em sentidos opostos. No primeiro, a queda do consumo tende a causar uma melhora no balanço de pagamentos por meio do efeito absorção, isto é, a parcela da produção interna não consumida pelos residentes é exportada. Contudo, a apreciação da taxa de câmbio torna o produto nacional menos competitivo, e pelo efeito substituição entre bens nacionais e estrangeiros, tem-se uma piora no balanço de pagamentos, em virtude do aumento das importações frente às exportações. Com isso, nos diferentes cenários de credibilidade, o segundo efeito (substituição) se sobrepõe ao primeiro (absorção). Não obstante, esse efeito é menor com credibilidade alta.

1.6 Robustez

Conforme destacado na descrição do modelo, a tese utiliza Gali e Gelter (1999), que possibilitam o reajuste de preços, especificamente para o percentual de firmas que estão sorteadas para otimizar seus preços. De forma contrária, para Cavalcanti *et al.* (2018) uma porcentagem θ de firmas reajustam seus preços de acordo com a regra de bolso e $(1 - \theta)$ das firmas atualizam, de forma ótima, seus preços ($P_{H,t}^*$). Assim, para Cavalcanti *et al.* (2018) as firmas do modelo de Calvo (1983), que não estão aptas a reajustar seus preços, por motivos diversos, passarão a reajustar por meio da regra de bolso sobredita:

$$P_{H,t}^\circ = \bar{\pi}_{H,t-1}^\gamma \pi_{H,t-1}^{(1-\gamma)} P_{H,t-1} \quad (108)$$

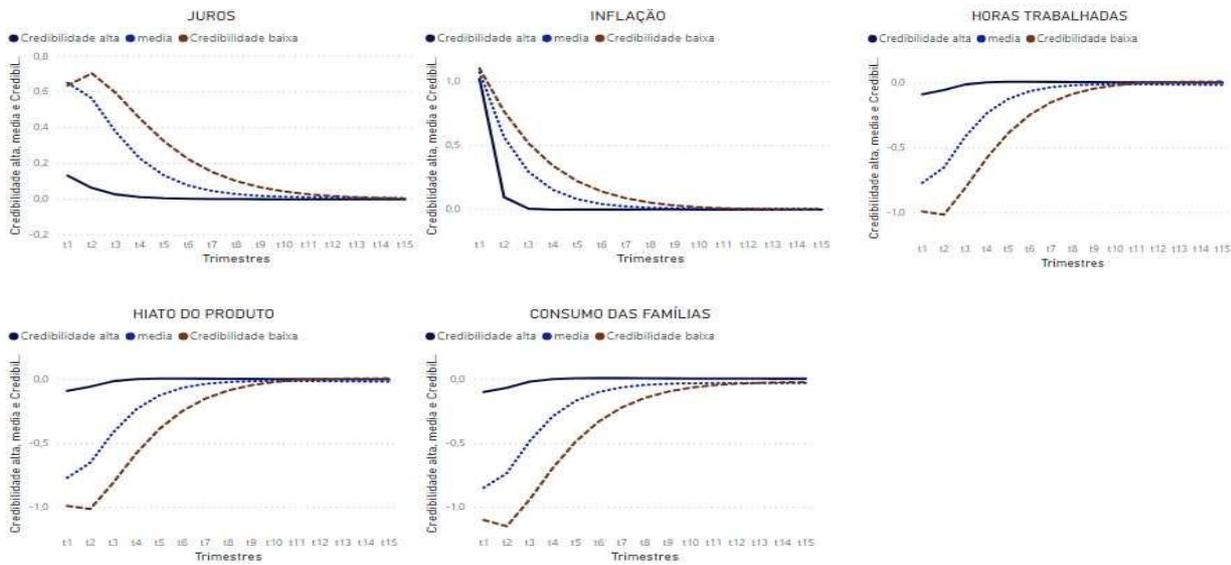
Essa configuração difere da abordagem dessa tese, uma vez que os agentes inaptos à ajustar seus preços (*parcela θ das firmas*), por definição, manterão os mesmos constantes. Ajusta-se somente os preços daquela parcela de firmas $(1 - \theta)$ que está apta a realizar os ajustes.

Como teste de robustez, nesta seção será utilizado o processo de formação de preços sugerido por Cavalcanti *et al.* (2018). Portanto, deriva-se uma nova curva de Phillips, representada pela equação (109), a derivação encontra-se no apêndice A.2:

$$\pi_{H,t} = \beta E_t\{\pi_{H,t+1}\} - \theta[\gamma \bar{\pi}_{H,t} + (1 - \gamma)\pi_{H,t}] + [\gamma \bar{\pi}_{H,t-1} + (1 - \gamma)\pi_{H,t-1}] + \kappa m \widetilde{c_{t+k|t}} + \varepsilon_t^\pi \quad (109)$$

A figura 5 apresenta os resultados da simulação de um choque de oferta de 1p.p. na economia, que utiliza esta nova curva de Philips. Os resultados se assemelham aos examinados na seção anterior e enfatizam o efeito substituição entre o canal das expectativas e o canal do juros. Portanto, reforça-se os resultados anteriores de que quanto maior a credibilidade do BCB, maior a eficiência da política monetária, em decorrência de uma maior capacidade de ancoragem de expectativas. Neste sentido, há uma perda social menor, decorrente de um aumento menor na taxa de juros e de uma queda menor no produto da economia.

Figura 5. Choque de oferta - Variáveis monetárias/ Economia Real



Fonte: Elaboração própria com o auxílio do *software Dynare*.

1.7 Considerações finais

Este capítulo estudou o papel da credibilidade do BC no mecanismo de transmissão da política monetária, por meio do canal das expectativas de inflação dos agentes. Para tanto, utilizou-se um modelo DSGE Novo-Keynesiano com características aderentes a uma economia em desenvolvimento como a do Brasil, como rigidez de preços, prêmio de risco, setor externo e interação entre a política fiscal e monetária. Ademais, para a análise de diferentes níveis de credibilidade, foi desenvolvido uma curva de Phillips Novo-Keynesiana modificada, na qual, por meio da regra de bolso utilizada (GALI e GERTLER, 1999; CAVALCANTI et al., 2018, BOMFIM e RUDEBUSCH, 2000), foi possível inserir o papel da credibilidade monetária, de maneira *forward-looking*, no processo de formação de expectativa de inflação.

Sendo assim, três etapas foram realizadas: a primeira buscou verificar se a credibilidade é capaz de melhorar o canal das expectativas de inflação, considerando cenários de credibilidade alta, baixa e intermediária (economia brasileira). Os resultados sugerem que o aumento da credibilidade monetária implica melhora no canal das expectativas de inflação, ao gerar um trade-off entre o canal das expectativas e o canal de juros (NEUENKIRCH E TILLMANN, 2014). Neste caso, no cenário de credibilidade, o BC precisa aumentar menos a taxa básica de juros da economia (e por menor período) para reduzir a inflação de volta ao seu estado estacionário, além de minimizar os efeitos nocivos do hiato do produto. Resultado que

se coaduna com os de De Mendonça (2007 e 2018) e Montes e Machado (2013). Conforme o nível de credibilidade se deteriora, maiores são as necessidades de sacrifício da economia.

A segunda etapa do trabalho buscou analisar o efeito supracitado nas variáveis de política fiscal, também considerando cenários com alta ou baixa credibilidade. Nesse caso, os resultados também evidenciam uma melhora das variáveis fiscais em virtude de uma maior credibilidade do banco central, dado que a menor elevação da taxa de juros faz com que o serviço da dívida seja menor e o nível de atividade seja menos impactada.

No que tange ao setor externo, verificou-se que o efeito substituição de produtos nacionais por produtos estrangeiros, advindo da apreciação cambial, sobrepôs-se ao efeito absorção. Sendo assim, gerou-se uma piora no balanço de pagamentos. Contudo, com credibilidade alta, esse efeito é minorizado.

Em resumo os resultados indicam que um banco central mais crível consegue ancorar as expectativas dos agentes utilizando menos o seu principal instrumento de política monetária (a taxa de juros). Dessa forma, é possível atenuar os efeitos recessivos do aumento da taxa de juros e reduzir o trade off da Curva de Phillips. A análise de robustez, realizada por intermédio do processo de formação de preços sugerido por Cavalcanti et al. (2018), reforça esses resultados.

2 O IMPACTO DA CREDIBILIDADE MONETÁRIA NO *FORWARD GUIDANCE* BRASILEIRO

2.1 Introdução

A crise do *subprime*, que teve seu marco em setembro de 2008 com a quebra de um dos maiores bancos dos Estados Unidos. Isto fez com que a maioria dos países industrializados alterassem suas conduções de política econômica. No aspecto teórico, além da incorporação de novas fricções nos modelos DSGE, antes negligenciadas, como o papel do mercado financeiro e mercado de crédito, destaca-se a importância da interação da política monetária com a política fiscal (SARGENT e WALLACE (1981); KING (1995); SIMS (2002); BENIGNO e WOODFORD (2003); CÉSPEDES e GALÍ (2013); DE NUNES e PORTUGAL (2009)). Além disso, surgiram estudos a respeito das conduções não convencionais de política monetária.

Esses métodos ganharam notoriedade, em virtude de diversas economias desenvolvidas apresentarem um ambiente macroeconômico com taxas básicas de juros próximas de zero. Isso ocorreu após a crise supracitada, momento em que o FED, o Banco Central Europeu (BCE) e o Banco Central do Japão, com o intuito de fomentar a atividade econômica, iniciaram uma política expansionista convencional, que derrubaram as taxas de juros a um limite muito próximo de zero ou até mesmo zero. Esse limite ficou conhecido como *Zero Lower Bound* (ZLB), limite inferior zero. Nesse patamar de taxa de juros, os formuladores de política monetária se depararam com o que foi postulado por Keynes (1936) e denominado de “armadilha da liquidez”. Na armadilha da liquidez, o instrumento de política monetária perde sua eficácia. Isto é, a taxa básica de juros perde a capacidade de sinalizar uma política monetária expansionista e de evitar uma possível espiral deflacionária.

Neste contexto, os BCs de países desenvolvidos utilizaram soluções por meio de instrumentos não convencionais de política monetária, como o *quantitative easing*, operações Twist e *Forward Guidance* (FG). Neste último, que é o tema deste trabalho, o BC comunica ao público informações sobre a trajetória futura da taxa de juros. Essa sinalização realizada pelo BC se chama de *Forward Guidance* (e.g., JUNG, TERANISHI e WATABLE (2001), EGGERTSSON e WOODFORD (2003) e WOODFORD (2012)) e tem implicações sobre o nível de atividade, a inflação e os juros futuros. Assim, trabalhos como de Eggertsson e Woodford (2003) sugerem que o formulador de política monetária, ao se deparar com o ZLB, estimule a demanda agregada ao se comprometer, de forma crível, a manter a taxa de juros em zero por mais tempo do que o necessário, de acordo com as condições econômicas.

De fato, nos últimos anos, os BC procuram influenciar as expectativas e o comportamento dos agentes por meio de anúncios que sinalizam suas ações futuras, como por exemplo, a manutenção da taxa de juros básica da economia em determinado patamar pré-estabelecido.

Contudo, uma peça chave para que o FG tenha efetividade é a capacidade do BC de ancorar as expectativas dos agentes econômicos por meio de seu anúncio. Destarte, a maioria dos trabalhos que se propõe a estudar o assunto presume que o BC seja crível e os indivíduos tenham total confiança de que o BC irá se comprometer com o caminho estipulado. Conseqüentemente, desconsideram os efeitos do FG em uma economia cujo BC tem pouca credibilidade ou ainda está em processo de amadurecimento da sua credibilidade. Entretanto, isso não significa que um BC com pouca credibilidade ou em processo de ganho de credibilidade não possa se favorecer dos efeitos benéficos de um anúncio antecipado.

O Brasil, importante economia em desenvolvimento, também começa a utilizar esses métodos não convencionais de política monetária e a tendência é que o FG fique cada vez mais presente nos receituários de política econômica. Neste sentido, o cenário recente com inflação e juros baixos, desequilíbrios fiscais e risco de monetização da dívida pública, justifica o estudo sobre os efeitos do *forward guidance* na economia brasileira, tanto em um ambiente de credibilidade monetária alta, quanto em um ambiente de credibilidade monetária baixa. Assim, o objetivo deste segundo capítulo da tese é verificar os impactos do FG sobre a economia brasileira, em ambientes de credibilidade monetária alta, média e baixa.

Para tanto, 4 cenários são analisados.

- i. Efeito do FG (choques antecipados) com credibilidade alta;
- ii. Efeito do FG (choques antecipados) com credibilidade média;
- iii. Efeito do FG (choques antecipados) com credibilidade baixa;
- iv. Efeito da política monetária sem FG (choques não antecipados).

Com o intuito de atender ao objetivo proposto, utiliza-se o mesmo modelo do capítulo 1 e introduz-se um componente *Forward Guidance*. Portanto, estima-se um modelo DSGE NovoKeynesiano de economia aberta com governo (Gali e Monacelli, 2005; Gali e Monacelli, 2008; Kirsanova *et al.*, 2007 e Fragetta e Kirsanova, 2010; Cem Çebi, 2012), com prêmio de risco e com uma curva de Phillips Novo-Keynesiana modificada. Vale ressaltar que a derivação da NKPC modificada possibilitou inserir o papel da credibilidade monetária, de maneira *forwardlooking*, no processo de formação de expectativa de inflação.

Além dessa introdução, este artigo está dividido da seguinte maneira: a seção 2.2 faz uma breve revisão da literatura com relação ao *forward guidance*. A seção 2.3. apresenta o modelo

e a seção 2.4 a metodologia. Por sua vez, a seção 2.5 apresenta os resultados e, por fim, na seção 2.6 faz-se as considerações finais

2.2 Uma breve revisão de literatura sobre *forward guidance*

Os trabalhos teóricos sobre *Forward Guidance* têm seu início com Krugman (1998), seguido por Jung, Teranishi e Watanabe (2001) e Eggertsson e Woodford (2003). Esses autores advogam que, por meio do controle das expectativas, é possível a autoridade monetária suavizar o ciclo econômico.

Na prática, Eggertsson e Woodford (2003) discutem políticas monetárias não convencionais com intuito de tirar a economia da recessão, em um ambiente em que a taxa de juros está em seu *ZLB* e deixa de ser uma opção como instrumento do BC. Os autores sugerem que a autoridade monetária comunique seus próximos passos e se comprometa a manter a trajetória da taxa de juros estacionada por um determinado período de tempo, posterior à recuperação da economia. Ao agir dessa maneira, a trajetória futura da taxa de juros de curto prazo influencia a de longo-prazo e o preço dos ativos. Desta forma, o gerenciamento das expectativas sobre as taxas de juros futuro passa a ser determinante na decisão ótima dos agentes. Ademais, uma vez que os agentes tem um comportamento *forward-looking* e acreditam que a autoridade monetária irá cumprir seu compromisso, o nível de atividade e a inflação serão impactadas já no período corrente. Além disso, esse estímulo adicional aumenta a inflação e o nível de atividade dos períodos seguintes.

Posteriormente, Campbell *et al.* (2012) faz a distinção do FG em duas categorias: o *Delphic Forward Guidance* e o *Odyssean Forward Guidance*. No *Delphic Forward guidance*, com o nome inspirado no Oráculo de Delfos, os BC declaram publicamente uma previsão de desempenho macroeconômico e ações de política monetária pretendidas, com base nas informações do formulador de políticas sobre futuros fundamentos macroeconômicos e seus próprios objetivos de política. Em termos mais práticos, o BC divulga uma previsão condicional da trajetória esperada da taxa de juros. Ainda segundo os autores sobreditos, esse tipo de FG age na redução da incerteza dos agentes privados tomadores de decisão.

Todavia, o anúncio *Delphic* não significa um comprometimento do BC com relação ao curso da ação. Ou seja, nada impede que BC reaja de forma diferente do que foi anunciado. É justamente essa característica que diferencia o *Delphic* do *Odyssean Forward Guidance* (Eggertsson e Woodford, 2003). Nesse último, também com o seu nome influenciado pela mitologia grega, o anúncio compromete publicamente o BC. É por meio desse

comprometimento, diante de um futuro incerto, que o BC é capaz de modificar as expectativas dos agentes a respeito de suas ações no futuro, de maneira a trazer benefícios econômicos contemporâneos.

Laséen e Svensson (2011) são os primeiros a discutir a inserção do *forward guidance* nos modelos DSGE. Na mesma linha, Campbell et al. (2012) e Del Negro, Giannoni e Patterson (2012), Blake (2012) e Milani e Treadwell (2012), investigam os efeitos do FG durante a grande recessão, por meio de um modelo DSGE. Em linhas gerais, esses trabalhos adicionam uma variável na curva de reação da autoridade monetária que se move no tempo de forma similar a uma estrutura MA (*moving average*). Ou seja, são choques determinados no período corrente, mas que afetam o instrumento de política monetária nos períodos futuros. Em uma estrutura MA convencional, os choques ocorrem em períodos anteriores e causam efeitos no período corrente. Uma vez adicionada a nova variável e a sua dinâmica temporal no sistema de equações, os métodos solucionam o problema das equações dinâmicas com expectativas racionais, tendo, portanto, uma variável que é possível ser modificada no período corrente e ela alterará a taxa de juros no futuro.

A forma pela qual se aplica o *forward guidance* nos modelos parece ser bem definida na literatura. Contudo, com relação a sua efetividade, a literatura ainda está em crescimento. Enquanto Del Negro, Giannoni e Patterson (2012) alertam para o que ficou conhecido como *forward guidance puzzle*, fenômeno que superestima os efeitos do *forward guidance* na atividade econômica, em virtude da adoção de um modelo Novo Keynesiano canônico (Carlstrom *et al.*, 2015), autores como Raskin, 2013 e Kiley, 2016, advogam que, embora não negligenciáveis, os efeitos do *forward guidance* não são tão grandes assim. De maneira geral, os autores encontram que choques antecipados de política monetária são um importante fator para explicar flutuações na atividade econômica e que seus impactos são maiores do que os choques não antecipados (Milani e Treadwell (2012).

Um outro braço da literatura pôs-se a resolver o quebra-cabeça (McKay *et al.*, 2016; Caballero e Farhi, 2013; Andrade *et al.*, 2015) por meio da inserção de fricções no modelo.

Na literatura brasileira, trabalho como de Ramos e Portugal (2019), Pereira e Nakane (2019) analisam os efeitos do *forward guidance* de política monetária na economia brasileira, por meio de arcabouço dos modelos DSGE. Ramos e Portugal (2019), em sua análise, comparam os efeitos do FG monetária contra uma trajetória de choques não antecipados, na qual os autores consideram um cenário em que os agentes não acreditam que tal aumento ocorrerá. Os autores utilizam um modelo DSGE de pequena economia aberta, com passagem cambial com rigidez específica, baseado em Galí e Monacelli (2005) e Liu (2006) e o método

de choques FG proposto por Laséen e Svensson (2011). Seus resultados mostram que o choque na taxa de juros anunciado e crível aumenta em mais de quatro vezes a potência da política monetária sobre a inflação e em mais de cinco vezes sobre o produto.

Por outro lado, Pereira e Nakane (2019) com um modelo mais simples, baseado em Milani e Treadwell (2012), encontram que choques antecipados de juros são relativamente pouco relevantes para explicar flutuações da taxa trimestral de variação do PIB e da variação da taxa de inflação anual. Entretanto, encontram um papel bastante relevante de choques antecipados de oferta para explicar flutuações de juros.

Recentemente, alguns autores começaram a se preocupar com o papel da credibilidade do BC na condução do FG, tendo como premissa que as análises de política não deveriam ser baseadas somente em modelos que assumam credibilidade perfeita das autoridades de políticas (Goodfriend e King, 2016).

Goy *et al.* (2018), utilizam um modelo DSGE Novo-keynesiano com racionalidade limitada e heterogênea e consideram os efeitos do *Odissean* e *Delphic* FG com credibilidade endógena do BC. A endogeneidade é considerada por meio de como o BC atingiu sua meta no passado recente, em que uma fração dos agentes econômicos incorporam os anúncios do BC em sua formação de expectativa e os demais formam expectativas de forma adaptativa. Seus resultados mostram que o FG pode ajudar a escapar da armadilha de liquidez quando a credibilidade do BC é endógena.

Haberis *et al.* (2014) mostram que os efeitos macroeconômicos de uma taxa de juros, fixada por um período de tempo, pode ser significativamente atenuada se o BC não tem credibilidade. Na verdade, os autores consideram a credibilidade do BC como a probabilidade de ele renegar seu anúncio de manter as taxas de juros nominais em zero por um número finito de períodos. Desta forma, à medida que a probabilidade de renegar diminui (credibilidade aumenta), os efeitos do FG tende a imitar aquelas dinâmicas explosivas para trás descritas por Carlstrom *et al.* (2015), ao passo que à medida que a probabilidade de renegação aumenta (credibilidade cai), os efeitos da FG tendem a cessar.

Cole e Martín-García (2019) examinam a efetividade do FG em um modelo DSGE Novo Keynesiano calibrado para a economia americana com imperfeita credibilidade do BC. Os autores modelam a credibilidade e o FG utilizando uma abordagem de teoria dos jogos evolucionários. Por ser um modelo estimado, foi encontrada uma credibilidade alta do FED, embora imperfeita. Não obstante, descrevem que se um banco central for percebido como menos confiável, os efeitos dos choques antecipados são atenuados e, conseqüentemente, o produto e a inflação não respondem de forma tão favorável aos anúncios de FG.

É nesse mote de pesquisa a respeito do papel da credibilidade na condução do FG que essa tese pretende se inserir. Embora Goy *et al.* (2018) e Cole e Martínéz-Garcia (2019) tenham considerado credibilidade imperfeita, os mesmos indicam que a estimativa de credibilidade do em termos de FG é relativamente alta, o que não é compatível com economias emergentes, por exemplo.

A principal contribuição deste capítulo da tese é combinar a utilização de uma metodologia *forward guidance* com uma a curva de Phillips que depende do grau de credibilidade do BC (este método não foi utilizado na literatura). Essa forma permite a calibração de diferentes graus de credibilidade do BC e a comparação dos efeitos do FG nesses diferentes cenários. A literatura sobre *Forward Guidance* e modelos DSGE, não forneceu evidências do FG em ambientes de credibilidade baixa ou com um BC em processo de criação de credibilidade. Ademais, por meio do modelo adotado, analisa-se aqui, os efeitos também nas variáveis fiscais da economia, negligenciadas pela literatura subjacente.

2.3 Modelo

O modelo utilizado neste ensaio é o mesmo utilizado no modelo com credibilidade monetária endógena (Capítulo 1). As principais equações do modelo encontram-se abaixo:

$$m\widetilde{c}_{t+k|t} = (\sigma_\alpha + \varphi)(\bar{y}_t - \bar{y}_t^n) - \sigma_\alpha \bar{g}_t + \bar{\tau}_t \quad (1)$$

$$\bar{y}_t \equiv \ln\left(\frac{Y_t}{\bar{Y}_t}\right) = y_t - \dot{y}_t \quad (2)$$

$$\Delta e_t = e_t - e_{t-1} \quad (3)$$

$$\pi_t = P_t - P_{t-1} \quad (4)$$

$$\pi_{H,t} = P_{H,t} - P_{H,t-1} \quad (5)$$

$$c_t = E_t c_{t+1} - \frac{1}{\sigma} [i_t - E_t(\pi_{t+1}) - \rho] \quad (6)$$

$$w_t - p_t = \varphi n_t + \sigma c_t \quad (7)$$

$$r_t^p = -p(\varepsilon_t + d_t^* - p_t y_t) + \varepsilon_t^p \quad (8)$$

$$y_t = a_t + n_t \quad (9)$$

$$a_t = \rho a_{t-1} + \varepsilon_t \sim (0,1) \quad (10)$$

$$\pi_{H,t} = H\beta\theta E_t\{p_{t+1}^* - p_{t-1}\} + \kappa m\widetilde{c}_{t+k|t} + (\gamma\bar{\pi}_{H,t-1} + (1-\gamma)\pi_{H,t-1}) \quad (11)$$

$$\bar{\pi}_{H,t} = \rho_{meta}\bar{\pi}_{H,t-1} + \varepsilon_t^{meta} \quad (12)$$

$$\pi_t = \pi_{H,t} + \Delta\alpha_t \quad (13)$$

$$s_t = e_t + p_t^* - p_{H,t} \quad (14)$$

$$i_t = r_t^p + i_t^* + \Delta e_{t+1} \quad (15)$$

$$s_t = (i_t^* - E_t\{\pi_{t+1}^*\} + r_t^p) - (i_t - E_t\{\pi_{H,t+1}\}) + E_t\{s_{t+1}\} \quad (16)$$

$$\bar{y}_t = E_t\bar{y}_{t+1} - E_t\Delta g_{t+1} + \alpha(\ddot{\omega} - 1)(\rho_c^* - 1)\bar{c}_t^* - \frac{1}{\sigma_\alpha}(\bar{r}_t - E_t\{\bar{\pi}_{H,t+1}\}) \quad (17)$$

$$nx_t = y_t - c_t - \alpha s_t - g_t \quad (18)$$

$$\text{Log}(EBP) = s_t + d_t^* - r_t^p - i_t^* - d_{t-1}^* - nx_t = 0 \quad (19)$$

$$i_t = \rho_i(\bar{i}_{t-1} - \bar{i}_{t-1}^\eta) + (1 - \rho_i)[i_\pi(E_t\{\bar{\pi}_{H,t+1}\} - \bar{\pi}_{H,t}) + i_y(\bar{y}_t - \bar{y}_t^n)] + \bar{i}_t^n + \varepsilon_t^i \quad (20)$$

$$\bar{g}_t = \rho_g\bar{g}_{t-1} + (1 - \rho_g)[g_y(\bar{y}_{t-1} - \bar{y}_{t-1}^n) + g_b\bar{b}_t] + \varepsilon_t^g \quad (21)$$

$$\bar{\tau}_t = \rho_\tau\bar{\tau}_{t-1} + (1 - \rho_\tau)[\tau_y(\bar{y}_{t-1} - \bar{y}_{t-1}^n) + \tau_b\bar{b}_t] + \varepsilon_t^\tau \quad (22)$$

$$\bar{b}_{t+1} = (\bar{i}_t - \bar{\pi}_{H,t}) + r[\bar{b}_t + (\bar{g}_t - \bar{\tau}_t)] \quad (23)$$

Com base nesse modelo, é introduzido o método de choques antecipados de política monetária, proposto por Laséen e Svensson (2011), que permite incluir uma trajetória predeterminada de taxa de juros e estudar seus efeitos sobre a decisão dos agentes privados. (vide Ramos e Portugal (2019)).

2.3.1 Método de inserção do FG monetário no modelo com credibilidade monetária

Conforme mencionado, a maneira de se aplicar o FG em modelos DSGE é por meio de choques antecipados (*news shock*) (Laséen and Svensson, 2011). Choques antecipados ou *News shock* é um choque sobre um evento que era conhecido (foi noticiado) anteriormente à materialização do choque. Para se implementar choques antecipados, utiliza-se a regra de reação do BC utilizada nesse trabalho, descrita por (24) e adiciona-se um processo ARMA em que o componente estocástico, $\varepsilon_{news,t-q}^q$, independente e identicamente distribuído (i.i.d.), segue uma estrutura de médias móveis (MA). Essa estrutura é representada pela equação abaixo:

$$\bar{i}_t = \rho_r(\bar{i}_{t-1} - \bar{i}_{t-1}^n) + (1 - \rho_r)[i_\pi\bar{\pi}_{H,t} + i_y(\bar{y}_t - \bar{y}_t^n)] + \bar{i}_t^n + \varepsilon_t^i + \sum_{q=1}^j \varepsilon_{t-q}^{new} \quad (24)$$

Neste caso, ε_t^i é o componente estocástico de política monetária convencional e o termo $\sum_{q=1}^j \varepsilon_{t-q}^{new}$ é o componente de distúrbio relativo aos choques de FG. Vale ressaltar que eles são revelados ao público q períodos antes de entrarem em vigor. Dessa maneira, o público visualiza ε_{t-j}^{new} no trimestre $t-j$, e o BC o aplica j períodos a frente. É preciso mencionar que, os termos ε_{t-q}^{new} , para $q > 1$, são não correlacionados entre si no tempo.

Para título de comparação dos efeitos do impacto do choque de FG, toma-se como base o cenário em quem os agentes econômicos são surpreendidos com choques de política monetária convencional (ε_t^i). Neste contexto, estes agentes não podem prever de maneira antecipada que tais choques irão acontecer. Uma vez que, aplicar-se-á um choque de FG por 2 trimestres consecutivos, serão, de igual maneira, aplicados dois choques surpresas de igual tamanho, após a incidência desses choques, a trajetória de juros retorna ao caminho esperado da curva de reação.

2.4 Metodologia

Os parâmetros do modelo DSGE log-linearizado utilizado neste capítulo são estimados por meio da técnica de estimação Bayesiana. A justificativa e descrição dessa metodologia podem ser consultadas no capítulo 1 desta Tese.

De igual forma, conjunto de dados das variáveis macroeconômicas tem frequência trimestral, que começa a partir do primeiro trimestre de 2002 e termina no primeiro trimestre de 2020, o que contabiliza 72 observações. As variáveis observadas são as séries de tempo do PIB, IPCA, do termo de troca, da receita e dos gastos do governo com relação ao PIB e da SELIC. Tais variáveis são obtidas no sítio eletrônico do BCB, por intermédio do Sistema Gerenciador de Séries Temporais. Ademais, utiliza-se os valores *a posteriori* do modelo *Stochastic analytical model with a bayesian approach* (SAMBA), de Gouvea *et al.* (2008), para calibrar os valores utilizados como *a priori* dos parâmetros desta Tese.

Ressalta-se que todas as séries foram transformadas em logaritmo. As variáveis fiscais, receitas e gastos do governo foram dessazonalizadas e o PIB foi deflacionado. Além disso, de acordo com os testes de raiz unitária, que se encontram no Apêndice B.1, aplica-se a primeira diferença em todas as séries, com exceção do índice de credibilidade monetária, que é limitado entre 0 e 1. O objetivo é trabalhar com séries estacionárias, uma vez que no modelo são feitas aproximações em torno do estado estacionário.

As equações 25 a 30, que descrevem a relação entre as variáveis do modelo e as variáveis observáveis, as quais são choques informacionais no modelo bayesiano, são descritas abaixo:

$$DLPIB_t = PIB_t - P IB_{t-1} \quad (25)$$

$$DLIPCA_t = Inflacao_{H,t} - Inflacao_{H,t-1}; \quad (26)$$

$$DLSELIC_t = JurosNominal_t - JurosNominal_{t-1}; \quad (27)$$

$$DLTOT_t = Termotroca_t - Termotroca_{t-1}; \quad (28)$$

$$CONSG = \bar{g}_t - \bar{g}_{t-1}; \quad (29)$$

$$RECGOV_t = \bar{\tau}_t - \bar{\tau}_{t-1}; \quad (30)$$

Assim como no capítulo 1, o fator de desconto intertemporal (0.989) e o grau de abertura da economia, α (0.12) são calibrados de acordo com a literatura. O parâmetro de credibilidade monetária (0.55) é calibrado por meio da média histórica do índice de credibilidade monetária construído por De Mendonça (2007), atualizado até primeiro trimestre de 2020. A tabela 1 discrimina os parâmetros calibrados e estimados.

Tabela 1. Parâmetros do modelo

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	Inverso da elasticidade de substituição intertemporal no consumo	Estimado
β	Taxa de desconto intertemporal	Calibrado
r_π	Medida de aversão do BC a inflação doméstica	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
ω	Porcentagem das firmas que reajustam pela regra de bolso	Calibrado
ρ_m	Coefficiente AR(1) da credibilidade monetária	Calibrado
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	Calibrado
C_{EE}	Razão do consumo com relação ao PIB no EE	Calibrado
κ	Sensibilidade da inflação ao CMg $\rightarrow \frac{(1-\theta\beta)(1-\theta)}{\theta}$	Fórmula
σ_α	$\frac{\sigma}{[(1-\alpha) + \alpha\omega]}$	Fórmula

x_i	$\frac{(\sigma - \sigma\alpha)}{\sigma\alpha + \varphi}$	Fórmula
Γ	$\frac{(1 + \varphi)}{(\sigma\alpha + \varphi)}$	Fórmula
ω	$\sigma\gamma + (1 - \alpha)(\sigma\eta - 1)$	Fórmula

Fonte: Elaboração própria.

2.5 Resultados

Nesta seção serão apresentados os resultados relativos aos *posteriors* dos parâmetros estimados e as funções de impulso resposta (FIR) relacionadas aos choques aplicados. A tabela 2 apresenta os resultados das estimativas Bayesianas dos parâmetros, com um intervalo de confiança de 90%. A metodologia computada pelo algoritmo *Metropolis-Hastings* fez 106 extrações, quantidade que garante a convergência da estimação.

Tabela 2. Resultado da estimação dos parâmetros

Par.	Distribuição	Media Priori	Media Post.	Int.Conf.	D.P.
θ	Beta	0.74	0.73	0.53 - 0.89	0.1
σ	Norm	1.30	1.28	1.28 - 1.31	0.05
ρ_r	Beta	0.79	0.69	0.66 - 0.72	0.1
ρ_a	Beta	0.91	0.98	0.95 - 0.99	0.1
ρ_y	Beta	0.93	0.91	0.90 - 0.99	0.1
ω	Beta	0.70	0.93	0.79 - 0.99	0.1
ρ_g	Beta	0.50	0.68	0.65 - 0.70	0.1
r_π	gamma	2.30	2.36	2.17 - 2.50	0.1
r_y	gamma	0.16	0.80	0.80 - 0.98	0.1
g_y	Norm	0.00	0.03	-0.03 - 0.07	0.1
g_b	Norm	-0.03	-0.04	-0.05 - -0.03	0.1
ρ_τ	Beta	0.50	0.40	0.34 - 0.43	0.1
τ_y	Invg	0.05	0.05	0.02 - 0.06	0.1
τ_b	Invg	0.05	0.02	0.01- 0.04	0.1
ζ	Beta	0.70	0.69	0.64 - 0.72	0.1

Fonte: Elaboração própria com o auxílio do *software Dynare*.

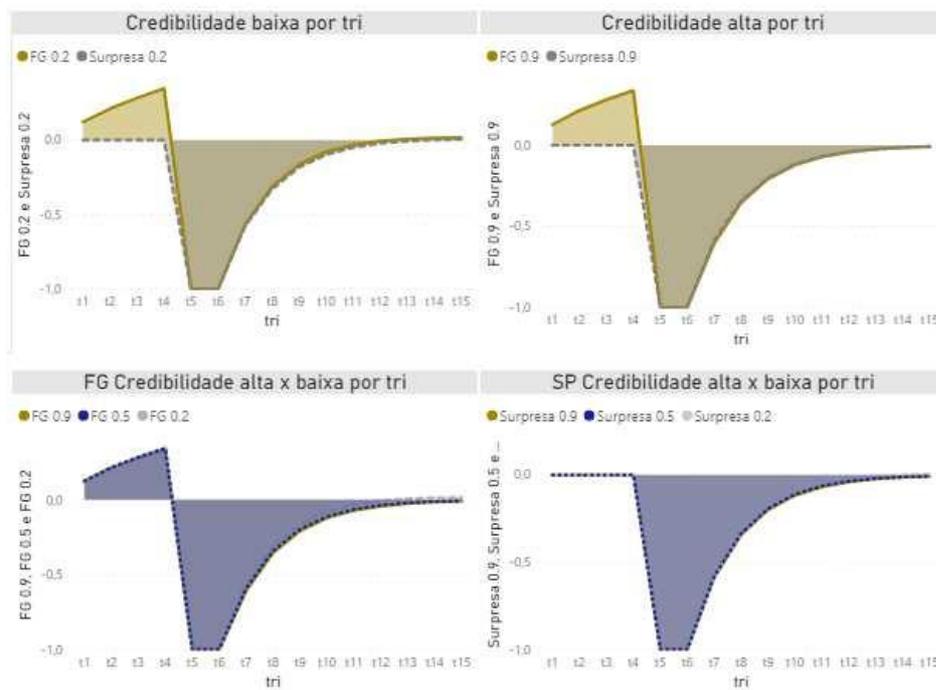
De posse destas estimações, são feitas as análises relativas aos efeitos do *forward guidance* do BC sobre as principais variáveis macroeconômicas brasileiras. Para fins de comparação entre os diversos cenários, optou-se por capturar os valores estimados dos parâmetros e utilizá-los no modelo calibrado. Dessa forma, facilita a análise e garante-se o mesmo ambiente para essas simulações.

A figura 1 representa a trajetória de um choque de -1 ponto percentual (p.p.) na taxa Selic por 2 trimestres consecutivos, realizado de forma antecipada (*Forward Guidance*) e não antecipado (Surpresa). Os choques são aplicados a partir do 4º trimestre, uma vez que, isso

permite considerar os efeitos do choque antecipado antes que ele se materialize (SCHMITT-GROHÉ e URIBE, 2012), fato não considerado por Ramos e Portugal (2019). Esse efeito é verificado pois, uma vez que os agentes têm expectativas racionais, eles já reagem ao choque no momento do anúncio (t_1). Apesar da diferença entre o choque informacional e o choque efetivo ser de 4 trimestres, espera-se que os agentes econômicos reajam de forma instantânea ao choque informacional (*forward guidance*).

Observa-se, portanto que, além desse comportamento antecipado dos agentes, que reagem antes do choque ser de fato realizado, a trajetória da taxa de juros apresenta um formato de *zig-zag*. Isto é, no primeiro momento, há um aumento da taxa de juros - em virtude do aumento antecipado do produto e da inflação - e depois uma queda da mesma, que segue sua trajetória prevista (Del Negro, 2012). Esse movimento também é percebido no trabalho de Pereira e Nakane (2019) para a literatura nacional.

Figura 1. Trajetória do choque exógeno na taxa de juros nominal



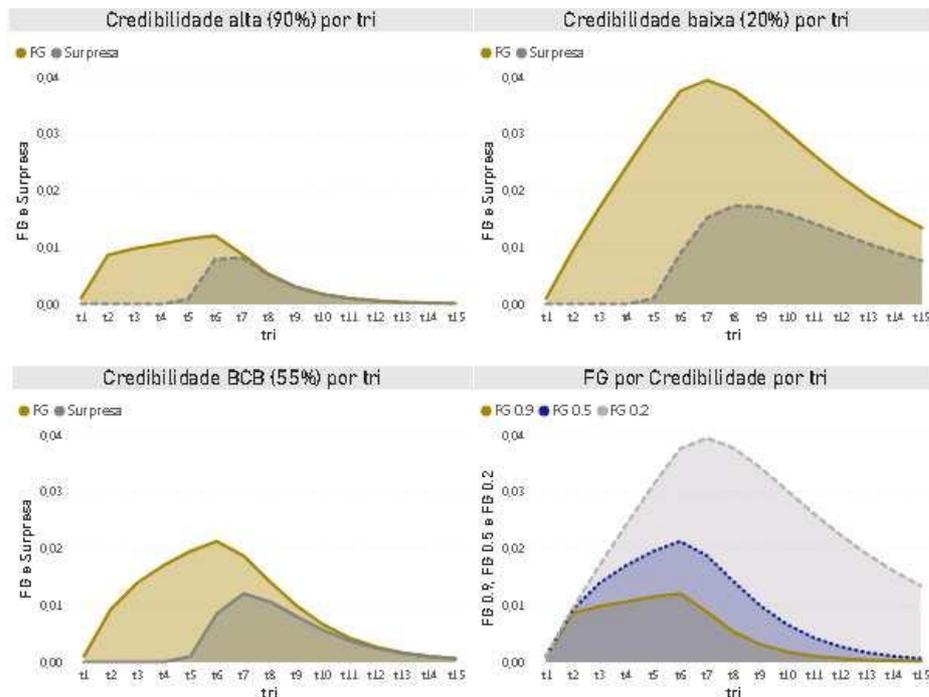
linha 1: comparação dos choques de FG e surpresa nos cenários de credibilidade baixa (esquerda) e alta (direita).
 linha 2: Comparação entre as credibilidades alta e baixa nos choques de FG (esquerda) e surpresa (direita).

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

A figura 2 mostra a resposta da inflação doméstica ao choque expansionista de política monetária, com duração de 2 trimestres. Observa-se que o aumento da inflação doméstica, é maior quando o BC utiliza o *forward guidance* (choque antecipado), em comparação a um choque surpresa, não antecipado pelos agentes. Esse resultado se verifica tanto em um ambiente

de credibilidade alta quanto em um ambiente com credibilidade baixa. Entretanto, em um ambiente de credibilidade baixa a diferença entre os dois choques é maior. A tabela 3, mostra a trajetória desses choques e a diferença de magnitude entre os dois. De acordo com essa tabela, em um ambiente de credibilidade monetária baixa, o somatório da diferença entre o choque de *forward guidance* e o choque surpresa é de 0.23 p.p., enquanto que em um ambiente de credibilidade alta, essa diferença é de 0.05 p.p.

Figura 2. FIR da Inflação Doméstica – Choque de Taxa de juros nominal



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

No que tange ao papel da credibilidade no FG, destaca-se a resposta mais contemporânea da inflação no cenário de credibilidade alta, isto é, o resultado é maior nos primeiros trimestres e mais ancorado (quadrante inferior direito – figura 2). Como pode ser visto na tabela 3, com credibilidade baixa, o somatório dos choques ao longo do tempo é de 4.5 vezes maior do que com credibilidade alta (0.36 contra 0.08). E bem mais duradouro, demora mais do que 15 trimestres para se dissipar, o que pode ser fonte de maiores preocupações para as autoridades de política econômica, caso a economia venha a ser acometido por outros choques futuros.

Interessante notar também que, esse excesso de inflação no cenário de baixa credibilidade não é acompanhado de um crescimento do PIB, visto que esse, é ligeiramente menor, na medida em que a credibilidade monetária vai se deteriorando (vide figura 3). Dito de outra forma, o anúncio expansionista, realizado por um BC mais crível, gera menos inflação, menor inércia

inflacionária e aumenta mais o hiato do produto. Portanto, quanto maior a credibilidade monetária, maior o efeito do FG monetário no nível de atividade e menor o risco da economia incorrer em uma espiral inflacionária. Destaca-se que, mesmo um banco central com credibilidade imperfeita, como é o caso da economia brasileira, consegue se beneficiar dos efeitos do *forward guidance*.

Tabela 3. Trajetória numérica da FIR – Inflação doméstica.

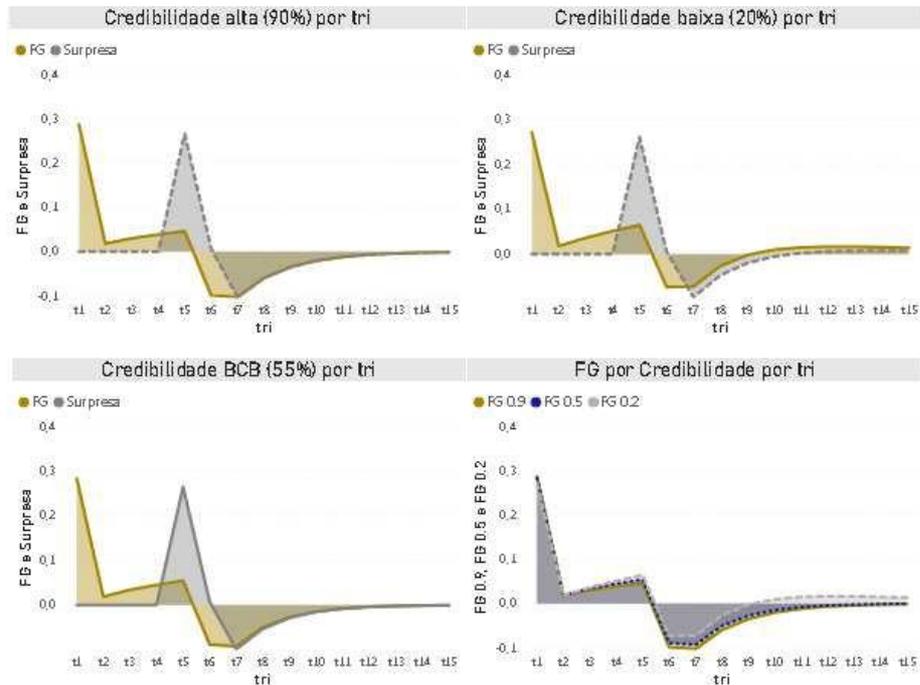
tr	FG 0.9	SP 0.9	diff 0.9	FG 0.5	SP 0.5	diff 0.5	FG 0.2	SP 0.2	diff 0.2
t1	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
t2	0,01	0,00	0,01	0,01	0,00	0,01	0,01	0,00	0,01
t3	0,01	0,00	0,01	0,01	0,00	0,01	0,02	0,00	0,02
t4	0,01	0,00	0,01	0,02	0,00	0,02	0,02	0,00	0,02
t5	0,01	0,00	0,01	0,02	0,00	0,02	0,03	0,00	0,03
t6	0,01	0,01	0,00	0,02	0,01	0,01	0,04	0,01	0,03
t7	0,01	0,01	0,00	0,02	0,01	0,01	0,04	0,02	0,02
t8	0,01	0,01	0,00	0,01	0,01	0,00	0,04	0,02	0,02
t9	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,00	0,03	0,02	0,02
t10	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,00	0,03	0,02	0,01
t11	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,03	0,01	0,01
t12	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,02	0,01	0,01
t13	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,02	0,01	0,01
t14	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,02	0,01	0,01
t15	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01
-	0,08	0,03	0,05	0,14	0,06	0,09	0,36	0,13	0,23

Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software dynare*.

A figura 3, mostra a trajetória da inflação IPC, que sobre influência do termo de troca, ponderado pelo grau de abertura da economia (α). Sendo assim, o anúncio da queda da taxa de juros nominal gera uma saída de capitais da economia. Essa saída gera uma desvalorização real da moeda, que deteriora o termo de troca¹. Um maior termo de troca amplifica o efeito da inflação total, até o momento que o choque atinge a economia. Após a queda efetiva da taxa de juros, o termo de troca segue a trajetória de retorno ao estado estacionário, soma-se isso com a queda da inflação doméstica, verifica-se uma queda da inflação do período t5 até seu retorno ao estado estacionário.

¹ As variáveis relativas ao setor externo encontram-se no apêndice 2 deste trabalho.

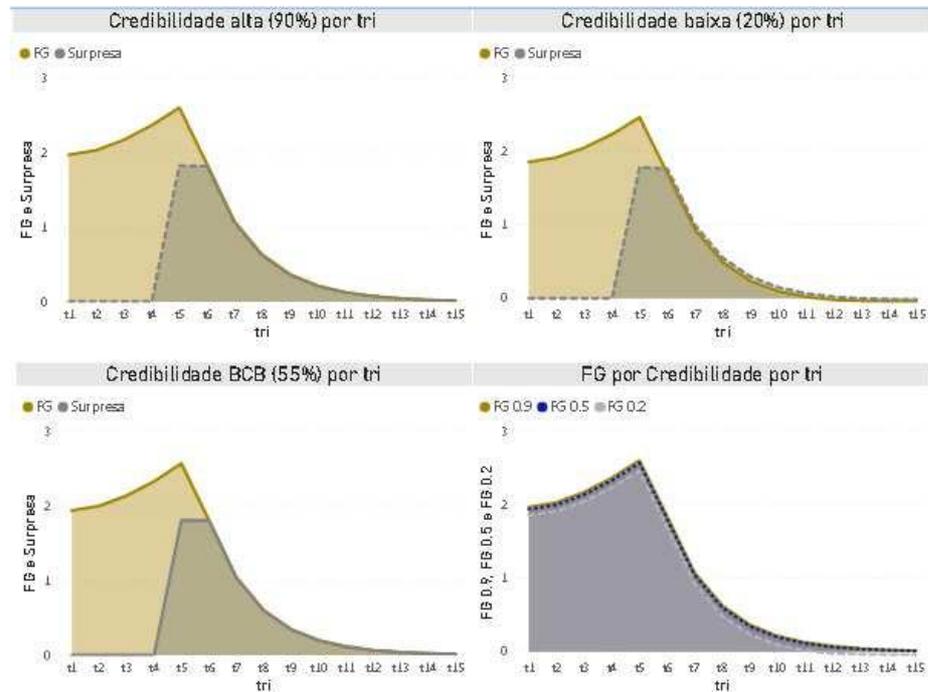
Figura 3 – FIR da Inflação IPC – Choque de Taxa de juros nominal



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

Com relação ao Hiato do produto, figura 4, verifica-se uma diferença bem maior com relação aos choques antecipados e não antecipados, resultado que se coaduna com Del Negro (2012). Em um ambiente com credibilidade alta, a resposta ao Hiato do produto é 9.39 p.p. maior do que a resposta relativa a um choque não antecipado. Ao passo que, em um ambiente de credibilidade baixa, essa resposta é 8.23 p.p., como pode ser visto na tabela 4. Vale destacar o efeito inicial mais elevado do FG monetário com credibilidade alta (vide as 4 primeiras linhas da tabela 4), o que indica ser o melhor *design* de política monetária para minimizar problemas relativos aos ciclos de negócios. Contudo, conforme destacado no capítulo 1, tanto com FG quanto com choque surpresa, o papel da credibilidade monetária é benéfico para o produto da economia. Em suma, no tocante ao hiato do produto, o papel da credibilidade é relevante quando se escolhe o tipo de choque a se aplicar, se FG ou surpresa, visto que, conforme se tem ganhos de credibilidade, maior é a vantagem de se realizar FG em detrimento do choque surpresa.

Figura 4. FIR do Hiato do Produto – Choque de juros nominal



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

Esse resultado evidencia que um BC mais crível consegue ancorar melhor as expectativas dos agentes e faz com que o FG seja mais eficiente do que se comparado com um ambiente de credibilidade monetária menor. Isso porque, a combinação de credibilidade alta e FG, diante de uma política monetária expansionista, apresenta como resultado, uma inflação menor e um aumento maior da atividade. Não obstante, ainda sim, um banco central com baixa credibilidade, ou em processo de ganho de credibilidade, consegue obter vantagens com o FG.

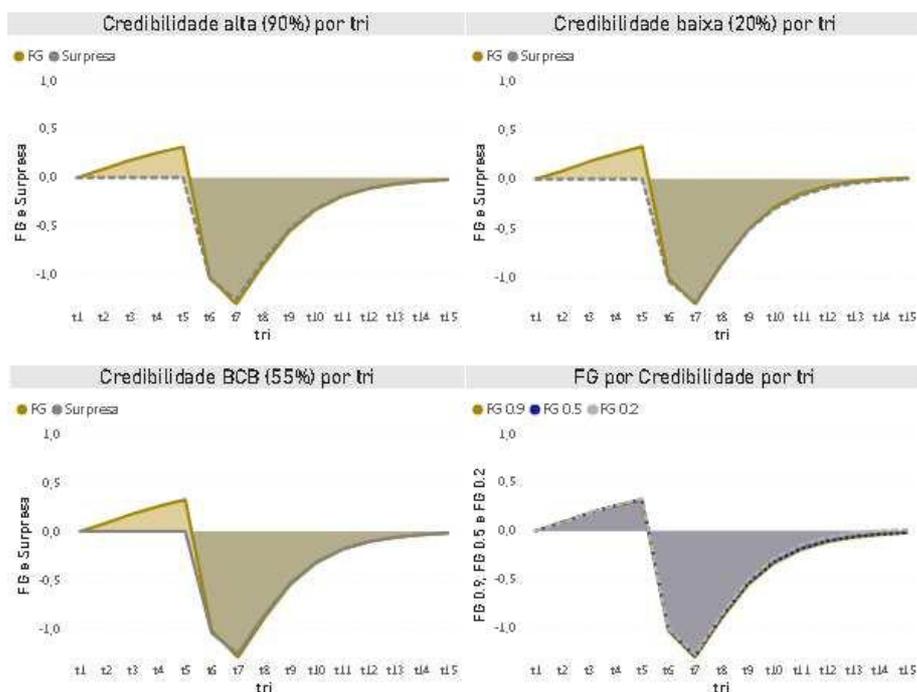
Tabela 4. Trajetória numérica da FIR – Hiato do produto

tri	FG 0.9	SP 0.9	diff 0.9	FG 0.5	SP 0.5	diff 0.5	FG 0.2	SP 0.2	diff 0.2
t1	1,97	0,00	1,97	1,94	0,00	1,94	1,85	0,00	1,85
t2	2,03	0,00	2,03	2,00	0,00	2,00	1,91	0,00	1,91
t3	2,17	0,00	2,17	2,14	0,00	2,14	2,05	0,00	2,05
t4	2,36	0,00	2,36	2,33	0,00	2,33	2,23	0,00	2,23
t5	2,60	1,82	0,78	2,56	1,81	0,75	2,46	1,78	0,68
t6	1,84	1,81	0,03	1,81	1,80	0,01	1,70	1,76	-0,06
t7	1,07	1,05	0,02	1,04	1,04	0,01	0,93	0,99	-0,07
t8	0,63	0,61	0,01	0,60	0,60	0,00	0,49	0,55	-0,06
t9	0,37	0,36	0,01	0,34	0,34	0,00	0,23	0,30	-0,06
t10	0,21	0,21	0,01	0,20	0,20	0,00	0,09	0,15	-0,05
t11	0,13	0,12	0,00	0,11	0,11	0,00	0,02	0,07	-0,05
t12	0,07	0,07	0,00	0,06	0,06	0,00	-0,02	0,02	-0,04
t13	0,04	0,04	0,00	0,04	0,04	0,00	-0,04	0,00	-0,04
t14	0,03	0,02	0,00	0,02	0,02	0,00	-0,05	-0,01	-0,03
t15	0,01	0,01	0,00	0,01	0,01	0,00	-0,05	-0,02	-0,03
-	15,52	6,13	9,39	15,20	6,03	9,17	13,81	5,58	8,23

Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software dynare*.

No que tange às variáveis relacionadas à política fiscal, verifica-se um aumento da dívida nos períodos anteriores à materialização do choque de *forward guidance*. Esse aumento é fruto do efeito deletério do aumento da taxa de juros, nesse período, o que causa um aumento no custo da dívida. Após a materialização do choque, a trajetória da dívida nominal é decrescente por 3 períodos consecutivos, depois retorna ao seu estado estacionário. Portanto, a queda da dívida também é explicada pela queda da taxa de juros após o choque atingir a economia.

Figura 5. FIR da Dívida nominal – Choque de juros nominal



Fonte: Elaboração própria com auxílio do software dynare.

Ao analisar a tabela 5, verifica-se o papel da credibilidade monetária na trajetória da dívida. No caso em que se utiliza apenas o choque de FG monetário, quanto maior a credibilidade maior é a queda da dívida. A diferença entre o somatório da trajetória da dívida com credibilidade alta e com credibilidade baixa é de 0.42 p.p., equivalente à 12% do somatório da dívida com credibilidade baixa.

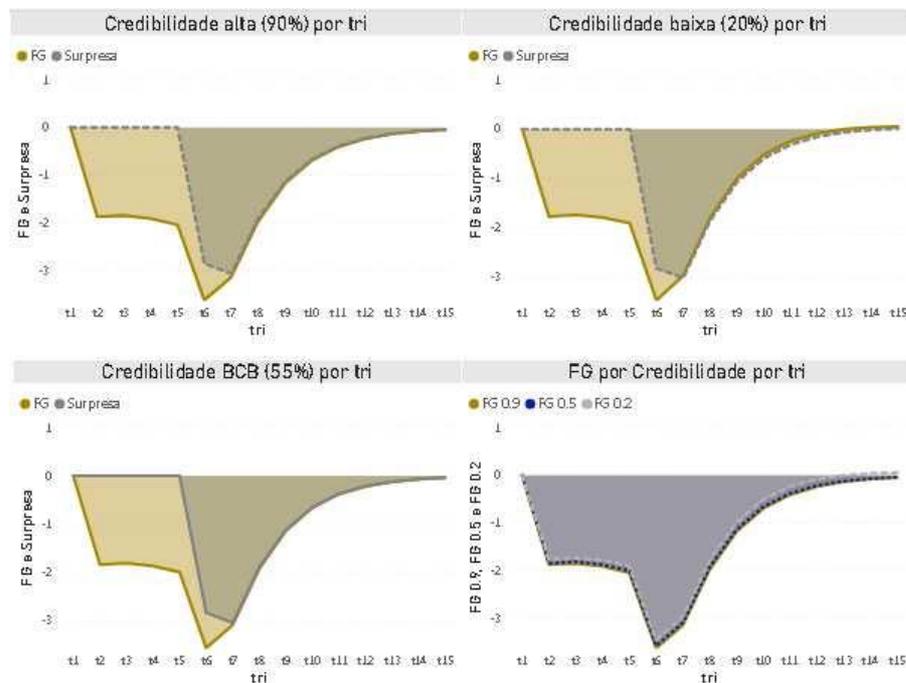
Tabela 5. Trajetória numérica da FIR – Dívida nominal

tri	FG 0.9	SP 0.9	diff 0.9	FG 0.5	SP 0.5	diff 0.5	FG 0.2	SP 0.2	diff 0.2
t1	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
t2	0,09	0,00	0,09	0,09	0,00	0,09	0,08	0,00	0,08
t3	0,18	0,00	0,18	0,18	0,00	0,18	0,18	0,00	0,18
t4	0,25	0,00	0,25	0,26	0,00	0,26	0,26	0,00	0,26
t5	0,32	0,00	0,32	0,33	0,00	0,33	0,33	0,00	0,33
t6	-1,03	-1,04	0,01	-1,02	-1,04	0,02	-1,00	-1,04	0,03
t7	-1,31	-1,26	-0,05	-1,29	-1,25	-0,04	-1,27	-1,25	-0,02
t8	-0,91	-0,87	-0,04	-0,89	-0,86	-0,03	-0,86	-0,86	-0,01
t9	-0,56	-0,53	-0,02	-0,54	-0,53	-0,02	-0,51	-0,52	0,01
t10	-0,33	-0,32	-0,01	-0,32	-0,31	-0,01	-0,28	-0,30	0,02
t11	-0,20	-0,19	-0,01	-0,18	-0,18	0,00	-0,14	-0,17	0,02
t12	-0,11	-0,11	0,00	-0,11	-0,10	0,00	-0,07	-0,09	0,02
t13	-0,07	-0,06	0,00	-0,06	-0,06	0,00	-0,02	-0,04	0,02
t14	-0,04	-0,04	0,00	-0,03	-0,03	0,00	0,00	-0,02	0,02
t15	-0,02	-0,02	0,00	-0,02	-0,02	0,00	0,01	0,00	0,02
-	-3,78	-4,43	0,70	-3,61	-4,39	0,78	-3,31	-4,28	0,98

Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software dynare*.

Por sua vez, a trajetória da relação Dívida/PIB exhibe uma queda muito maior, se comparados os ambientes de FG monetário com alta e baixa credibilidade do BC, em virtude do aumento do hiato do produto.

Figura 6. FIR da Dívida/PIB nominal – Choque de juros nominal



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

A Tabela 6 evidencia esta diferença, que se concentra no início da série e que tem um efeito (negativo) mais duradouro em um ambiente de alta credibilidade e com FG monetário. Novamente, a queda da dívida após um choque de FG é 12% maior com credibilidade alta do que com credibilidade baixa. Além disso, a queda na dívida/PIB é maior com FG do que com

o choque surpresa. Diferente do que acontece com a trajetória da dívida nominal. Evidencia-se, portanto, o benefício do FG e da credibilidade monetária na trajetória da Dívida/PIB. Resultado que se coaduna com De Mendonça e Da Silva (2009).

Tabela 6. Trajetória numérica da FIR – Dívida/PIB nominal

tr	FG 0.9	SP 0.9	diff 0.9	FG 0.5	SP 0.5	diff 0.5	FG 0.2	SP 0.2	diff 0.2
t1	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
t2	-1,88	0,00	-1,88	-1,85	0,00	-1,85	-1,77	0,00	-1,77
t3	-1,85	0,00	-1,85	-1,82	0,00	-1,82	-1,74	0,00	-1,74
t4	-1,91	0,00	-1,91	-1,88	0,00	-1,88	-1,79	0,00	-1,79
t5	-2,05	0,00	-2,05	-2,00	0,00	-2,00	-1,90	0,00	-1,90
t6	-3,63	-2,86	-0,77	-3,58	-2,85	-0,73	-3,46	-2,82	-0,64
t7	-3,15	-3,07	-0,08	-3,10	-3,05	-0,05	-2,97	-3,01	0,04
t8	-1,98	-1,92	-0,06	-1,93	-1,90	-0,03	-1,79	-1,85	0,06
t9	-1,19	-1,15	-0,04	-1,14	-1,12	-0,02	-1,00	-1,07	0,07
t10	-0,70	-0,67	-0,02	-0,66	-0,65	-0,01	-0,52	-0,59	0,08
t11	-0,41	-0,39	-0,01	-0,38	-0,38	-0,01	-0,24	-0,31	0,08
t12	-0,24	-0,23	-0,01	-0,22	-0,22	0,00	-0,08	-0,15	0,07
t13	-0,14	-0,13	-0,01	-0,12	-0,12	0,00	0,00	-0,06	0,06
t14	-0,08	-0,08	0,00	-0,07	-0,07	0,00	0,04	-0,01	0,05
t15	-0,05	-0,05	0,00	-0,04	-0,04	0,00	0,06	0,01	0,05
-	-19,24	-10,55	-8,69	-18,80	-10,40	-8,40	-17,16	-9,88	-7,28

Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software dynare*.

2.6 Conclusão

Este capítulo estudou os efeitos da política monetária não convencional, por meio do *forward guidance* do BC sobre as variáveis macroeconômicas da economia brasileira em um ambiente de credibilidade monetária alta e baixa. Essa análise é feita com o intuito de se preencher a lacuna na literatura a respeito dos efeitos do FG em ambientes de credibilidade alta e baixa, visto que, os trabalhos realizados até o momento, consideram modelos tradicionais de FG realizados por um BC crível, mesmo que não tenha credibilidade perfeita. Esse não é o caso, por exemplo, de economias emergentes que estão em processo de ganho de credibilidade ou apresentam uma baixa credibilidade do BC.

Para tal utilizou-se o modelo descrito no capítulo 1, acrescentado de um vetor de distúrbios na curva de reação do Banco Central, que seguem uma estrutura de médias móveis e que permite a inserção de choques de *forward guidance* no modelo (Laseen and Svensson, 2011). Os parâmetros do modelo foram calibrados por meio de estatística bayesiana e utilizados como calibração para a simulação dos cenários.

Os resultados deste capítulo da tese mostraram que a combinação entre um BC crível e uma política monetária não convencional de FG é o receituário mais indicado para minimizar os efeitos de uma recessão. Isto se aplica, especialmente, quando a política monetária convencional deixa de ser uma opção viável, resultado que se coaduna com a literatura.

Destaca-se o fato de que, após um anúncio expansionista de política monetária, o FG com BC crível produz menos inflação (com maior capacidade de ancoragem) e fomenta, com maior intensidade, a atividade econômica.

Contudo, foi possível demonstrar também que, mesmo um BC com baixa credibilidade ou em processo de formação de credibilidade pode obter ganhos, ainda que atenuados, ao se utilizar do FG. Esse resultado se coaduna com Cole e Martínez-García (2019) e é relevante, principalmente no cenário atual, para economias emergentes, como a brasileira, que estão passando por um cenário de recessão e taxa de juros próximas de zero e ainda estão em processo de formação de credibilidade monetária.

No que tange ao efeito do FG nas variáveis fiscais verifica-se uma melhora na arrecadação, fruto de um aumento do hiato do produto, comparado a um choque surpresa. Ademais, embora esse efeito também seja atenuado com credibilidade baixa, isso não impede de que se tenha benefícios desse anúncio antecipado.

Em resumo, essa tese colabora com a literatura nas seguintes dimensões. Primeiro, foi possível modelar a credibilidade monetária por meio da regra de bolso proposta por Gali e Gertler (1999) e aumentada por Cavalcanti et al. (2018). De posse dessa regra, a credibilidade é calibrada para a economia brasileira, seguindo o índice de credibilidade monetária de De Mendonça (2007), o que permitiu a segunda colaboração, de comparar dois cenários, um com credibilidade alta e outro com credibilidade baixa. Dessa forma, foi possível avaliar os efeitos do FG para economias emergentes. Por fim, uma terceira dimensão é que, por meio do modelo utilizado, foi possível verificar também o efeito das simulações nas variáveis fiscal da economia, não considerado nos modelos tradicionais da literatura.

3 FORWARD GUIDANCE FISCAL

3.1 Introdução

A crise sanitária gerada pela pandemia do Coronavírus (COVID-19) trouxe consequências que remodelaram o cenário macroeconômico atual e as conduções das políticas futuras pelas autoridades mundiais.

A economia mundial foi afetada tanto pelo lado da demanda quanto pelo lado da oferta. Medidas de contenção do espalhamento do vírus, como o *lockdown*, fechamento do comércio e fronteiras, reduziram a produção, criando choques no fornecimento e, juntamente com a crise geral de saúde, reduziram a demanda comercial e doméstica. A expectativa de contração do PIB mundial para o ano de 2020 e os anos seguintes é muito mais profunda do que a que foi experimentada durante a Grande Crise Financeira de 2008 (WORLD BANK, 2020, GUERRIERI *et al.*, 2020).

A previsão é de que a contração do PIB global fique em torno de 4,5% a 5,2% em 2020. A única exceção é a China, que tem um crescimento previsto de 1,8% para 2020 e 8% para 2021. A previsão para o Brasil é de uma queda no PIB de 6,5% em 2020 e um crescimento de 3,6% do PIB para 2021, ressaltando que esse crescimento tem como base o nível de atividade (deteriorado) do período anterior (OECD, 2020).

Para mitigar os efeitos da crise sanitária e posterior crise econômica, a maioria dos países tiveram que aumentar seus gastos, seja por meio de transferências, seja por meio de auxílio à população mais carente ou via políticas de crédito para minimizar a redução do emprego. Diante desse cenário, os líderes mundiais têm que lidar com a crise econômica, caracterizada por uma profunda queda no nível de atividade, altas taxas de desemprego e aumento na relação Dívida/PIB. Como agravante, diversas economias desenvolvidas não podem contar com seu principal instrumento de política monetária, a taxa básica de juros, dado que essa se encontra no ZLB. De fato, essas economias já se valem de políticas não convencionais de política monetária (e.g., *Quantitative easing*, Operação *Twist* e *Forward Guidance*).

O aumento no número de falências e a consequente destruição de postos de trabalho, traz à tona a importância dos sinais emitidos pela autoridade fiscal expansionista, além daqueles emitidos pelo BC (vide capítulo 2 desta tese). O aumento da incerteza econômica, que reduz o investimento privado e o consumo futuro, será mitigado pela sinalização de políticas fiscais e monetárias expansionistas.

Nos países em que a recuperação será lenta, pode ser necessário manter a política fiscal expansionista, por um período mais longo, com o objetivo de estimular o consumo, o

investimento e de criar uma proteção social (OCDE,2020). Dessa forma, a política fiscal contribuirá para minimizar os custos relacionados à crise.

Espera-se que, na situação atual, na qual os recursos estão ociosos e as taxas de juros estão no ZLB (nas principais economias avançadas e em vários países emergentes) os pacotes fiscais, com projetos de boa qualidade, aumentem a confiança na recuperação e atraiam mais investimentos. Além disso, espera-se que o multiplicar dos gastos, nesse ambiente, seja maior do que em tempos normais (MIYAMOTO, NGUYEN e SERGEYEV, 2018, FISCAL MONITOR, 2020).

Contudo, esses pacotes fiscais, a manutenção das transferências e dos auxílios fiscais, mesmo que em um montante menor, geram uma maior necessidade de financiamento. Sendo assim, os impostos terão um importante papel a desempenhar, pois, os formadores de política econômica precisam garantir que o aumento dos gastos não coloque em risco a sustentabilidade da Dívida pública. Especialmente, em países em desenvolvimento, que tem um espaço fiscal menor e pouco acesso ao mercado de crédito internacional. Os déficits nessas economias já estavam em ascensão antes da pandemia e, provavelmente, irão se deteriorar ainda mais, colocando a dívida em um caminho insustentável (World Bank, 2020). Dessa maneira, alguns autores recomendam medidas extraordinárias de aumento de receita (e.g., Guvenen *et al.*, 2019; Landais, Saez e Zucman, 2020, Marron, 2020)

Todavia, para além dos instrumentos tradicionais de política fiscal, Bolívar, Galera, Muñoz (2015), sugerem que a sustentabilidade da Dívida do governo pode ser afetada pelo nível de compreensão da transparência das informações. As evidências do primeiro ensaio dessa tese mostram que o canal das expectativas, tem um papel importante na condução da política monetária, no sentido de reduzir o custo social do combate inflacionário.

Nesse sentido, trabalhos como De Mendonça e Machado (2017) e Montes e Souza (2020) evidenciam que com relação à política fiscal, esse mecanismo não é diferente. A clareza e transparência da política fiscal podem ser importantes ferramentas para guiar as expectativas dos agentes econômicos (De Mendonça e Da Fonseca Nicolay, 2018). Conforme apontado por De Mendonça e Machado (2013), credibilidade fiscal é essencial para estabilizar as expectativas, a fim de mitigar o risco de insolvência. De fato, diversas agências internacionais (e.g., IMF, World Bank, IFAC, OCDE) consideram a transparência e, em particular, informações mais compreensíveis, como essenciais para a implementação com sucesso da política fiscal. Para Missale, Giavazzi, and Benigno (2002), a redução da informação assimétrica diminui o risco de refinanciamento da dívida e, assim, aumenta a expectativa de sucesso da política fiscal.

Portanto, é fundamental que os formadores de política econômica comuniquem seus objetivos e ajam com clareza para minimizar as incertezas a respeito da política fiscal. Nesse aspecto, os anúncios sobre a política fiscal são considerados uma importante ferramenta de coordenação e ancoragem das expectativas da relação Dívida/PIB (TAYLOR, 2001; TAYLOR, 2004; BEINE, JANSEN, e LECOURT ,2009).

Os trabalhos de Mertens e Ravn, (2010, 2011, 2012) e Leeper, Walker e Yang (2013) reconhecem que as variáveis econômicas respondem, de forma diferente, às mudanças de política previstas e anunciadas, o que possibilita que a comunicação da autoridade fiscal seja uma ferramenta de política útil. O trabalho que mais se assemelha a esse é o de Hur e Rhee (2020) para a economia da Coreia. Esses autores se valem de um modelo DSGE Novo-Keynesiano de pequena economia aberta modelado com uma estrutura de política fiscal totalmente especificada para a economia coreano e aplicam o FG na regra de gastos do governo.

Diante do exposto, esse ensaio sugere que as autoridades fiscais devam utilizar *Forward guidance* (FG) fiscal, na direção de fornecer aos agentes econômicos orientações acerca dos gastos do governo e dos impostos para os próximos anos. Com isso, pretende-se mitigar as incertezas à respeito do orçamento do governo no período pós-COVID-19 e, por conseguinte, o risco de insolvência da relação Dívida/PIB.

Destarte, o objetivo desse capítulo é analisar o papel do FG fiscal na economia brasileira como um instrumento de recuperação do nível de atividade, que se deteriorou com a crise sanitária do Covid-19. São aplicados dois choques simultâneos de *forward guidance*: (i) choque positivo de gastos do governo e (ii) um choque positivo de taxaço, com o intuito de se fazer frente ao aumento dos gastos e manter a solvência dá Dívida/PIB.

Ambos os choques de FG são comparados a choques surpresas, não antecipados pelos agentes econômicos, de igual tamanho e no mesmo período em que os choques FG são materializados. Além disso, essa análise é feita em cenários de diferentes níveis de credibilidade do BC, o que possibilita, adicionalmente, analisar o papel da credibilidade monetária sobre a relação dívida pública/PIB, normalmente negligenciado pela literatura. Essa última análise é importante, uma vez que, o aumento de gastos pode gerar pressões inflacionárias. Caso a estratégia de política monetária para redução da inflação não seja crível, haverá aumento da taxa real de juros, que implica um aumento da relação dívida pública/PIB, o que sugere a necessidade de um superávit primário adicional para financiar o custo da dívida.

Para tanto, 4 cenários são analisados.

i. Efeito do FG fiscal (choques antecipados) com credibilidade alta;

- ii. Efeito do FG fiscal (choques antecipados) com credibilidade intermediária (economia brasileira);
- iii. Efeito do FG fiscal (choques antecipados) com credibilidade baixa;
- iv. Efeito da política fiscal sem FG (choques não antecipados).

Com o intuito de se atender ao objetivo proposto, é estimado um modelo DSGE de economia aberta com governo, que busca a mimetizar as características da economia brasileira. Para tal foi utilizado um modelo DSGE bayesiano, com interação entre as políticas fiscal e monetária, setor externo (Gali e Monacelli (2005); Gali e Monacelli (2008); Kirsanova *et al.*(2007) e Fragetta e Kirsanova (2010); Cem Çebi (2012)) e uma curva de Phillips Novo-Keynesiana modificada, na qual, por meio da regra de bolso utilizada (GALI e GERTLER, 1999; CAVALCANTI *et al.*, 2018), foi possível inserir o papel da credibilidade monetária, de maneira *forward-looking*, no processo de formação de expectativa de inflação.

Essa tese se diferencia do trabalho de Hur e Rhee (2020) no sentido de que, além de aplicar dois choques simultâneos de impostos e gastos para a economia brasileira, como um receituário para a contenção da crise contra o COVID-19, adota uma curva de Phillips Novo-Keynesiana modificada. Com ela, é possível analisar o papel dos diferentes níveis de credibilidade do BC em um ambiente de *forward guidance* fiscal.

Além dessa introdução, esse ensaio é apresentado da seguinte maneira: a seção 2 apresenta o grupo de equações utilizadas para construir o cenário da economia brasileira e o método de implementação do *forward guidance*. A seção apresenta e discute os resultados. Por fim, a seção 4 faz as considerações finais.

3.2 Modelo

O modelo utilizado neste ensaio é o mesmo utilizado no modelo com credibilidade monetária (Capítulo 1). A contribuição para a literatura está relacionada à inclusão dos choques informacionais fiscais (*forward guidance* fiscal), a partir da utilização da mesma metodologia aplicada no capítulo 2. A diferença é que os choques de *forward guidance* fiscal são incluídos nas regras de reação fiscal (gastos e impostos), ao invés da regra de juros. As principais equações do modelo encontram-se abaixo:

$$m\widetilde{c}_{t+k|t} = (\sigma_\alpha + \varphi)(\bar{y}_t - \bar{y}_t^n) - \sigma_\alpha \bar{g}_t + \bar{\tau}_t \quad (1)$$

$$\bar{y}_t \equiv \ln\left(\frac{Y_t}{\bar{Y}_t}\right) = y_t - \bar{y}_t \quad (2)$$

$$\Delta e_t = e_t - e_{t-1} \quad (3)$$

$$\pi_t = P_t - P_{t-1} \quad (4)$$

$$\pi_{H,t} = P_{H,t} - P_{H,t-1} \quad (5)$$

$$c_t = E_t c_{t+1} - \frac{1}{\sigma} [i_t - E_t(\pi_{t+1}) - \rho] \quad (6)$$

$$w_t - p_t = \varphi n_t + \sigma c_t \quad (7)$$

$$r_t^p = -p(\varepsilon_t + d_t^* - p_t y_t) + \varepsilon_t^p \quad (8)$$

$$y_t = a_t + n_t \quad (9)$$

$$a_t = \rho a_{t-1} + \varepsilon_t \sim (0,1) \quad (10)$$

$$\pi_{H,t} = H\beta\theta E_t\{p_{t+1}^* - p_{t-1}\} + \kappa m \widetilde{c_{t+k}|t} + (\gamma \bar{\pi}_{H,t-1} + (1-\gamma)\pi_{H,t-1}) \quad (11)$$

$$\bar{\pi}_{H,t} = \rho_{meta} \bar{\pi}_{H,t-1} + \varepsilon_t^{meta} \quad (12)$$

$$\pi_t = \pi_{H,t} + \Delta \alpha s_t \quad (13)$$

$$s_t = e_t + p_t^* - p_{H,t} \quad (14)$$

$$i_t = r_t^p + i_t^* + \Delta e_{t+1} \quad (15)$$

$$s_t = (i_t^* - E_t\{\pi_{t+1}^*\} + r_t^p) - (i_t - E_t\{\pi_{H,t+1}\}) + E_t\{s_{t+1}\} \quad (16)$$

$$\bar{y}_t = E_t \bar{y}_{t+1} - E_t \Delta g_{t+1} + \alpha(\ddot{\omega} - 1)(\rho_c^* - 1)\bar{c}_t - \frac{1}{\sigma_\alpha}(\bar{r}_t - E_t\{\bar{\pi}_{H,t+1}\}) \quad (17)$$

$$nx_t = y_t - c_t - \alpha s_t - g_t \quad (18)$$

$$\text{Log}(EBP) = s_t + d_t^* - r_t^p - i_t^* - d_{t-1}^* - nx_t = 0 \quad (19)$$

$$i_t = \rho_i(\bar{i}_{t-1} - \bar{i}_{t-1}^n) + (1 - \rho_i)[i_\pi(E_t\{\bar{\pi}_{H,t+1}\} - \bar{\pi}_{H,t}) + i_y(\bar{y}_t - \bar{y}_t^n)] + \bar{i}_t^n + \varepsilon_t^i \quad (20)$$

$$\bar{g}_t = \rho_g \bar{g}_{t-1} + (1 - \rho_g)[g_y(\bar{y}_{t-1} - \bar{y}_{t-1}^n) + g_b \bar{b}_t] + \varepsilon_t^g \quad (21)$$

$$\bar{\tau}_t = \rho_\tau \bar{\tau}_{t-1} + (1 - \rho_\tau)[\tau_y(\bar{y}_{t-1} - \bar{y}_{t-1}^n) + \tau_b \bar{b}_t] + \varepsilon_t^\tau \quad (22)$$

$$\bar{b}_{t+1} = (\bar{i}_t - \bar{\pi}_{H,t}) + r[\bar{b}_t + (\bar{g}_t - \bar{\tau}_t)] \quad (23)$$

Com base nesse modelo, é introduzido o método de choques antecipados de política fiscal, nos moldes do que foi proposto por Laséen e Svensson (2011). Como dito anteriormente, a novidade é a inclusão das trajetórias predeterminadas de gastos do governo e de impostos, na tomada de decisão dos agentes privados.

3.2.1 Método de inserção do *Forward Guidance* fiscal

Conforme mencionado, a maneira de se aplicar o FG em modelos DSGE é por meio de choques antecipados (*news shock*) (Laséen and Svensson, 2011). Choques antecipados ou *News*

shock é um choque sobre um evento que era conhecido (foi noticiado) anteriormente à materialização do choque.

Para se implementar choques antecipados de política fiscal, utiliza-se as regras de reação do gasto governo e dos impostos, descritas por (24) e (25), respectivamente. De posse delas, adiciona-se um processo ARMA em que o componente estocástico, $\varepsilon_{news,t-q}^q$, independente e identicamente distribuído (i.i.d.) segue uma estrutura de médias móveis (MA). Essa estrutura é representada pela equação abaixo:

$$\bar{g}_t = \rho_g \bar{g}_{t-1} + (1 - \rho_g)[g_y(\bar{y}_{t-1} - \bar{y}_{t-1}^n) + g_b \bar{b}_t] + \varepsilon_t^g + \sum_{q=1}^j \varepsilon_{t-q}^{g\ new} \quad (24)$$

$$\bar{\tau}_t = \rho_\tau \bar{\tau}_{t-1} + (1 - \rho_\tau)[\tau_y(\bar{y}_{t-1} - \bar{y}_{t-1}^n) + \tau_b \bar{b}_t] + \varepsilon_t^\tau + \sum_{q=1}^j \varepsilon_{t-q}^{\tau\ new} \quad (325)$$

Em (24) e em (25), ε_t^g e ε_t^τ são os componentes estocásticos convencionais dos choques de gastos e de impostos e o termo $\sum_{q=1}^j \varepsilon_{t-q}^{g\ new}$ ($\sum_{q=1}^j \varepsilon_{t-q}^{\tau\ new}$) é o componente de distúrbio relativo aos choques de FG, uma vez que, eles são revelados ao público q períodos antes de entrarem em vigor. Isto é, antes que sejam aplicados à regra de reação dos gastos (impostos). Dessa maneira, o agente econômico é informado do pacote fiscal de gastos ($\varepsilon_{t-j}^{g\ new}$) ou aumento nos impostos ($\varepsilon_{t-q}^{\tau\ new}$) no trimestre $t-j$, seja por meio de envio ao Congresso, seja por meio de uma criação de uma despesa (receita) extraorçamentária, e o pacote entra em vigor j períodos a frente.

Para título de comparação dos efeitos do choque de FG fiscal, toma-se como base o cenário em quem os agentes econômicos são surpreendidos com choques de política fiscal convencional (ε_t^g) e (ε_t^τ). Uma vez que, aplicar-se-á um choque de FG por 2 trimestres consecutivos, será, de igual maneira aplicado dois choques surpresas de tamanhos idênticos. Após a incidência desses choques, a trajetória dos gastos e dos impostos retorna ao caminho esperado da curva de reação.

3.3 Resultados

A metodologia utilizada nesse capítulo é a mesma descrita no capítulo 1. De igual forma, são utilizadas as mesmas variáveis, parâmetros estimados e calibrados. Portanto, nesta seção serão apresentados os resultados relativos aos *posterioris* dos parâmetros estimados e as

funções de impulso resposta (FIR) relacionadas aos choques aplicados. A tabela 2 apresenta os resultados das estimativas Bayesianas dos parâmetros, com um intervalo de confiança de 90%.

Tabela 2. Resultado da estimação dos parâmetros

Par.	Distribuição	Media Priori	Media Post.	Int.Conf.	D.P.
θ	Beta	0.74	0.73	0.53 - 0.89	0.1
σ	Norm	1.30	1.28	1.28 - 1.31	0.05
ρ_r	Beta	0.79	0.69	0.66 - 0.72	0.1
ρ_a	Beta	0.91	0.98	0.95 - 0.99	0.1
ρ_y	Beta	0.93	0.91	0.90 - 0.99	0.1
ω	Beta	0.70	0.93	0.79 - 0.99	0.1
ρ_g	Beta	0.50	0.68	0.65 - 0.70	0.1
r_π	gamma	2.30	2.36	2.17 - 2.50	0.1
r_y	gamma	0.16	0.80	0.80 - 0.98	0.1
g_y	Norm	0.00	0.03	-0.03 - 0.07	0.1
g_b	Norm	-0.03	-0.04	-0.05 - -0.03	0.1
ρ_τ	Beta	0.50	0.40	0.34 - 0.43	0.1
τ_y	Invg	0.05	0.05	0.02 - 0.06	0.1
τ_b	Invg	0.05	0.02	0.02 - 0.04	0.1
ζ	Beta	0.70	0.69	0.64 - 0.72	0.1

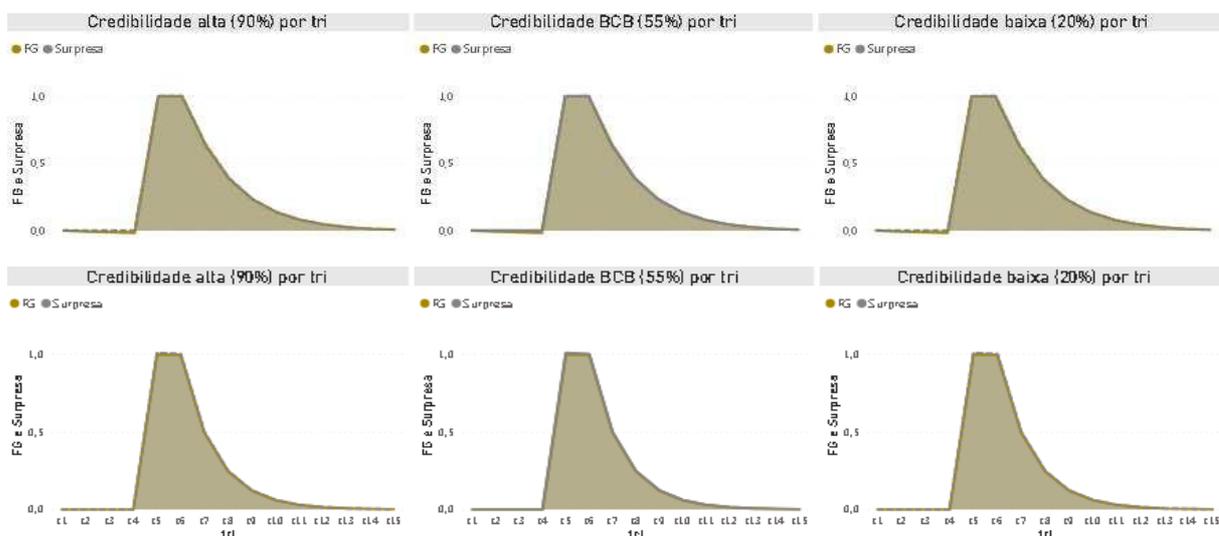
Fonte: Elaboração própria com o auxílio do *software Dynare*.

Diante do cenário exposto na introdução desse ensaio, o diagnóstico previsto para a economia brasileira pós Covid-19 é de baixa atividade produtiva, desemprego e uma alta relação Dívida/PIB. O receituário proposto sugere um aumento dos gastos, temporário, com o intuito de mitigar os efeitos econômicos nocivos da crise sanitária do corona vírus. Contudo, visando o gerenciamento da dinâmica da Dívida/PIB, faz-se necessário um aumento dos impostos para financiar os gastos. Dessa maneira, essa seção analisa os efeitos dos choques simultâneos de gastos e de impostos, com o intuito de se propor uma saída para a queda da atividade da economia e para a sustentabilidade da trajetória da dívida pública.

A figura 1, mostra os choques de gastos (linha 1) e impostos (linha 2) aplicados, de forma simultânea, na economia, nos cenários de credibilidade monetária alta (90%), baixa (20%) e da credibilidade monetária atual da economia brasileira (55%), conforme o índice de credibilidade monetária proposto por De Mendonça (2007), vide capítulo 1.

A primeira coisa a ser notada é que as trajetórias dos choques exógenos são idênticas para os diferentes cenários. Diferente do que foi encontrado no capítulo 2, com o FG monetário, onde o choque exógeno de política monetária aumentava no tempo t1 antes do choque negativo ser materializado.

Figura 1. Choque exógeno de Gastos do governo e Impostos



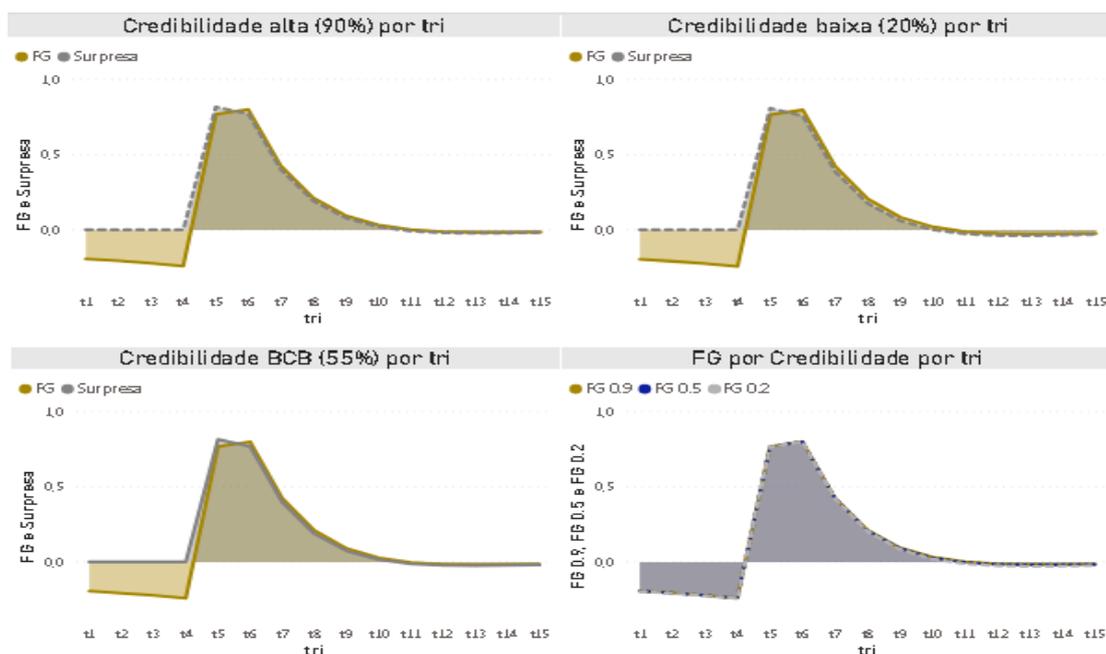
Linha 1: Choque de gastos do governo antecipado (FG) e não antecipado (Surpresa) para 3 níveis de credibilidade.

Linha 2; Choque de Impostos antecipado (FG) e não antecipado (Surpresa) para 3 níveis de credibilidade.

Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software dynare*.

Aplicados os choques simultâneos e idênticos de gastos e impostos, a figura 2 plota a resposta do hiato do PIB a esses impulsos iniciais. A expectativa de aumento dos impostos no futuro faz com que os indivíduos queiram suavizar o consumo ao longo do tempo. Dessa forma, verifica-se uma queda inicial do hiato do produto até o momento da materialização do choque. A partir daí, o efeito do aumento dos gastos se sobressai ao efeito dos aumentos dos impostos por se tratar de uma injeção direta de demanda agregada.

Figura 2. Trajetória numérica da FIR - Hiato do Produto



Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software dynare*.

Como consequência, com FG o hiato do PIB tem um efeito temporal menor do que se comparado ao choque surpresa (tabela 3), visto que esse último não apresenta a suavização do consumo ao longo do tempo, por não ser um choque esperado. Contudo, à medida que o BC ganha maturidade em sua credibilidade, o efeito no hiato é maior e a diferença entre os choques (FG e surpresa) se torna mais evidente.

Tabela 3. Trajetória numérica da FIR – Hiato do Produto.

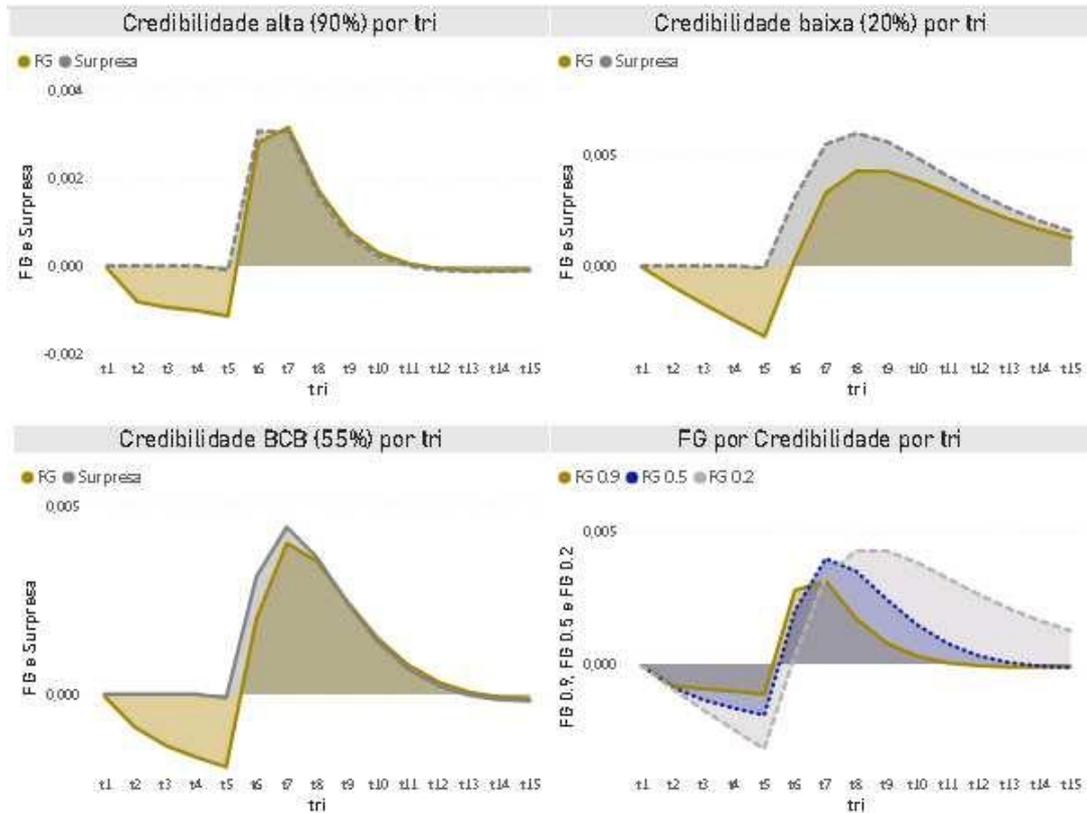
tri	FG 0.9	SP 0.9	diff 0.9	FG 0.5	SP 0.5	diff 0.5	FG 0.2	SP 0.2	diff 0.2
t1	-0,19	0,00	-0,19	-0,19	0,00	-0,19	-0,20	0,00	-0,20
t2	-0,21	0,00	-0,21	-0,21	0,00	-0,21	-0,21	0,00	-0,21
t3	-0,22	0,00	-0,22	-0,22	0,00	-0,22	-0,22	0,00	-0,22
t4	-0,24	0,00	-0,24	-0,24	0,00	-0,24	-0,24	0,00	-0,24
t5	0,77	0,82	-0,05	0,77	0,82	-0,05	0,77	0,81	-0,04
t6	0,80	0,77	0,03	0,80	0,77	0,03	0,80	0,76	0,04
t7	0,43	0,40	0,03	0,42	0,40	0,03	0,42	0,38	0,04
t8	0,21	0,19	0,02	0,21	0,19	0,02	0,20	0,17	0,03
t9	0,09	0,08	0,02	0,09	0,07	0,02	0,08	0,06	0,02
t10	0,03	0,02	0,01	0,03	0,01	0,01	0,02	0,00	0,02
t11	0,00	-0,01	0,01	0,00	-0,01	0,01	-0,01	-0,03	0,02
t12	-0,01	-0,02	0,01	-0,02	-0,02	0,01	-0,03	-0,04	0,01
t13	-0,02	-0,02	0,00	-0,02	-0,02	0,01	-0,03	-0,04	0,01
t14	-0,02	-0,02	0,00	-0,02	-0,02	0,00	-0,03	-0,04	0,01
t15	-0,02	-0,02	0,00	-0,02	-0,02	0,00	-0,02	-0,03	0,01
-	1,40	2,19	-0,79	1,39	2,15	-0,77	1,30	2,01	-0,72

Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software dynare*.

Visto que o aumento do hiato é menor com FG, esse choque gera menos pressões inflacionárias. A figura 3 plota a resposta da inflação doméstica a esses impulsos iniciais. Verifica-se uma queda inicial da inflação antes da materialização dos choques

Após a materialização dos choques há um aumento da inflação em todos os cenários. Não obstante, o aumento é menor com choques FG e se reduz conforme vai ocorrendo ganhos de credibilidade monetária. Destaca-se também uma menor volatilidade da inflação em ambientes com credibilidade mais alta e menor amplitude da resposta ao choque. Esse resultado indica que, com FG e credibilidade monetária alta, há uma maior ancoragem das expectativas dos agentes, fator que contribui para a redução da incerteza a respeito da condução da política.

Figura 3. Trajetória numérica da FIR - Inflação Doméstica



Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software* dynare.

A tabela 4 evidencia a trajetória numérica das funções de impulso resposta (FIR) da inflação. A diferença entre os tipos de choque, FG e Surpresa, é maior com credibilidade baixa. Isto é, no somatório dos choques ao longo do tempo, a inflação aumenta 0,0387 p.p. com choque surpresa, contra um aumento de apenas 0,0186 p.p. com FG (diferença de -0,02). O efeito do FG de gastos sobre a inflação é menor com credibilidade alta, com elevado grau de ancoragem.

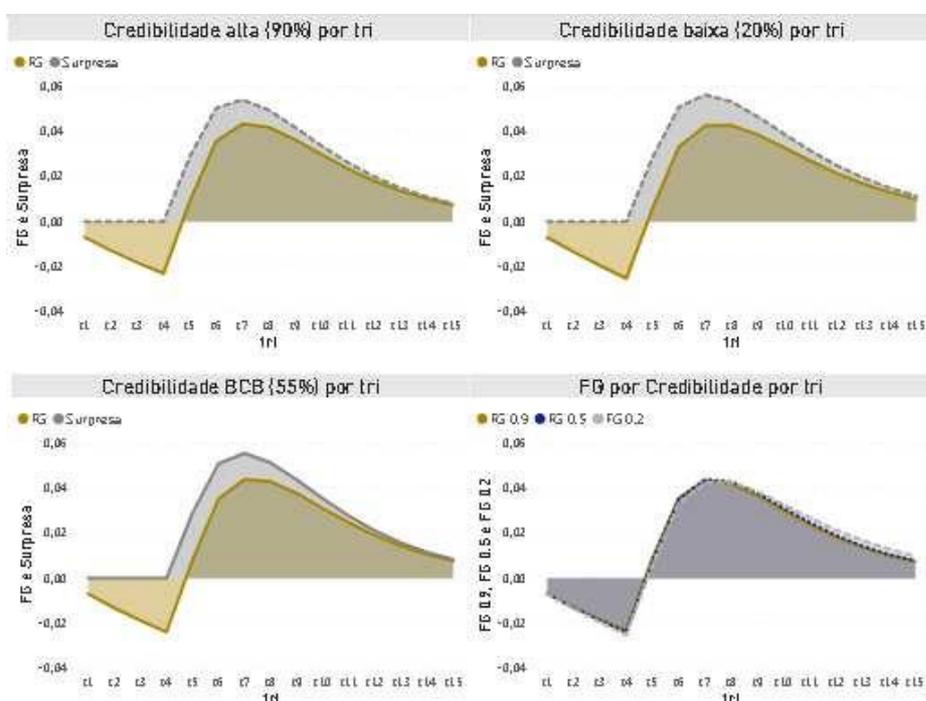
Tabela 4. Trajetória numérica da FIR – Inflação doméstica.

tri	FG 0.9	SP 0.9	diff 0.9	FG 0.5	SP 0.5	diff 0.5	FG 0.2	SP 0.2	diff 0.2
t1	-0,0001	0,0000	-0,0001	-0,0001	0,0000	-0,0001	-0,0001	0,0000	-0,0001
t2	-0,0008	0,0000	-0,0008	-0,0009	0,0000	-0,0009	-0,0009	0,0000	-0,0009
t3	-0,0009	0,0000	-0,0009	-0,0014	0,0000	-0,0014	-0,0017	0,0000	-0,0017
t4	-0,0010	0,0000	-0,0010	-0,0017	0,0000	-0,0017	-0,0025	0,0000	-0,0025
t5	-0,0011	-0,0001	-0,0010	-0,0019	-0,0001	-0,0018	-0,0032	-0,0001	-0,0031
t6	0,0028	0,0031	-0,0003	0,0020	0,0031	-0,0011	0,0003	0,0031	-0,0028
t7	0,0032	0,0030	0,0001	0,0040	0,0044	-0,0004	0,0033	0,0055	-0,0022
t8	0,0017	0,0016	0,0001	0,0035	0,0036	-0,0001	0,0043	0,0060	-0,0017
t9	0,0008	0,0007	0,0001	0,0025	0,0024	0,0000	0,0043	0,0056	-0,0013
t10	0,0003	0,0002	0,0001	0,0015	0,0014	0,0001	0,0038	0,0049	-0,0010
t11	0,0000	0,0000	0,0001	0,0008	0,0007	0,0001	0,0032	0,0041	-0,0008
t12	-0,0001	-0,0001	0,0000	0,0003	0,0002	0,0001	0,0026	0,0033	-0,0006
t13	-0,0001	-0,0001	0,0000	0,0001	0,0000	0,0001	0,0021	0,0026	-0,0005
t14	-0,0001	-0,0001	0,0000	-0,0001	-0,0001	0,0001	0,0016	0,0020	-0,0004
t15	-0,0001	-0,0001	0,0000	-0,0001	-0,0002	0,0000	0,0013	0,0016	-0,0003
-	0,0044	0,0080	-0,0036	0,0085	0,0154	-0,0070	0,0186	0,0387	-0,0201

Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software* dynare.

Em conformidade com o aumento o hiato após o choque atingir a economia, e a pressão inflacionária gerada, O Banco Central precisa lançar mão de seu instrumento de política monetária. Aumento da taxa de juros para fazer frente ao aumento da inflação doméstica é menor com FG e credibilidade alta. Essa ancoragem maior das expectativas de inflação por parte do BC é importante, uma vez que, por não precisar gerar um aumento excessivo da taxa de juros por conta da política fiscal expansionista, gera menos impacto no plano de metas de inflação e menos impacto no custo da dívida.

Figura 4. Trajetória numérica da FIR - Juros nominal



Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software dynare*.

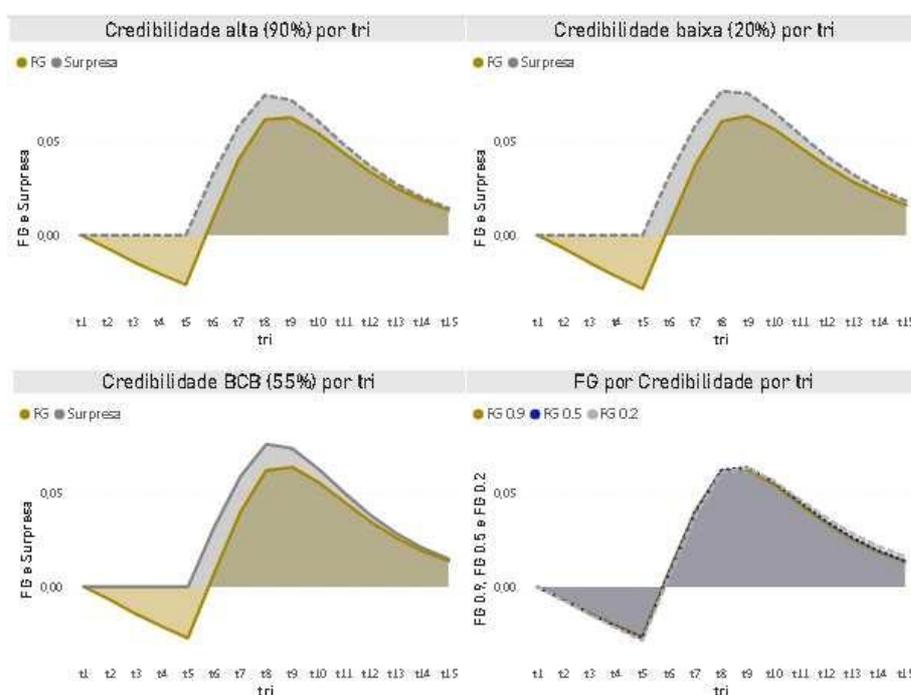
Tabela 5. Trajetória numérica da FIR – Taxa de juros nominal

tri	FG 0.9	SP 0.9	diff 0.9	FG 0.5	SP 0.5	diff 0.5	FG 0.2	SP 0.2	diff 0.2
t1	-0,01	0,00	-0,01	-0,01	0,00	-0,01	-0,01	0,00	-0,01
t2	-0,01	0,00	-0,01	-0,01	0,00	-0,01	-0,01	0,00	-0,01
t3	-0,02	0,00	-0,02	-0,02	0,00	-0,02	-0,02	0,00	-0,02
t4	-0,02	0,00	-0,02	-0,02	0,00	-0,02	-0,03	0,00	-0,03
t5	0,01	0,03	-0,02	0,01	0,03	-0,02	0,01	0,03	-0,02
t6	0,04	0,05	-0,01	0,04	0,05	-0,02	0,03	0,05	-0,02
t7	0,04	0,05	-0,01	0,04	0,06	-0,01	0,04	0,05	-0,01
t8	0,04	0,05	-0,01	0,04	0,05	-0,01	0,04	0,05	-0,01
t9	0,04	0,04	-0,01	0,04	0,04	-0,01	0,04	0,05	-0,01
t10	0,03	0,03	0,00	0,03	0,04	0,00	0,03	0,04	-0,01
t11	0,02	0,03	0,00	0,02	0,03	0,00	0,03	0,03	0,00
t12	0,02	0,02	0,00	0,02	0,02	0,00	0,02	0,02	0,00
t13	0,01	0,01	0,00	0,01	0,02	0,00	0,02	0,02	0,00
t14	0,01	0,01	0,00	0,01	0,01	0,00	0,01	0,01	0,00
t15	0,01	0,01	0,00	0,01	0,01	0,00	0,01	0,01	0,00
-	0,21	0,34	-0,13	0,21	0,35	-0,14	0,22	0,38	-0,16

Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software dynare*.

A Dívida nominal, por sua vez, tem sua trajetória mostrada pela figura 5. A queda inicial da dívida nominal como o choque de FG se dá em virtude da queda na taxa de juros nominal. Essa queda reduz o serviço da dívida e dura até o momento da materialização do choque. Após isso, ela começa a subir por 4 trimestres e depois retorna ao EE. O aumento da dívida no t5 é basicamente explicado pelo aumento da taxa de juros nominal. Como no choque de FG a taxa de juros aumenta menos do que com o choque de surpresa, por conseguinte, o aumento na dívida nominal também é menor.

Figura 5. Trajetória numérica da FIR - Dívida nominal



Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software dynare*.

Pela tabela 6 é possível visualizar que a combinação dessas políticas é menos nociva para a dívida nominal em um ambiente de credibilidade monetária alta e FG. E conforme a credibilidade vai se deteriora, a diferença entre o choque de FG e o choque surpresa aumenta.

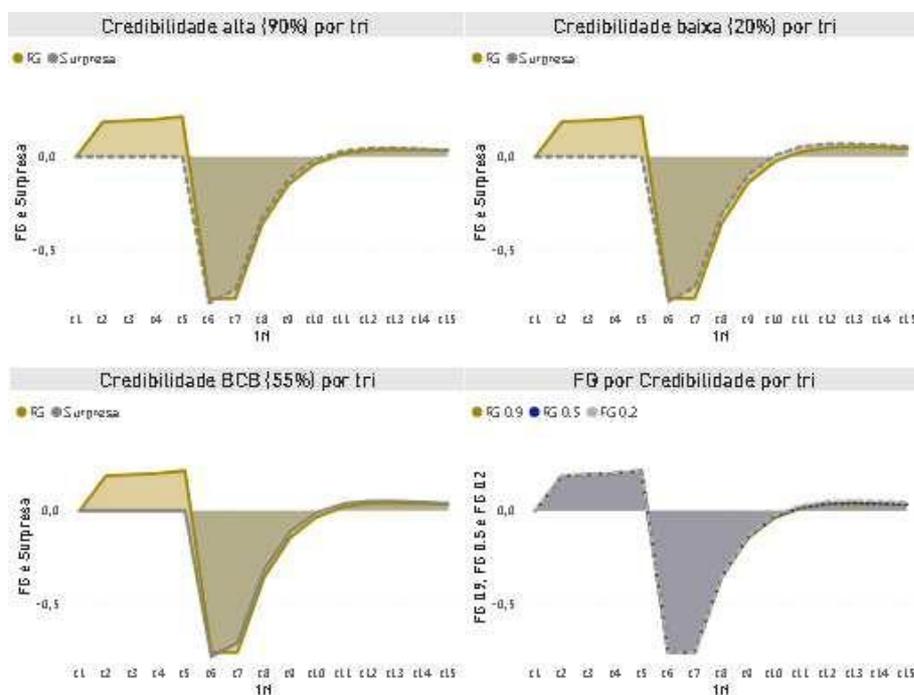
Tabela 6. Trajetória numérica da FIR – Dívida nominal

tri	FG 0.9	SP 0.9	diff 0.9	RG 0.5	SP 0.5	diff 0.5	FG 0.2	SP 0.2	diff 0.2
t1	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
t2	-0,01	0,00	-0,01	-0,01	0,00	-0,01	-0,01	0,00	-0,01
t3	-0,01	0,00	-0,01	-0,01	0,00	-0,01	-0,01	0,00	-0,01
t4	-0,02	0,00	-0,02	-0,02	0,00	-0,02	-0,02	0,00	-0,02
t5	-0,03	0,00	-0,03	-0,03	0,00	-0,03	-0,03	0,00	-0,03
t6	0,01	0,03	-0,02	0,01	0,03	-0,03	0,00	0,03	-0,03
t7	0,04	0,06	-0,02	0,04	0,06	-0,02	0,04	0,06	-0,02
t8	0,06	0,08	-0,01	0,06	0,08	-0,01	0,06	0,08	-0,02
t9	0,06	0,07	-0,01	0,06	0,07	-0,01	0,06	0,08	-0,01
t10	0,06	0,06	-0,01	0,06	0,06	-0,01	0,06	0,07	-0,01
t11	0,04	0,05	0,00	0,05	0,05	-0,01	0,05	0,05	-0,01
t12	0,03	0,04	0,00	0,04	0,04	0,00	0,04	0,04	-0,01
t13	0,03	0,03	0,00	0,03	0,03	0,00	0,03	0,03	0,00
t14	0,02	0,02	0,00	0,02	0,02	0,00	0,02	0,02	0,00
t15	0,01	0,01	0,00	0,01	0,02	0,00	0,02	0,02	0,00
-	0,30	0,45	-0,15	0,30	0,46	-0,16	0,30	0,49	-0,19

Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software dynare*.

Por fim, a trajetória da Dívida/PIB, figura 6, apresenta uma queda expressiva após a configuração dos choques, em que pese o aumento da dívida nominal, explicada anteriormente. Essa queda é explicada pelo aumento do hiato do PIB e se intensifica conforme o BC adquire credibilidade monetária.

Figura 6. Trajetória numérica da FIR - Dívida/PIB nominal



Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software dynare*.

Tabela 7 - Trajetória numérica da FIR – Dívida/PIB nominal

tri	FG 0.9	SP 0.9	diff 0.9	FG 0.5	SP 0.5	diff 0.5	FG 0.2	SP 0.2	diff 0.2
t1	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
t2	0,19	0,00	0,19	0,19	0,00	0,19	0,19	0,00	0,19
t3	0,19	0,00	0,19	0,19	0,00	0,19	0,19	0,00	0,19
t4	0,20	0,00	0,20	0,20	0,00	0,20	0,20	0,00	0,20
t5	0,21	0,00	0,21	0,21	0,00	0,21	0,21	0,00	0,21
t6	-0,76	-0,79	0,03	-0,76	-0,78	0,02	-0,76	-0,78	0,02
t7	-0,76	-0,71	-0,05	-0,76	-0,71	-0,05	-0,76	-0,70	-0,06
t8	-0,36	-0,33	-0,04	-0,36	-0,32	-0,04	-0,36	-0,31	-0,05
t9	-0,15	-0,12	-0,03	-0,14	-0,11	-0,03	-0,14	-0,10	-0,04
t10	-0,04	-0,02	-0,02	-0,03	-0,01	-0,02	-0,03	0,01	-0,03
t11	0,01	0,03	-0,02	0,02	0,04	-0,02	0,03	0,05	-0,03
t12	0,03	0,05	-0,01	0,04	0,05	-0,01	0,05	0,07	-0,02
t13	0,04	0,05	-0,01	0,04	0,05	-0,01	0,05	0,07	-0,02
t14	0,04	0,04	-0,01	0,04	0,05	-0,01	0,05	0,06	-0,01
t15	0,03	0,04	0,00	0,03	0,04	0,00	0,04	0,05	-0,01
-	-1,12	-1,76	0,63	-1,09	-1,71	0,62	-1,02	-1,56	0,54

Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software dynare*.

Em suma, os resultados encontrados nessa seção evidenciam o importante papel do FG fiscal, juntamente com um Banco Central crível como instrumento para a retomada da atividade e vigilância da trajetória sustentável da Dívida/PIB. Não obstante o aumento do hiato do produto ser menor com choque de FG, em vista da suavização do consumo nos períodos anteriores à configuração dos choques, obteve-se uma retomada da atividade com menores níveis de inflação e taxa de juros nominal e uma trajetória mais controlada da relação Dívida/PIB.

3.4 Conclusão

Este capítulo analisou o papel do FG fiscal e da credibilidade monetária na economia brasileira como um instrumento de combate à crise econômica gerada pela crise sanitária do Covid-19. São aplicados dois choques simultâneos (gastos do governo e impostos) de *forward guidance fiscal*, comparados aos mesmos choques realizados de forma não antecipada pelos agentes, com o intuito de se fazer frente ao aumento dos gastos e manter a solvência da Dívida/PIB. Essa análise é feita em cenários de diferentes níveis de credibilidade do BC, o que possibilita, adicionalmente, analisar o papel da credibilidade monetária sobre a relação dívida pública/PIB

Com o intuito de se atender ao objetivo proposto, é estimado um modelo DSGE de economia aberta com governo, que busca a mimetizar as características da economia brasileira. Para tal foi utilizado um modelo DSGE bayesiano, com interação entre as políticas fiscal e monetária, setor externo (Gali e Monacelli (2005); Gali e Monacelli (2008); Kirsanova et al.(2007) e Fragetta e Kirsanova (2010); Cem Çebi (2012)) e uma curva de Phillips Novo-Keynesiana modificada, na qual, por meio da regra de bolso utilizada (GALI e GERTLER

,1999; CAVALCANTI *et al.*,2018), foi possível inserir o papel da credibilidade monetária, de maneira *forward-looking*, no processo de formação de expectativa de inflação.

Os resultados encontrados mostram que o efeito da maior clareza da autoridade fiscal, por meio do FG comparado ao choque surpresa, embora gere um aumento menor no hiato do produto, oferece uma trajetória mais sustentável da relação Dívida/PIB. Esse fator, somado ao fato de se ter um BC mais crível, potencializa os efeitos benéficos do FG por meio de uma maior ancoragem da expectativa dos agentes. Dessa forma, possibilita um ambiente com menores taxas de juros e inflação menos persistente. Portanto, evidencia o papel positivo da credibilidade monetária com relação à trajetória sustentável da Dívida/PIB.

Em resumo, essa tese colabora com a literatura nas seguintes dimensões. Primeiro, são poucos os trabalhos que exploram o papel do FG fiscal na economia, até o momento não é possível encontrar nenhum material na literatura para a economia brasileira. Em segundo lugar, pretende-se com esse ensaio, fornecer subsídios para auxiliar as autoridades de política econômica a retomar o crescimento equilibrado pós-COVID-19. Por fim, com o auxílio da Curva de Phillips Novo-Keynesiana proposta no capítulo 1 desse trabalho, foi possível analisar o papel de diferentes níveis de credibilidade monetária na trajetória da Dívida/PIB.

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esta tese investigou o papel da credibilidade e clareza das autoridades monetária e fiscal nas principais variáveis macroeconômicas da economia brasileira, por intermédio de um modelo DSGE Novo-Keynesiano bayesiano, estimado para a economia brasileira.

A principal novidade desta Tese está no primeiro capítulo, que desenvolveu uma curva de Phillips Novo-Keynesiana modificada (NKPC), a qual permitiu inserir diferentes níveis de credibilidade do Banco Central. De posse dessa NKPC modificada foi possível evidenciar o papel da credibilidade monetária no mecanismo de transmissão da política monetária e no efeito substituição entre o canal de expectativas de inflação e o canal da taxa de juros para a economia brasileira. Além dessa análise, a NKPC modificada possibilitou as análises dos demais capítulos.

Os resultados do primeiro ensaio mostram que conforme o BCB obtém ganhos de credibilidade, menores serão os sacrifícios para a sociedade em termos de taxas de juros, de inflação, e queda hiato do produto. Este resultado mostra que a credibilidade do BCB auxilia na ancoragem das expectativas dos agentes econômicos e reforça o efeito substituição entre o canal das expectativas e o canal dos juros. Ademais, verificou-se uma melhora das variáveis fiscais, em virtude de uma maior credibilidade do Banco Central.

O segundo capítulo investiga os efeitos da clareza do BCB, por meio do *forward guidance* monetário, para três níveis de credibilidade: alta, média e baixa. Esse ensaio é importante, uma vez que, países em desenvolvimento ou em desenvolvimento, estão passando por um processo de criação de credibilidade monetária. Contudo, a literatura atual considera os efeitos do *forward guidance* para um banco central crível, portanto, negligenciam os efeitos do *forward guidance* com credibilidade baixa ou imperfeita. A NKPC desenvolvida no capítulo 1 permite essa análise.

Os resultados do capítulo 2 da tese mostraram que a combinação entre um BC crível e uma política monetária não convencional de FG é o receituário mais indicado para minimizar os efeitos de uma recessão. Não obstante, demonstrou-se também que, mesmo um BC com baixa credibilidade ou em processo de formação de credibilidade pode obter ganhos, ainda que atenuados, ao se utilizar do FG. Resultado importante para a economia brasileira, que passa por um cenário de recessão e taxa de juros próximas de zero e ainda estão em processo de formação de credibilidade monetária.

Por sua vez, o terceiro capítulo analisou o papel da clareza da autoridade fiscal, por meio do FG fiscal, na economia brasileira, como um instrumento de combate à crise econômica,

gerada pela crise sanitária do Covid-19. São aplicados dois choques simultâneos de *forward guidance* (gastos do governo e impostos).

Os resultados do terceiro capítulo mostram que, maior clareza da autoridade fiscal, por meio do FG comparado ao choque surpresa, oferece uma trajetória mais sustentável da relação Dívida/PIB. Esse resultado combinado com um BC mais crível, potencializa os efeitos benéficos do FG por meio de uma maior ancoragem da expectativa dos agentes, o que possibilita um ambiente com menores taxas de juros e inflação menos persistente.

REFERÊNCIAS

- ANDRADE, Philippe et al. Forward guidance and heterogeneous beliefs. *American Economic Journal: Macroeconomics*, v. 11, n. 3, p. 1-29, 2019.
- AMISANO, Gianni; TRONZANO, Marco. Assessing European Central Bank's Credibility During the First Years of the Eurosystem: A Bayesian Empirical Investigation. *The Manchester School*, v. 78, n. 5, p. 437-459, 2010.
- 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.
- BENIGNO, Pierpaolo; WOODFORD, Michael. Optimal monetary and fiscal policy: A linear-quadratic approach. *NBER macroeconomics annual*, v. 18, p. 271-333, 2003.
- BEINE, Michel; JANSSEN, Gust; LECOURT, Christelle. Should central bankers talk to the foreign exchange markets?. *Journal of International Money and Finance*, v. 28, n. 5, p. 776-803, 2009.
- BERNANKE, B. S., LAUBACH, T., MISHKIN, F. S., & POSEN, A. S. (2018). *Inflation targeting: lessons from the international experience*. Princeton University Press.
- BLINDER, Alan S. et al. Central bank communication and monetary policy: A survey of theory and evidence. *Journal of Economic Literature*, v. 46, n. 4, p. 910-45, 2008.
- BOLÍVAR, M.P.R., GALERA, A.N., MUÑOZ, L.A. (2015). "Governance, transparency and accountability: An international comparison." *Journal of Policy Modeling*, 37(1), 136-174.
- BOMFIM, Antulio N.; RUDEBUSCH, Glenn D. Opportunistic and deliberate disinflation under imperfect credibility. *Journal of Money, Credit and Banking*, p. 707-721, 2000.
- CABALLERO, Ricardo J.; FARHI, Emmanuel. A model of the safe asset mechanism (sam): Safety traps and economic policy. *National Bureau of Economic Research*, 2013.
- CALDAS MONTES, Gabriel; CABRAL MACHADO, Caroline. Credibility and the credit channel transmission of monetary policy theoretical model and econometric analysis for Brazil. *Journal of Economic Studies*, v. 40, n. 4, p. 469-492, 2013.
- CALVO, Guillermo A. Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of monetary Economics*, v. 12, n. 3, p. 383-398, 1983.
- CAMPBELL, J; EVANS, C. L.; FISHER, J; JUSTINIANO. *Macroeconomic Effects of Federal Reserve Forward Guidance*. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2012.
- CARLSTROM, Charles T.; FUERST, Timothy S.; PAUSTIAN, Matthias. Inflation and output in New Keynesian models with a transient interest rate peg. *Journal of Monetary Economics*, v. 76, p. 230-243, 2015.
- CASTRO, M. R.; GOUVEA, S. N.; MINELLA, A.; SANTOS, R. C.; SOUZA-SOBRINHO, N. F. *SAMBA: Stochastic Analytical Model with a Bayesian Approach*. Working Paper Series, 239. Banco Central do Brasil, 2011.

CAVALCANTI, Marco AFH et al. The macroeconomic effects of monetary policy shocks under fiscal rules constrained by public debt sustainability. *Economic Modelling*, v. 71, p. 184-201, 2018.

CECCHETTI, Stephen G.; KRAUSE, Stefan. Central bank structure, policy efficiency, and macroeconomic performance: exploring empirical relationships. *Review-Federal Reserve Bank of Saint Louis*, v. 84, n. 4, p. 47-60, 2002.

CÉSPEDES, Luis Felipe; Galí, Jordi. Fiscal Policy and Macroeconomic Performance: An Overview. *Serie Banco Central de Chile*, v. 17, p. 1-25, 2013.

ÇEBI, 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.

COLE, Stephen J.; MARTÍNEZ-GARCÍA, Enrique. The Effect of Central Bank Credibility on Forward Guidance in an Estimated New Keynesian Model. Available at SSRN 3495757, 2019.

CUKIERMAN, Alex; MELTZER, Allan H. A theory of ambiguity, credibility, and inflation under discretion and asymmetric information. *Econometrica: journal of the econometric society*, p. 1099-1128, 1986.

CUKIERMAN, Alex; MELTZER, Allan H. A theory of ambiguity, credibility, and inflation under discretion and asymmetric information. *Econometrica: journal of the econometric society*, p. 1099-1128, 1986.

DE MENDONÇA, Helder. Towards credibility from inflation targeting: the Brazilian experience. *applied Economics*, v. 39, n. 20, p. 2599-2615, 2007.

DE MENDONÇA, Helder Ferreira; MACHADO, Marcelo Rangel. Public debt management and credibility: Evidence from an emerging economy. *Economic Modelling*, v. 30, p. 10-21, 2013.

DE MENDONÇA, Helder Ferreira; DA FONSECA NICOLAY, Rodolfo Tomás. Is communication clarity from fiscal authority useful? Evidence from an emerging economy. *Journal of Policy Modeling*, v. 39, n. 1, p. 35-51, 2017.

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.

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.

DIB, Ali. Monetary policy in estimated models of small open and closed economies. *Open Economies Review*, v. 22, n. 5, p. 769-796, 2011.

DEL NEGRO, M; GIANNONI, M.; PATTERSON, C. The forward guidance puzzle. *Staff Reports*, n. 574, Federal Reserve Bank of New York, 2012.

EGGERTSSON, G. B.; WOODFORD, M. The Zero Bound on Interest Rates and Optimal Monetary Policy. *Brookings Papers on Economic Activity*, v. 1, p. 139-211, 2003. *Economic Outlook*. OECD. Disponível em: <http://www.oecd.org/economic-outlook/>. Acessado em 17/10/2020 às 18:00h.

FERREIRA DE MENDONÇA, Helder; SIMÃO FILHO, José. Economic transparency and effectiveness of monetary policy. *Journal of Economic Studies*, v. 34, n. 6, p. 497-514, 2007.

FRAGETTA, Matteo; KIRSANOVA, Tatiana. Strategic monetary and fiscal policy interactions: An empirical investigation. *European Economic Review*, v. 54, n. 7, p. 855-879, 2010.

GALI, Jordi; GERTLER, Mark. Inflation dynamics: A structural econometric analysis. *Journal of Monetary Economics*, v. 44, n. 2, p. 195-222, 1999.

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.

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.

GIAVAZZI, Francesco; PAGANO, Marco. Can severe fiscal contractions be expansionary? Tales of two small European countries. *NBER macroeconomics annual*, v. 5, p. 75-111, 1990.

Global Economic Outlook, Bank World. Disponível em: (<https://www.worldbank.org/en/news/feature/2020/06/08/the-global-economic-outlook-during-the-covid-19-pandemic-a-changed-world>). Acessado em 17/10/2020 às 18:20.

GOMES, S.; ISKREV, N.; MENDICINO, C. Monetary Policy Shocks: We Got News! Working Paper, v. 7, 2013.

GONÇALVES, Carlos Eduardo S.; SALLES, João M. Inflation targeting in emerging economies: What do the data say?. *Journal of Development Economics*, v. 85, n. 1-2, p. 312-318, 2008.

GOODFRIEND, Marvin; KING, Robert G. The new neoclassical synthesis and the role of monetary policy. *NBER macroeconomics annual*, v. 12, p. 231-283, 1997.

GOODFRIEND, Marvin; KING, Mervyn. Review of the Riksbank's Monetary Policy 2010-2015. *Sveriges riksdag*, 2016.

GOUVEA, S., MINELLA, A., SANTOS, R., & SOUZA-SOBRINHO, N. Samba: Stochastic analytical model with a bayesian approach. Central Bank of Brazil, 2008.

GOY, Gavin et al. Forward Guidance and the Role of Central Bank Credibility. Netherlands Central Bank, Research Department, 20'18.

GUERRIERI, Veronica et al. Macroeconomic Implications of COVID-19: Can Negative Supply Shocks Cause Demand Shortages?. National Bureau of Economic Research, 2020.

GRIFFOLI, Tommaso Mancini. Dynare user guide. Unpublished manuscript, 2007.

GUVENEN, Fatih et al. Use it or lose it: Efficiency gains from wealth taxation. National Bureau of Economic Research, 2019.

HABERIS, Alex; HARRISON, Richard; WALDRON, Matt. Transitory interest-rate pegs under imperfect credibility. 2014.

HUR, Joonyoung; RHEE, Wooheon. Multipliers of expected vs. unexpected fiscal shocks: The case of Korea. *Economic Modelling*, v. 85, p. 244-254, 2020.

JOHNSON, David R. The effect of inflation targeting on the behavior of expected inflation: evidence from an 11 country panel. *Journal of Monetary Economics*, v. 49, n. 8, p. 1521-1538, 2002.

JOHNSON, David. The effect of inflation targets on the level of expected inflation in five countries. *Review of Economics and Statistics*, v. 85, n. 4, p. 1076-1081, 2003.

JUNG, Taehun; TERANISHI, Yuki; WATANABE, Tsutomu. Zero bound on nominal interest rates and optimal monetary policy. *KIER Discussion Paper*, v. 525, 2001.

KEYNES, John Maynard. *The general theory of interest, employment and money*. 1936.

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.

KILEY, Michael T. Policy paradoxes in the New Keynesian model. *Review of Economic Dynamics*, v. 21, p. 1-15, 2016.

KING, Mervyn. Commentary: monetary policy implications of greater fiscal discipline. Budget deficits and debt: issues and options, p. 171-183, 1995

KRUGMAN, Paul R.; DOMINQUEZ, Kathryn M.; ROGOFF, Kenneth. It's baaack: Japan's slump and the return of the liquidity trap. *Brookings Papers on Economic Activity*, v. 1998, n. 2, p. 137-205, 1998.

KYDLAND, Finn E.; PRESCOTT, Edward C. Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans. *Journal of Political Economy*, v. 85, n. 3, p. 473-491, 1977.

LANDAIS, Camille; SAEZ, Emmanuel; ZUCMAN, Gabriel. A progressive European wealth tax to fund the European COVID response. *VoxEU*, 2020.

LEEPER, Eric M.; WALKER, Todd B.; YANG, Shu-Chun Susan. Fiscal foresight and information flows. *Econometrica*, v. 81, n. 3, p. 1115-1145, 2013.

LASÉEN, S.; SVENSSON, L. E. O. Anticipated Alternative Policy Rate Paths in Policy Simulations. *International Journal of Central Banking*, v. 7, n. 3, p. 1-35, set. 2011.

LEVIEUGE, Grégory; LUCOTTE, Yannick; RINGUÉDÉ, Sébastien. Central bank credibility and the expectations channel: Evidence based on a new credibility index. *Review of World Economics*, v. 154, n. 3, p. 493-535, 2018.

LEVIN, A. T., NATALUCCI, F. M., & PIGER, J. M. (2004). The macroeconomic effects of inflation targeting. *Review-Federal Reserve Bank of Saint Louis*, 86(4), 51-8.

LIU, Baoding. A survey of credibility theory. *Fuzzy optimization and decision making*, v. 5, n. 4, p. 387-408, 2006.

MAAG, Elaine; MARRON, Donald. DESIGN CHANGES CAN STRENGTHEN THE EITC DURING RECESSIONS. 2020.

MCKAY, Alisdair; NAKAMURA, Emi; STEINSSON, Jón. The power of forward guidance revisited. *American Economic Review*, v. 106, n. 10, p. 3133-58, 2016.

MELECKY, Martin. A cross-country analysis of public debt management strategies. The World Bank, 2007.

MERTENS, Karel; RAVN, Morten O. Measuring the impact of fiscal policy in the face of anticipation: a structural VAR approach. *The Economic Journal*, v. 120, n. 544, p. 393-413, 2010.

MERTENS, Karel; RAVN, Morten O. Understanding the aggregate effects of anticipated and unanticipated tax policy shocks. *Review of Economic dynamics*, v. 14, n. 1, p. 27-54, 2011.

MERTENS, Karel; RAVN, Morten O. Empirical evidence on the aggregate effects of anticipated and unanticipated US tax policy shocks. *American Economic Journal: Economic Policy*, v. 4, n. 2, p. 145-81, 2012.

MILANI, F.; TREADWELL, J. The Effects of Monetary Policy “News” and “Surprises”. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 44, n. 8, p. 1667-1692, 2012.

MISSALE, Alessandro; GIAVAZZI, Francesco; BENIGNO, Pierpaolo. How Is the Debt Managed? Learning from Fiscal Stabilizations. *Scandinavian Journal of Economics*, v. 104, n. 3, p. 443-469, 2002.

MISHKIN, Frederic S.; SCHMIDT-HEBBEL, Klaus. Does inflation targeting make a difference? National Bureau of Economic Research, 2007.

MIYAMOTO, Wataru; NGUYEN, Thuy Lan; SERGEYEV, Dmitriy. Government spending multipliers under the zero lower bound: Evidence from Japan. *American Economic Journal: Macroeconomics*, v. 10, n. 3, p. 247-77, 2018.

MONTES, Gabriel Caldas; SOUZA, Ivan. Sovereign default risk, debt uncertainty and fiscal credibility: The case of Brazil. *The North American Journal of Economics and Finance*, v. 51, p. 100851, 2020.

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.

MONTES, G. C, OLIVEIRA, L. V., CURI, A., & NICOLAY, R. T. F. Effects of transparency, monetary policy signalling and clarity of central bank communication on disagreement about inflation expectations. *Applied Economics*, v. 48, n. 7, p. 590-607, 2016.

NEUENKIRCH, Matthias; TILLMANN, Peter. Inflation targeting, credibility, and non-linear Taylor rules. *Journal of International Money and Finance*, v. 41, p. 30-45, 2014.

PEREIRA, Robson Rodrigues. Ensaios sobre os impactos de choques antecipados de política monetária, domésticos e externos, sobre a economia brasileira. Tese de Doutorado. Universidade de São Paulo.

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.

RAMOS, Pedro Lutz; PORTUGAL, Marcelo Savino. Choques Antecipados de Política Monetária, Forward Guidance e Políticas Macroeconômicas de Estabilização. *Revista Brasileira de Economia*, v. 73, n. 2, p. 253-280, 2019.

RASKIN, Matthew. The effects of the Federal Reserve's date-based forward guidance. 2013.

ROGOFF, Kenneth. The optimal degree of commitment to an intermediate monetary target. *The quarterly journal of economics*, v. 100, n. 4, p. 1169-1189, 1985.

SARGENT, Thomas J.; WALLACE, Neil. Some unpleasant monetarist arithmetic. *Federal reserve bank of minneapolis quarterly review*, v. 5, n. 3, p. 1-17, 1981.

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.

SCHMITT-GROHÉ, S.; URIBE, M. What's 'News' in business cycles? *Econometrica*, v. 80, p. 2733-2764, 2012.

TAYLOR, John B. Reassessing discretionary fiscal policy. *Journal of economic Perspectives*, v. 14, n. 3, p. 21-36, 2000.

VEGA, Marco; WINKELRIED, Diego. Inflation targeting and inflation behavior: a successful story?. *International Journal of Central Banking*, v. 1, n. 3, p. 153-175, 2005.

WALSH, Carl E. Optimal contracts for central bankers. *The American Economic Review*, p. 150-167, 1995.

WALSH, Carl E. Accountability, transparency, and inflation targeting. *Journal of money, Credit and Banking*, p. 829-849, 2003.

WOODFORD, Michael. Optimal interest-rate smoothing. *The Review of Economic Studies*, v. 70, n. 4, p. 861-886, 2003.

WOODFORD, Michael. Inflation targeting and financial stability. *National Bureau of Economic Research*, 2012.

APÊNDICE A

A.1 Abertura do modelo

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. À título de notação, as variáveis que não possuem o índice “i” se referem a uma pequena economia aberta doméstica, que neste caso especial, diz respeito à economia brasileira. As variáveis com o índice “i” (pertence ao intervalo $[0,1]$) se referem aos países que fazem parte da economia mundial.

O problema das famílias

A microfundamentação do modelo novo-keynesiano destaca os problemas das famílias, das firmas e do governo. Considera-se uma família representativa, que maximiza sua função de utilidade, representada pela equação (4).

$$E_0 \sum_0^{\infty} \beta^t U(C_t, G_t, N_t) \quad (4)$$

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 (5).

$$\int_0^1 P_{H,t}(j) C_{H,t}(j) dj + \iint_0^1 P_{i,t}(j) C_{i,t}(j) dj di + E_t Q_{t,t+1} D_{t+1} + E_t Q_{t,t+1}^* \varepsilon_t D_{t+1}^* + T \leq D_t + \varepsilon_t D_t^* + W_t N_t \quad (5)$$

O período de análise é representado pelo subscrito $t = 0, 1, \dots, \infty$. A variável D_t é o *portfólio* nominal em títulos nacionais e $\varepsilon_t D_t^*$ é o *portfólio* em títulos internacionais, ambas expressas em moeda doméstica, onde ε_t é a taxa de câmbio nominal. $Q_{t,t+1} = \left(\frac{1}{i_t}\right)$ e $Q_{t,t+1}^* = \left(\frac{1}{R_t^p i_t^*}\right)$ são os fatores de desconto estocástico para os títulos nacionais e internacionais, um período à frente (Cavalcanti *et al*, 2018). A taxa nominal de juros praticada na economia doméstica no período t é definida por i_t , R_t^p é o prêmio de risco e i_t^* é a taxa de juros praticada no resto do mundo. Os impostos *lump-sum* são descritos por T . W_t é o salário nominal. P_t é o índice de preços ao consumidor. $P_{H,t}(j)$ é o índice de preços do bem doméstico do tipo 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 $i \in [0, 1]$.

Desta forma, a restrição orçamentária das famílias informa que, a renda familiar disponível advinda do trabalho, adicionada dos títulos resgatados no período t , tem que ser maior ou igual ao gasto da família em bens nacionais e importados, somado aos novos aportes em títulos nacionais e internacionais.

O índice de consumo composto, C_t , é definido pela expressão (6). 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. O parâmetro $\eta > 0$ mede a elasticidade de substituição entre os bens domésticos e estrangeiros, do ponto de vista do consumidor doméstico.

$$C_t \equiv \left[(1 - \alpha)^{\frac{1}{\eta}} (C_{H,t})^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \alpha^{\frac{1}{\eta}} (C_{F,t})^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}} \quad (6)$$

Na primeira parcela da equação (6), tem-se uma função CES que define o índice de consumo dos bens domésticos ($C_{H,t}$), onde $j \in [0, 1]$ denota os diversos bens da economia. Já 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.

$$C_{H,t} = \left(\int_0^1 C_{H,t}(j)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (7)$$

A segunda parcela, também representada por uma função CES, destaca o índice de consumo dos bens importados ($C_{F,t}$), em que γ mede a elasticidade de substituição entre os bens produzidos em diferentes países.

$$C_{F,t} = \left(\int_0^1 C_{i,t}^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} di \right)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} \quad (8)$$

Em que $C_{i,t}$ (9), representa o índice de quantidade dos bens importados do país i e consumido pelo país doméstico.

$$C_{i,t} = \left(\int_0^1 C_{i,t}(j)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (9)$$

Definidas a função de utilidade das famílias, sua restrição orçamentária e o índice de consumo composto, o próximo passo é derivar a alocação ótima das famílias, com relação ao consumo do bem doméstico ($C_{H,t}$). A equação (10) representa essa alocação ótima, dado um certo nível de dispêndio Z_t :

$$\int_0^1 P_{H,t}(j) C_{H,t}(j) dj = Z_t$$

$$L = \left(\int_0^1 C_{H,t}(j)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} - \lambda \left(\int_0^1 P_{H,t}(j) C_{H,t}(j) dj - Z_t \right)$$

C.P.O.:

$$\frac{\partial L}{\partial C_{H,t}(j)} = \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} \left(\int_0^1 C_{H,t}(j)^{1-\frac{1}{\varepsilon}} dj \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}-1} \left(1 - \frac{1}{\varepsilon} \right) C_{H,t}(j)^{1-\frac{1}{\varepsilon}-1} - \lambda P_{H,t}(j) = 0$$

$$\frac{\partial L}{\partial C_{H,t}(j)} = \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} \left(\int_0^1 C_{H,t}(j)^{1-\frac{1}{\varepsilon}} dj \right)^{\frac{\varepsilon-\varepsilon+1}{\varepsilon-1}} \left(\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon} \right) C_{H,t}(j)^{-\frac{1}{\varepsilon}} - \lambda P_{H,t}(j) = 0$$

$$\frac{\partial L}{\partial C_{H,t}(j)} = \left(\int_0^1 C_{H,t}(j)^{1-\frac{1}{\varepsilon}} dj \right)^{\frac{1}{\varepsilon-1}} C_{H,t}(j)^{-\frac{1}{\varepsilon}} - \lambda P_{H,t}(j) = 0$$

$$\left(C_{H,t}^{1-\frac{1}{\varepsilon}} \right)^{\frac{1}{\varepsilon-1}} C_{H,t}(j)^{-\frac{1}{\varepsilon}} - \lambda P_{H,t}(j) = 0$$

$$\left(C_{H,t}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right)^{\frac{1}{\varepsilon-1}} C_{H,t}(j)^{-\frac{1}{\varepsilon}} = \lambda P_{H,t}(j)$$

$$\left(C_{H,t}^{\frac{1}{\varepsilon}} \right) C_{H,t}(j)^{-\frac{1}{\varepsilon}} = \lambda P_{H,t}(j)$$

Sendo assim,

$$\frac{\left(C_{H,t}^{\frac{1}{\varepsilon}} \right) C_{H,t}(j)^{-\frac{1}{\varepsilon}}}{P_{H,t}(j)} = \lambda$$

Para um bem k , tem-se que:

$$\frac{\left(C_{H,t}^{\frac{1}{\varepsilon}} \right) C_{H,t}(k)^{-\frac{1}{\varepsilon}}}{P_{H,t}(k)} = \lambda$$

Portanto:

$$\frac{\left(C_{H,t}^{\frac{1}{\varepsilon}} \right) C_{H,t}(j)^{-\frac{1}{\varepsilon}}}{P_{H,t}(j)} = \frac{\left(C_{H,t}^{\frac{1}{\varepsilon}} \right) C_{H,t}(k)^{-\frac{1}{\varepsilon}}}{P_{H,t}(k)}$$

$$C_{H,t}(j)^{-\frac{1}{\varepsilon}} = \frac{C_{H,t}(k)^{-\frac{1}{\varepsilon}}}{P_{H,t}(k)} P_{H,t}(j)$$

$$C_{H,t}(j) = C_{H,t}(k) \left(\frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}(k)} \right)^{-\varepsilon}$$

$$C_{H,t} = \left(\frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}} \right)^{-\varepsilon} C_{H,t} ; C_{i,t} = \left(\frac{P_{i,t}(j)}{P_{i,t}} \right)^{-\varepsilon} C_{i,t} \quad (10)$$

O mesmo procedimento é feito com relação à derivação da alocação ótima dos gastos em bens importados (pelo país de origem). A equação (11) mostra a função de demanda, relacionada aos bens sobreditos.

$$C_{i,t} = \left(\frac{P_{i,t}}{P_{F,t}} \right)^{-\gamma} C_{F,t} \quad (11)$$

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 $P_{F,t} \equiv \left(\int_0^1 P_{i,t}^{1-\gamma} di \right)^{\frac{1}{1-\gamma}}$ é o índice de preços dos bens importados de todos os países, sendo os dois últimos expressos em moeda doméstica, para todo $i \in [0,1]$.

Ao fazer a integração dos diversos bens j , tem-se que $\int_0^1 P_{H,t}(j) C_{H,t}(j) dj = P_{H,t} C_{H,t}$ e $\int_0^1 P_{i,t}(j) C_{i,t}(j) dj = P_{i,t} C_{i,t}$. Ao integrar a última expressão com relação aos diversos países i , pode-se escrever a despesa total em bens importados como $\int_0^1 P_{i,t} C_{i,t} di = P_{F,t} C_{F,t}$. Dessa 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.

$$L \equiv \left[(1 - \alpha)^{\frac{1}{\eta}} (C_{H,t})^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \alpha^{\frac{1}{\eta}} (C_{F,t})^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}} - \lambda [P_{H,t} C_{H,t} + P_{F,t} C_{F,t} - P_t C_t] \quad (12)$$

Os resultados são as alocações ótimas dos gastos em bens domésticos e bens importados, representadas pelas equações (13) e (14), respectivamente.

$$C_{H,t} = (1 - \alpha) \left(\frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t \quad (13)$$

$$C_{F,t} = \alpha \left(\frac{P_{F,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t \quad (14)$$

Considere $P_t \equiv \left[(1 - \alpha)(P_{H,t})^{1-\eta} + \alpha(P_{F,t})^{1-\eta} \right]^{\frac{1}{1-\eta}}$ como o índice de preços ao consumidor (IPC). Vale mencionar 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 importados.

A partir das derivações anteriores, o consumo total das famílias domésticas é definido por $P_{H,t}C_{H,t} + P_{F,t}C_{F,t} = P_t C_t$. Dessa forma, a restrição orçamentária das famílias pode ser representada pela equação (15), que é a forma agregada da equação (5).

$$P_t C_t + E_t\{Q_{t,t+1}D_{t+1}\} + E_t\{Q_{t,t+1}^* \varepsilon_t D_{t+1}^*\} + T \leq D_t + \varepsilon_t D_t^* + W_t N_t \quad (15)$$

Esse procedimento de otimização requer que seja especificada a forma da função de utilidade. Neste sentido a equação (16) estabelece a forma funcional, utilizada como função objetivo no processo de maximização do problema das famílias, sujeita à restrição orçamentária (15).

$$U(C_t, N_t, D_{t+1}, D_{t+1}^*, G_t) = \frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \chi \frac{G_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} \quad (16)$$

Ao isolar C_t em (15), chega-se na equação (17):

$$P_t C_t + E_t\{Q_{t,t+1}D_{t+1}\} + E_t Q_{t,t+1}^* \varepsilon_t D_{t+1}^* + T_t \leq D_t + \varepsilon_t D_t^* + W_t N_t$$

$$C_t = \left(\frac{(-E_t\{Q_{t,t+1}D_{t+1}\} - E_t Q_{t,t+1}^* \varepsilon_t D_{t+1}^* + D_t + \varepsilon_t D_t^* + W_t N_t - T_t)}{P_t} \right) \quad (17)$$

Substituindo (17) em (4), e maximizando com relação D_{t+1} sujeito à restrição por meio do método de Bellman, tem-se:

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

$$V(C_t, N_t, D_{t+1}, D_{t+1}^*, G_t) = \max \left(\left(\frac{(-E_t\{Q_{t,t+1}D_{t+1}\} - E_t Q_{t,t+1}^* \varepsilon_t D_{t+1}^* + D_t + \varepsilon_t D_t^* + W_t N_t - T_t)}{P_t} \right), G_t, N_t \right) + \beta E_t V(C_{t+1}, N_{t+1}, D_{t+2}, D_{t+2}^*, G_{t+1}) \quad (A.2)$$

$$\frac{\partial V}{(\partial D_{t+1})} = -U'(C_t) \frac{Q_{t,t+1}}{P_t} + \beta E_t \frac{\partial V(C_{t+1}, N_{t+1}, D_{t+2}, D_{t+2}^*, G_{t+1})}{\partial D_{t+1}} = 0 \quad (A.3)$$

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

$$\frac{\partial V(C_t, N_t, D_{t+1}, D_{t+1}^*, G_t)}{\partial D_t} = U'(C_t) \frac{1}{P_t} \quad (\text{A.4})$$

Adiantando um período a frente:

$$\frac{\partial V(C_{t+1}, N_{t+1}, D_{t+2}, D_{t+2}^*, G_{t+1})}{\partial D_{t+1}} = U'(C_{t+1}) \frac{1}{P_{t+1}} \quad (\text{A.5})$$

Substituindo (A.5) em (A.3) chega-se na primeira condição de primeira ordem:

$$\frac{\partial V}{(\partial D_{t+1})} = -U'(C_t) \frac{Q_{t,t+1}}{P_t} + \beta E_t U'(C_{t+1}) \frac{1}{P_{t+1}} = 0 \quad (\text{A.6})$$

$$U'(C_t) \frac{Q_{t,t+1}}{P_t} = \beta E_t U'(C_{t+1}) \frac{1}{P_{t+1}} \quad (\text{A.7})$$

$$Q_{t,t+1} = \beta E_t \left\{ \frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right\} \quad (\text{18})$$

O mesmo procedimento é realizado para D_{t+1}^* . Portanto:

$$\frac{\partial V}{(\partial D_{t+1}^*)} = -U'(C_t) \frac{\varepsilon_t Q_{t,t+1}^*}{P_t} + \beta E_t \frac{\partial V(C_{t+1}, N_{t+1}, D_{t+2}, D_{t+2}^*, G_{t+1})}{\partial D_{t+1}} = 0 \quad (\text{A.8})$$

$$\frac{\partial V(C_t, N_t, D_{t+1}, D_{t+1}^*, G_t)}{\partial D_t^*} = U'(C_t) \frac{\varepsilon_t}{P_t} \quad (\text{A.9})$$

$$\frac{\partial V(C_{t+1}, N_{t+1}, D_{t+2}, D_{t+2}^*, G_{t+1})}{\partial D_{t+1}^*} = U'(C_{t+1}) \frac{\varepsilon_{t+1}}{P_{t+1}} \quad (\text{A.10})$$

Substituindo (A.10) em (A.8) chega-se na segunda condição de primeira ordem:

$$\frac{\partial V}{(\partial D_{t+1}^*)} = -U'(C_t) \frac{\varepsilon_t Q_{t,t+1}^*}{P_t} + \beta E_t U'(C_{t+1}) \frac{\varepsilon_{t+1}}{P_{t+1}} = 0 \quad (\text{A.11})$$

$$U'(C_t) \frac{\varepsilon_t Q_{t,t+1}^*}{P_t} = \beta E_t U'(C_{t+1}) \frac{\varepsilon_{t+1}}{P_{t+1}} \quad (\text{A.12})$$

$$Q_{t,t+1}^* = \beta E_t \left\{ \frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} \frac{\varepsilon_{t+1} P_t}{\varepsilon_t P_{t+1}} \right\} \quad (\text{19})$$

Maximizando agora com relação à N_t , tem-se:

$$\frac{\partial V}{(\partial N_t)} = U'(C_t) \frac{W_t}{P_t} + U'(N_t) + \beta E_t \frac{\partial V(C_{t+1}, N_{t+1}, D_{t+2}, D_{t+2}^*, G_{t+1})}{(\partial N_t)} = 0 \quad (\text{A.13})$$

$$U'(C_t) \frac{W_t}{P_t} = -U'(N_t) \quad (\text{A.14})$$

$$\frac{W_t}{P_t} = \frac{(-U'(N_t))}{(U'(C_t))} \quad (\text{20})$$

Por fim, maximiza-se com relação à G_t , que fornece:

$$\frac{\partial V}{\partial G_t} = U'(G_t) + \beta E_t \frac{\partial V(C_{t+1}, N_{t+1}, D_{t+2}, D_{t+2}^*, G_{t+1})}{\partial G_t} = 0 \quad (\text{A.15})$$

$$U'(G_t) + \beta E_t \frac{\partial V(C_{t+1}, N_{t+1}, D_{t+2}, D_{t+2}^*, G_{t+1})}{\partial G_t} = 0 \quad (\text{A.16})$$

$$U'(G_t) = 0 \quad (21)$$

Ao se derivar a função de utilidade especificada em (16), tem-se as seguintes utilidades marginais do consumo (22), trabalho (23) e dos gastos do governo (24), respectivamente:

$$U'(C_t) = C_t^{-\sigma} \quad (22)$$

$$U'(N_t) = N_t^\varphi \quad (23)$$

$$U'(G_t) = \chi G_t^{-\sigma} \quad (24)$$

Redefine-se as condições de primeira ordem relacionadas às variáveis D_{t+1}, D_{t+1}^*, N_t e G_t , ao se substituir as utilidades marginais (22), (23) e (24) nas equações (18), (19), (20) e (21). O resultado está descrito pelas equações (25), (26), (27) e (28).

$$Q_{t,t+1} = \beta E_t \left\{ \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right\} \quad (25)$$

$$Q_{t,t+1}^* = \beta E_t \left\{ \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \frac{\varepsilon_{t+1} P_t}{\varepsilon_t P_{t+1}} \right\} \quad (26)$$

$$\frac{N_t^\varphi}{C_t^{-\sigma}} = (1 - Y_t) \frac{W_t}{P_t} \quad (27)$$

$$\chi G_t^{-\sigma} = 0 \quad (28)$$

Resgata-se o fato de que $Q_{t,t+1} = \left(\frac{1}{i_t} \right)$ e $Q_{t,t+1}^* = \left(\frac{1}{R_t^p i_t^*} \right)$. Dessa maneira, tem-se, sob a hipótese de mercados financeiros internacionais incompletos, o preço de equilíbrio (em termos de moeda nacional) de um título sem risco denominado em moeda estrangeira, definido pela equação (3.26):

$$\left(\frac{1}{R_t^p i_t^*} \right) = \beta E_t \left\{ \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \frac{\varepsilon_{t+1} P_t}{\varepsilon_t P_{t+1}} \right\}$$

$$1 = \beta R_t^p i_t^* E_t \left\{ \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \frac{\varepsilon_{t+1} P_t}{\varepsilon_t P_{t+1}} \right\} \quad (29)$$

Por sua vez, o preço de equilíbrio dos títulos domésticos é dado por (30):

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

$$1 = \beta i_t E_t \left\{ \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right\} \quad (30)$$

Ao combinar a equação (29) com a equação de preços de títulos domésticos (30), chega-se na equação (31) que representa a paridade descoberta de juros ajustada com o prêmio de risco.

$$\begin{aligned} \beta i_t E_t \left\{ \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right\} &= \beta R_t^p i_t^* E_t \left\{ \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \frac{\varepsilon_{t+1} P_t}{\varepsilon_t P_{t+1}} \right\} \\ i_t E_t \left\{ \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \right\} &= R_t^p i_t^* E_t \left\{ \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \frac{\varepsilon_{t+1}}{\varepsilon_t} \right\} \quad (31) \end{aligned}$$

Destaca-se que o prêmio de risco é definido pela seguinte expressão:

$$R_t^p = -p \left(\frac{\varepsilon_t D_t^*}{P_t Y_t} \right) + \varepsilon_t^p \quad (32)$$

Para simplificar a interpretação dos resultados do problema das famílias, escreve-se as condições de primeira ordem supracitadas, (25), (27), (31) e (32), em sua forma log-linear:

$$c_t = E_t c_{t+1} - \frac{1}{\sigma} [i_t - E_t(\pi_{t+1}) - \rho] \quad (33)$$

$$w_t - p_t = \varphi n_t + \sigma c_t - Y_t \quad (34)$$

$$i_t = r_t^p + i_t^* + e_{t+1} - e_t \quad (35)$$

$$R_t^p = -p - \varepsilon_t - d_t^* + p_t + y_t + \varepsilon_t^p \quad (36)$$

em que (33) representa a equação de Euler e (34) a equação da oferta de trabalho, (35) é a relação o diferencial de juros nominais da economia doméstica e do resto do mundo com a variação da taxa de câmbio nominal e o prêmio de risco e, por fim, a equação (36) expressa a equação log-linear do prêmio de risco.

O Governo

Nesse modelo, tem-se como hipótese que o governo gasta apenas com os diversos bens j , produzidos pela economia doméstica. Sendo assim, o índice de consumo do governo é definido pela equação (37).

$$G_t = \left(\int_0^1 G_t(j)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (37)$$

Após realizar o mesmo processo de maximização feito pelas famílias, chega-se na função de demanda do governo (38).

$$G_{H,t}(j) = \left(\frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}} \right)^{-\varepsilon} G_{H,t} \quad (38)$$

Esses gastos do governo são financiados por meio de tributação ou emissão de dívida pública, portanto, a restrição orçamentária do governo é dada pela expressão (39):

$$\begin{aligned} E_t\{Q_{(t,t+1)}D_{(t+1)}\} + T_t &\leq D_t + G_t \\ E_t\{Q_{(t,t+1)}D_{(t+1)}\} - D_t + &\leq G_t - T_t \quad (39) \end{aligned}$$

O problema das Firms

Com relação ao comportamento das firmas, assume-se um contínuo de firmas indexado por i no intervalo $[0,1]$. Cada firma produz um bem diferente (considerando $\varepsilon > 1$), em um mercado monopolisticamente competitivo, o que lhes assegura um certo poder de mercado, mas todas elas usam uma tecnologia idêntica, representada pela função de produção:

$$Y_t(i) = A_t N_t(i) \quad (40)$$

Em que A_t representa o nível de tecnologia, e a_t é o logaritmo de A_t que se desenvolve exogenamente, de acordo com um processo AR(1)

$$a_t = \rho a_{t-1} + \varepsilon_t \sim (0,1) \quad (41)$$

Determinação dos preços

O nível de preços dessa economia é determinado de forma escalonada, segundo o modelo de Calvo. Assume-se que em cada período uma porcentagem $(1 - \theta)$ das firmas atualizam seus preços ($P_{H,t}^\circ$). E, portanto, uma porcentagem θ de firmas não reajustam seus preços ($P_{H,t-1}$), mantendo-os constante. Seja $P_{H,t}$ o nível agregado de preços, tem-se:

$$P_{H,t} = \left[\theta P_{H,t-1}^{1-\varepsilon} + (1 - \theta) (P_{H,t}^\circ)^{1-\varepsilon} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad (42)$$

Portanto,

$$\begin{aligned} P_{H,t} &= \left[\theta P_{H,t-1}^{1-\varepsilon} + (1 - \theta) (P_{H,t}^\circ)^{1-\varepsilon} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \\ \frac{P_{H,t}}{P_{H,t-1}} &= \frac{1}{P_{H,t-1}} \left[\theta P_{H,t-1}^{1-\varepsilon} + (1 - \theta) (P_{H,t}^\circ)^{1-\varepsilon} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \end{aligned}$$

$$\pi_{H,t}^{1-\varepsilon} = \frac{1}{P_{H,t-1}^{1-\varepsilon}} \left[\theta P_{H,t-1}^{1-\varepsilon} + (1-\theta)(P_{H,t}^\circ)^{1-\varepsilon} \right]$$

$$\pi_{H,t}^{1-\varepsilon} = \theta + (1-\theta) \frac{(P_{H,t}^\circ)^{1-\varepsilon}}{P_{H,t-1}^{1-\varepsilon}}$$

Ao log-linearizar ao redor do estado estacionário zero, tem-se que:

$$\pi^{1-\varepsilon} e^{(1-\varepsilon)\pi_{H,t}} = \theta + (1-\theta) \left[P^{\circ(1-\varepsilon)} e^{(1-\varepsilon)P_{H,t}^\circ} P^{-(1-\varepsilon)} e^{-(1-\varepsilon)P_{H,t-1}} \right]$$

$$e^{(1-\varepsilon)\pi_{H,t}} = \theta + (1-\theta) \left[e^{(1-\varepsilon)P_{H,t}^\circ} e^{-(1-\varepsilon)P_{H,t-1}} \right]$$

$$e^{(1-\varepsilon)\pi_{H,t}} = \theta + (1-\theta) \left[e^{(1-\varepsilon)P_{H,t}^\circ - P_{H,t-1}} \right]$$

Como $e^{(cte)x_t} = e^0 + e^0 cte(x_t - 0) = 1 + cte x_t$, então:

$$1 + (1-\varepsilon)\pi_{H,t} = \theta + (1-\theta) \left[\left(1 + (1-\varepsilon)(p_{H,t}^\circ - p_{H,t-1}) \right) \right]$$

$$1 + (1-\varepsilon)\pi_{H,t} = \theta + 1 - \theta + (1-\theta)(1-\varepsilon)(p_{H,t}^\circ - p_{H,t-1})$$

$$(1-\varepsilon)\pi_{H,t} = (1-\theta)(1-\varepsilon)(p_{H,t}^\circ - p_{H,t-1})$$

$$\pi_{H,t} = (1-\theta)(p_{H,t}^\circ - p_{H,t-1})$$

Dessa forma, uma porcentagem θ não reajustam seus preços, e continuam a operar com o preço vigente. Já uma porcentagem $(1-\theta)$ das firmas irão ajustar de acordo com a dinâmica do preço $P_{H,t}^\circ$, sugerida por Gali e Gertler(1999). Nessa dinâmica, uma fração $(1-\omega_g)$ das empresas, aptas a reajustar, irão definir seus preços de forma ótima, enquanto que a fração ω_g reajusta conforme uma regra de bolso $P_{H,t}^b$ sugerida por Cavalcanti *et al.*(2018).

$$P_{H,t}^\circ = (1-\omega_g)P_{H,t}^* + \omega_g P_{H,t}^b, \quad (43) \text{ e}$$

$$P_{H,t}^b = \bar{\pi}_{H,t}^\gamma \pi_{H,t-1}^{(1-\gamma)} P_{H,t-1} \quad (44)$$

Em $P_{H,t}^b$, as firmas pertencentes a ω_g irão escolher o preço para o período t que se relaciona com o preço no período imediatamente anterior ($P_{H,t-1}$), ponderado pela inflação ($\pi_{H,t-1}$) e pela meta de inflação ($\bar{\pi}_{H,t-1}$).

Inserindo uma na outra:

$$P_{H,t}^\circ = (1-\omega_g)P_{H,t}^* + \omega_g \left[\bar{\pi}_{H,t}^\gamma \pi_{H,t-1}^{(1-\gamma)} P_{H,t-1} \right] \quad (45)$$

Isto é, a equação (45) permite fazer uma analogia com o modo de inserção do índice de credibilidade utilizada por Bomfim e Rudebusch (2000). De acordo com esses autores o processo de formação da expectativa de inflação é a média ponderada entre a meta corrente e a taxa de inflação dos quatro trimestres anteriores, em que o parâmetro de ponderação é o índice de credibilidade do BC.

Ao fazer essa analogia, é possível endogeneizar o mecanismo de transmissão da credibilidade monetária para o nível de preços e, conseqüentemente para a inflação. Sendo assim, o coeficiente de ponderação (γ) indica o nível de credibilidade da política monetária. Caso a autoridade monetária seja totalmente crível ($\gamma = 1$), o preço da firma que foi escolhida para reajustar seus preços é o preço em $(t - 1)$ ajustado pela meta de inflação estipulada pela autoridade monetária no período $t - 1$.

De forma log-linear:

$$\begin{aligned}
 P_H^\circ e^{p_{H,t}^\circ} &= (1 - \omega)P_H^* e^{p_{H,t}^*} + \omega(\bar{\pi}^\gamma e^{\gamma\bar{\pi}_{H,t}} \pi^{(1-\gamma)} e^{(1-\gamma)\pi_{H,t-1}} P_H e^{p_{H,t-1}}) \\
 e^{p_{H,t}^\circ} &= (1 - \omega)e^{p_{H,t}^*} + \omega(e^{\gamma\bar{\pi}_{H,t}} e^{(1-\gamma)\pi_{H,t-1}} e^{p_{H,t-1}}) \\
 e^{p_{H,t}^\circ} &= (1 - \omega)e^{p_{H,t}^*} + \omega(e^{\gamma\bar{\pi}_{H,t} + (1-\gamma)\pi_{H,t-1} + p_{H,t-1}}) \\
 1 + p_{H,t}^\circ &= (1 - \omega)(1 + p_{H,t}^*) + \omega(1 + \gamma\bar{\pi}_{H,t} + (1 - \gamma)\pi_{H,t-1} + p_{H,t-1}) \\
 1 + p_{H,t}^\circ &= (1 - \omega) + (1 - \omega)p_{H,t}^* + \omega + \omega(\gamma\bar{\pi}_{H,t} + (1 - \gamma)\pi_{H,t-1}) + \omega p_{H,t-1} \\
 p_{H,t}^\circ &= (1 - \omega)p_{H,t}^* + \omega(\gamma\bar{\pi}_{H,t} + (1 - \gamma)\pi_{H,t-1}) + \omega p_{H,t-1} \quad (46)
 \end{aligned}$$

Dessa maneira,

$$\begin{aligned}
 \pi_{H,t} &= (1 - \theta) \left((1 - \omega)p_{H,t}^* + \omega(\gamma\bar{\pi}_{H,t} + (1 - \gamma)\pi_{H,t-1}) + \omega p_{H,t-1} - p_{H,t-1} \right) \\
 \pi_{H,t} &= (1 - \theta) \left((1 - \omega)p_{H,t}^* + \omega(\gamma\bar{\pi}_{H,t} + (1 - \gamma)\pi_{H,t-1}) - (1 - \omega)p_{H,t-1} \right) \\
 \pi_{H,t} &= (1 - \theta) \left[(1 - \omega)(p_{H,t}^* - p_{H,t-1}) + \omega(\gamma\bar{\pi}_{H,t} + (1 - \gamma)\pi_{H,t-1}) \right] \quad (47)
 \end{aligned}$$

Determinação do preço ótimo no modelo de Calvo

Seguindo Calvo (1983) assumimos que cada firma individual reseta seu preço com probabilidade $1 - \theta$ a cada período, independentemente do tempo decorrido desde o seu último ajuste de preço. Assim, a cada período, uma medida $1 - \theta$ de empresas (aleatoriamente selecionadas) reajustam seus preços. Seja $\bar{P}_{H,t}(j)$ o preço fixado por um empresa j ajustando seu preço no período t . Na estrutura de definição de preço da Calvo, $P_{H,t+k}(j) = \bar{P}_{H,t}(j)$ com

probabilidade θ^k para $k = 0, 1, 2, \dots$. Como todas as empresas que reajustam os preços em um determinado período escolherão o mesmo preço, nós, a partir de então, excluimos o j subscrito.

Ao definir um novo preço no período t , a empresa j procura maximizar o valor atual de seu fluxo de dividendos, desde que esse preço seja efetivo:

$$\mathop{Max}_{P_{H,t}^\circ} \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \{ Q_{t,t+k} [P_{H,t}^\circ Y_{t,t+k} - \Psi_{t+k}(Y_{t+k})] \} \quad (48)$$

Em que: $P_{H,t}^\circ = \bar{\pi}_{t-1}^\gamma \pi_{t-1}^{(1-\gamma)} P_{H,t}^* = \gamma P_{H,t}^*$; $Y_{t+k} = \left(\frac{P_{H,t}^\circ}{P_{t+k}} \right)^{-\varepsilon} C_{H,t+k}$; $Q_{t,t+k} = \beta^k \left\{ \frac{C_{H,t+k}}{C_{H,t}} \right\}^{-\sigma} \frac{P_{H,t}}{P_{H,t+k}}$

$$\begin{aligned} & \mathop{Max}_{P_{H,t}^\circ} \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ Q_{t,t+k} \left[P_{H,t}^\circ \left(\frac{P_{H,t}^\circ}{P_{H,t+k}} \right)^{-\varepsilon} C_{H,t+k} - \Psi_{t+k}(Y_{t+k}) \right] \right\} \\ & \mathop{Max}_{P_{H,t}^\circ} \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ Q_{t,t+k} \left[\gamma P_{H,t}^* \left(\frac{\gamma P_{H,t}^*}{P_{H,t+k}} \right)^{-\varepsilon} C_{H,t+k} - \Psi_{t+k}(Y_{t+k}) \right] \right\} \quad (49) \end{aligned}$$

Sujeito a sequência de restrições da demanda

$$Y_{t+k} \leq \left(\frac{P_{H,t}^\circ}{P_{H,t+k}} \right)^{-\varepsilon} \left(C_{H,t+k} + \int_0^1 C_{H,t+k}^i di \right) \equiv Y_{t+k}^d(P_{H,t}^\circ) \quad (50)$$

Que diz que a demanda é dada pela demanda interna $\left(\frac{P_{H,t}^\circ}{P_{H,t+k}} \right)^{-\varepsilon} C_{H,t+k}$ e pela demanda externa $\left(\frac{P_{H,t}^\circ}{P_{H,t+k}} \right)^{-\varepsilon} \int_0^1 C_{H,t+k}^i di$, em que $C_{H,t+k}^i$ é a demanda do país i pelo bem j produzido na economia doméstica.

C.P.O.:

$$\begin{aligned} \frac{\partial L}{\partial P_{H,t}^*} &= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ Q_{t,t+k} \left[\gamma \left(\frac{\gamma P_{H,t}^*}{P_{t+k}} \right)^{-\varepsilon} C_{t+k} - \frac{\varepsilon (\gamma P_{H,t}^*)^{-\varepsilon-1}}{P_{t+k}^{-\varepsilon}} \gamma P_{H,t}^* C_{H,t+k} \right. \right. \\ & \quad \left. \left. - \frac{\partial \Psi_{t+k}}{\partial P_t^*} \left(-\varepsilon \frac{(\gamma P_{H,t}^*)^{-\varepsilon-1}}{P_{t+k}^{-\varepsilon}} C_{t+k} \right) \right] \right\} = 0 \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ Q_{t,t+k} \left[\left((\gamma - \varepsilon) \frac{(\gamma P_{H,t}^*)^{1-\varepsilon-1}}{P_{H,t+k}^{-\varepsilon}} \right) C_{t+k} - \psi_{t+k} \left(-\frac{\varepsilon \gamma^{-\varepsilon} (P_{H,t}^*)^{-\varepsilon-1}}{P_{H,t+k}^{-\varepsilon}} C_{t+k} \right) \right] \right\} = 0 \quad (51) \end{aligned}$$

Dividindo por $(1 - \varepsilon)$:

$$\begin{aligned} &= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ Q_{t,t+k} \left[\left(\frac{(\gamma P_{H,t}^*)^{-\varepsilon}}{P_{t+k}^{-\varepsilon}} \right) C_{t+k} - \psi_{t+k} \left(-\frac{\varepsilon}{(\gamma - \varepsilon)} \frac{\gamma^{-\varepsilon} (P_{H,t}^*)^{-\varepsilon-1}}{P_{t+k}^{-\varepsilon}} C_{t+k} \right) \right] \right\} = 0 \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ Q_{t,t+k} \left[Y_{t+k} - \psi_{t+k} \left(-\left(\frac{\varepsilon}{\gamma - \varepsilon} \right) Y_{t+k} P_t^{*-1} \right) \right] \right\} = 0 \quad (52) \end{aligned}$$

Fazendo $\Omega = -\left(\frac{\varepsilon}{1-\varepsilon}\right)$;

$$= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \{ Q_{t,t+k} [Y_{t+k} - \psi_{t+k} (\Omega Y_{t+k} P_t^{*-1})] \} = 0 \quad (53)$$

Multiplicando por $P_{H,t}^\circ$:

$$\begin{aligned} &= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \{ Q_{t,t+k} [P_t^\circ Y_{t+k} - \psi_{t+k} (\Omega Y_{t+k} P_t^\circ P_t^{*-1})] \} = 0 \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \{ Q_{t,t+k} [\gamma P_t^* Y_{t+k} - \psi_{t+k} (\Omega Y_{t+k} \gamma P_t^* P_t^{*-1})] \} = 0 \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \{ Q_{t,t+k} [\gamma P_t^* Y_{t+k} - \psi_{t+k} (Y_{t+k} \gamma)] \} = 0 \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \{ Q_{t,t+k} \gamma Y_{t+k} [P_t^* - \Omega \psi_{t+k}] \} = 0 \quad (54) \end{aligned}$$

Dividindo (54) por $P_{H,t-1}$ e multiplicando e dividindo por $P_{H,t+k}$, tem-se:

$$\begin{aligned} &= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ Q_{t,t+k} \gamma Y_{t+k} \left[\frac{P_t^*}{P_{t-1}} - \Omega \psi_{t+k} \frac{P_{t+k}}{P_{t+k}} \right] \right\} = 0 \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ Q_{t,t+k} \gamma Y_{t+k} \left[\frac{P_t^*}{P_{t-1}} - \Omega M C_{t+k} \Pi_{t-1,t+k} \right] \right\} = 0 \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ \beta^k \left\{ \frac{C_{t+k}}{C_t} \right\}^{-\sigma} \frac{P_t}{P_{t+k}} \gamma \left(\frac{\gamma P_t^*}{P_{t+k}} \right)^{-\varepsilon} C_{t+k} \left[\frac{P_t^*}{P_{t-1}} - \Omega M C_{t+k} \Pi_{t-1,t+k} \right] \right\} = 0 \quad (55) \end{aligned}$$

O que não tem o subscrito k na equação (55) sai do somatório:

$$\begin{aligned} &= C_t^\sigma P_t (\gamma P_t^*)^{-\varepsilon} \gamma \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ \beta^k \{ C_{t+k} \}^{1-\sigma} \frac{1}{P_{t+k}} \left(\frac{1}{P_{t+k}} \right)^{-\varepsilon} \left[\frac{P_t^*}{P_{t-1}} - \Omega M C_{t+k} \Pi_{t-1,t+k} \right] \right\} = 0 \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ \beta^k \{ C_{t+k} \}^{1-\sigma} \left(\frac{1}{P_{t+k}} \right)^{1-\varepsilon} \left[\frac{P_t^*}{P_{t-1}} - \Omega M C_{t+k} \Pi_{t-1,t+k} \right] \right\} = 0 \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ \beta^k \{ C_{t+k} \}^{1-\sigma} \left(\frac{1}{P_{t+k}} \right)^{1-\varepsilon} \left[\frac{P_t^*}{P_{t-1}} - \Omega M C_{t+k} \Pi_{t-1,t+k} \right] \right\} = 0 \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k \beta^k E_t \left\{ \{ C_{t+k} \}^{1-\sigma} \left(\frac{1}{P_{t+k}} \right)^{1-\varepsilon} \left[\frac{P_t^*}{P_{t-1}} - \Omega M C_{t+k} \Pi_{t-1,t+k} \right] \right\} = 0 \quad (56) \end{aligned}$$

Log-linearizando (56) ao redor do EE

$$= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k \beta^k E_t \{ e^{(1-\sigma)c_{t+k}} e^{(\varepsilon-1)p_{t+k}} [e^{p_t^*} e^{-p_{t-1}} - \Omega M C e^{m\widetilde{c_{t+k}|t}} e^{\pi_{t-1,t+k}}] \} = 0$$

$$\begin{aligned}
&= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k \beta^k E_t \{ e^{(1-\sigma)c_{t+k} + (\varepsilon-1)p_{t+k}} [e^{p_t^*} e^{-p_{t-1}} - \Omega MC e^{m\widetilde{c}_{t+k|t}} e^{\pi_{t-1,t+k}}] \} = 0 \\
&= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k \beta^k E_t \{ e^{(1-\sigma)c_{t+k} + (\varepsilon-1)p_{t+k}} [e^{p_t^* - p_{t-1}} - \Omega MC e^{m\widetilde{c}_{t+k|t} + \pi_{t-1,t+k}}] \} = 0 \\
&= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k \beta^k E_t \{ e^{(1-\sigma)c_{t+k} + (\varepsilon-1)p_{t+k} + (p_t^* - p_{t-1})} - e^{(1-\sigma)c_{t+k} + (\varepsilon-1)p_{t+k} + m\widetilde{c}_{t+k|t} + \pi_{t-1,t+k}} \} = 0 \\
&= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k \beta^k E_t \{ 1 + (1-\sigma)c_{t+k} + (\varepsilon-1)p_{t+k} + (p_t^* - p_{t-1}) - (1 + (1-\sigma)c_{t+k} \\
&\quad + (\varepsilon-1)p_{t+k} + m\widetilde{c}_{t+k|t} + \pi_{t-1,t+k}) \} = 0 \\
&= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k \beta^k E_t \{ (p_t^* - p_{t-1}) - m\widetilde{c}_{t+k|t} + \pi_{t-1,t+k} \} = 0 \\
&\sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k (p_t^* - p_{t-1}) = \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k E_t \{ m\widetilde{c}_{t+k|t} + \pi_{t-1,t+k} \} \\
&\frac{1}{1-\theta\beta} (p_t^* - p_{t-1}) = \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k E_t \{ m\widetilde{c}_{t+k|t} + \pi_{t-1,t+k} \} \\
&(p_t^* - p_{t-1}) = (1-\theta\beta) \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k E_t \{ m\widetilde{c}_{t+k|t} + p_{H,t+k} - p_{H,t-1} \} \quad (57)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
p_t^* &= p_{t-1} + (1-\theta\beta) \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k E_t \{ m\widetilde{c}_{t+k|t} + p_{t+k} \} - (1-\theta\beta) \frac{1}{(1-\theta\beta)} p_{t-1} \\
p_t^* &= (1-\theta\beta) \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k E_t \{ m\widetilde{c}_{t+k|t} + p_{t+k} \} \quad (58)
\end{aligned}$$

Como $m\widetilde{c}_{t+k|t} = \log\left(\frac{MC_{t+k|t}}{MC}\right) = \log MC_{t+k|t} - \log MC$. Então $\log\left(\frac{MC_{t+k|t}}{MC}\right) = mc_{t+k|t} - mc$. Isto é, o log desvio do custo marginal real do seu estado estacionário (mc).

$$\begin{aligned}
p_t^* &= (1-\theta\beta) \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k E_t \{ mc_{t+k|t} - mc + p_{t+k} \} \\
p_t^* &= -mc + (1-\theta\beta) \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k E_t \{ mc_{t+k|t} + p_{t+k} \} \quad (59)
\end{aligned}$$

Entretanto, $MC = \frac{1}{\varepsilon-1}$, logo, $\log(MC) = mc = \log(1) - \log\left(\frac{\varepsilon}{1-\varepsilon}\right) = -\log\left(\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}\right) = -\mu$

$$p_t^* = \mu + (1-\theta\beta) \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k E_t \{ mc_{t+k|t} + p_{t+k} \} \quad (60)$$

onde $p_{H,t}^*$ denota o (log) dos preços domésticos recém-estabelecidos, e $\mu = \log\left(\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}\right)$, que corresponde ao log do *mark-up* (bruto) no estado estacionário (ou, equivalentemente, *mark-up* numa economia de preços flexível).

Calculando a curva de Phillips Novo-Keynesiana

A partir da equação (57), tem-se:

$$(p_{H,t}^* - p_{H,t-1}) = (1 - \theta\beta)\Phi \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k E_t \{ m\overline{c}_{t+k|t} \} + \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k E_t \{ \pi_{t+k} \} \quad (61)$$

Por iteração a equação (61) pode ser escrita como:

$$(p_{H,t}^* - p_{H,t-1}) = \beta\theta E_t \{ p_{H,t+1}^* - p_{H,t-1} \} + \pi_t + (1 - \theta\beta)\Phi m\overline{c}_{t+k|t} \quad (62)$$

Manipulando a equação (47):

$$\begin{aligned} \pi_{H,t} &= (1 - \theta)(1 - \omega_g)(p_{H,t}^* - p_{H,t-1}) + (1 - \theta)\omega_g(\gamma\bar{\pi}_{H,t-1} + (1 - \gamma)\pi_{H,t-1}) \\ \frac{\pi_{H,t}}{(1 - \theta)} &= (1 - \omega_g)(p_{H,t}^* - p_{H,t-1}) + \omega_g(\gamma\bar{\pi}_{H,t-1} + (1 - \gamma)\pi_{H,t-1}) \\ (1 - \omega_g)(p_{H,t}^* - p_{H,t-1}) &= \frac{\pi_{H,t}}{(1 - \theta)} - \omega_g(\gamma\bar{\pi}_{H,t-1} + (1 - \gamma)\pi_{H,t-1}) \\ (p_{H,t}^* - p_{H,t-1}) &= \frac{\pi_{H,t}}{(1 - \theta)(1 - \omega_g)} - \frac{\omega_g}{(1 - \omega_g)}(\gamma\bar{\pi}_{H,t-1} + (1 - \gamma)\pi_{H,t-1}) \quad (63) \end{aligned}$$

Substituindo a equação (63) na (62), tem-se:

$$\begin{aligned} (p_{H,t}^* - p_{H,t-1}) &= \beta\theta E_t \{ p_{t+1}^* - p_{t-1} \} + \pi_{H,t} + (1 - \theta\beta)\Phi m\overline{c}_{t+k|t} \\ \frac{\pi_{H,t}}{(1 - \theta)(1 - \omega_g)} - \frac{\omega_g}{(1 - \omega_g)}(\gamma\bar{\pi}_{H,t-1} + (1 - \gamma)\pi_{H,t-1}) & \\ &= \beta\theta E_t \{ p_{t+1}^* - p_{t-1} \} + \pi_{H,t} + (1 - \theta\beta)\Phi m\overline{c}_{t+k|t} \\ \frac{\pi_{H,t}}{(1 - \theta)(1 - \omega_g)} - \pi_{H,t} & \\ &= \beta\theta E_t \{ p_{t+1}^* - p_{t-1} \} + (1 - \theta\beta)\Phi m\overline{c}_{t+k|t} \\ &+ \frac{\omega_g}{(1 - \omega_g)}(\gamma\bar{\pi}_{H,t-1} + (1 - \gamma)\pi_{H,t-1}) \\ \frac{[(1 + \theta)\omega_g]}{(1 - \theta)(1 - \omega_g)}\pi_{H,t} & \\ &= \beta\theta E_t \{ p_{t+1}^* - p_{t-1} \} + (1 - \theta\beta)\Phi m\overline{c}_{t+k|t} \\ &+ \frac{\omega_g}{(1 - \omega_g)}(\gamma\bar{\pi}_{H,t-1} + (1 - \gamma)\pi_{H,t-1}) \\ \pi_{H,t} &= \frac{(1 - \theta)(1 - \omega_g)}{[(1 + \theta)\omega_g]} \beta\theta E_t \{ p_{t+1}^* - p_{t-1} \} + \frac{(1 - \theta)(1 - \omega_g)}{[(1 + \theta)\omega_g]} (1 - \theta\beta)\Phi m\overline{c}_{t+k|t} + (\gamma\bar{\pi}_{H,t-1} + (1 - \gamma)\pi_{H,t-1}) \quad (64) \end{aligned}$$

Considere $\kappa = \frac{(1-\theta)(1-\omega_g)}{[(1+\theta)\omega_g]}(1-\theta\beta)\Phi$.

$$\pi_{H,t} = \frac{(1-\theta)(1-\omega_g)}{[(1+\theta)\omega_g]} \beta \theta E_t \{ p_{t+1}^* - p_{t-1} \} + \kappa m \widetilde{c}_{t+k|t} + (\gamma \bar{\pi}_{H,t-1} + (1-\gamma)\pi_{H,t-1})$$

$$\pi_{H,t} = H \beta \theta E_t \{ p_{t+1}^* - p_{t-1} \} + \kappa m \widetilde{c}_{t+k|t} + (\gamma \bar{\pi}_{H,t-1} + (1-\gamma)\pi_{H,t-1}) \quad (65)$$

Onde o $m \widetilde{c}_{t+k|t} = (\sigma_\alpha + \varphi)(\bar{y}_t - \bar{y}_t^n) - \sigma_\alpha \bar{g}_t + \bar{\tau}_t$ é o custo marginal real e $\bar{\tau}_t = -\ln\left(\frac{1-Y_t}{Y_t}\right)$ 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. Os parâmetros β e θ são a taxa de desconto intertemporal e o grau de rigidez de preços, respectivamente.

No modelo, a meta de inflação ($\bar{\pi}_{H,t}$) é definida como um choque exógeno AR, dado pelo processo autoregressivo, AR(1), abaixo:

$$\bar{\pi}_{H,t} = \rho_{meta} \bar{\pi}_{H,t-1} + \varepsilon_t^{meta} \quad (66)$$

Em que, ε_t^{meta} é um choque exógeno na meta de inflação, e ρ_{meta} é o parâmetro que determina o grau de persistência do choque.

Abertura da economia

Uma vez resolvido o problema das famílias, das firmas, do governo e definida a curva de Phillips aumentada pelas expectativas e credibilidade monetária, faz-se necessário agora, apresentar algumas definições que dizem respeito à abertura da economia.

Derivação da equação do Termo de Troca

O termo de troca efetivo é a relação entre os preços dos bens importados $P_{F,t}$ e os preços dos bens nacionais $P_{H,t}$. Antes de se chegar ao termo de troca, é necessário definir o termo de troca bilateral entre a economia doméstica e o país i , dado pela equação (67). O formato logarítmico do termo de troca é descrito pela equação (69).

$$S_{i,t} = \frac{P_{i,t}}{P_{H,t}} \quad (67)$$

A equação (67) define o preço dos bens do país i em termos dos bens domésticos. Sendo assim, chega-se no termo de troca efetivo por meio da agregação dos termos de troca bilaterais dos i países, dado pela equação (3.64).

$$\begin{aligned} S_{i,t} &= \left[\int_0^1 \left(\frac{P_{i,t}}{P_{H,t}} \right)^{1-\gamma} di \right]^{\frac{1}{(1-\gamma)}} \\ S_{i,t} &= \left[\int_0^1 S_{i,t}^{1-\gamma} di \right]^{\frac{1}{(1-\gamma)}} \\ S_{i,t} &= \int_0^1 S_{i,t} di \\ S_t &= \frac{P_{F,t}}{P_{H,t}} \quad (68) \end{aligned}$$

Escrevendo de forma log-linear:

$$s_t = p_{F,t} - p_{H,t} \quad (69)$$

Derivação do Índice de preços ao consumidor (IPC)

A inclusão do termo de troca implica em uma nova definição do índice de preços, que pode ser derivada por meio da combinação entre as equações do IPC (em sua forma logarítmica) e 3.65, além da hipótese de Paridade do Poder de Compra ($p_{H,t} = p_{F,t}$). Desta forma, o índice de preços do consumidor é dado pela equação (70)

$$\begin{aligned} p_t &= (1 - \alpha)p_{(H,t)} + \alpha p_{(F,t)} \\ p_t &= p_{(H,t)} - \alpha p_{(H,t)} + \alpha p_{(F,t)} \\ p_t &= p_{(H,t)} + \alpha s_t \quad (70) \end{aligned}$$

A partir da equação (70), deriva-se uma expressão para a taxa de inflação baseada no IPC (71). 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.

$$\pi_t = \pi_{H,t} + \Delta \alpha s_t \quad (71)$$

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 reescreve-lo, da seguinte maneira:

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

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

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

$$p_{F,t} = e_t + p_t^* \quad (72)$$

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:

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

$$s_t = e_t + p_t^* - p_{H,t} \quad (73)$$

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:

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

$$\Theta_t = \varepsilon_{i,t} \left(\frac{P_t^*}{P_t} \right) \quad (74)$$

Aplicando log, tem-se:

$$\tilde{\theta}_t = e_t + p_t^* - p_t \quad (75)$$

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

$$\begin{aligned} s_t &= e_t + p_t^* - p_{H,t} \\ \tilde{\theta}_t &= e_t + p_t^* - p_t \\ \tilde{\theta}_t &= e_t + s_t - e_t + p_{H,t} - p_t \\ \tilde{\theta}_t &= s_t + p_{H,t} - (p_{(H,t)} + \alpha s_t) \\ \tilde{\theta}_t &= (1 - \alpha)s_t \quad (76) \end{aligned}$$

Paridade de juros descoberto (UIP) e termo de troca

Foi demonstrado que a taxa de juros nominal praticada na economia doméstica se relaciona com a taxa de juros do resto do mundo e a taxa de câmbio, por meio da UIP, da seguinte maneira:

$$i_t = R_t^p i_t^* \frac{\varepsilon_{t+1}}{\varepsilon_t} \quad (77)$$

De forma log-linear:

$$i_t = r_t^p + i_t^* + \Delta e_{i,t} \quad (78)$$

Combinando a definição do logaritmo do termo de troca com a equação acima, tem-se a equação diferencial abaixo:

$$\begin{aligned} s_t &= e_t + p_t^* - p_{H,t} \\ e_t &= s_t - p_t^* + p_{H,t} \\ i_t &= r_t^p + i_t^* + \Delta e_{i,t} \\ i_t - i_t^* - r_t^p &= \Delta e_{i,t} \\ i_t - i_t^* - r_t^p &= E_t\{s_{t+1} - p_{t+1}^* + p_{H,t+1} - s_t + p_t^* - p_{H,t}\} \\ i_t - i_t^* - r_t^p &= E_t\{s_{t+1}\} - E_t\{p_{t+1}^*\} + E_t\{p_{H,t+1}\} - s_t + p_t^* - p_{H,t} \\ s_t &= (i_t^* - E_t\{p_{t+1}^*\} + r_t^p) - (i_t - E_t\{p_{H,t+1}\}) + E_t\{s_{t+1}\} \quad (79) \end{aligned}$$

Derivação da Curva IS

Definidas as variáveis relativas à economia aberta, o próximo passo é definir a curva IS intertemporal. Neste ensaio, essa curva resulta da junção das curvas IS de dois artigos: Gali e Monacelli (2005) e Gali e Monacelli (2008).

Considere a seguinte expressão do Produto da economia:

$$Y_t(j) = C_{H,t}(j) + \int_0^1 C_{H,t}^i(j) di + G_{H,t}(j) \quad (80)$$

Em que $C_{H,t}^i(j)$ denota a demanda do país i pelo bem j produzido na economia doméstica (isto é, a exportação doméstica do bem j).

$$\begin{aligned} Y_t(j) &= \left(\frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}} \right)^{-\varepsilon} C_{H,t} + \int_0^1 C_{H,t}^i(j) di + G_{H,t}(j) \\ Y_t(j) &= \left(\frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}} \right)^{-\varepsilon} (1 - \alpha) \left(\frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t + \int_0^1 C_{H,t}^i(j) di + G_{H,t}(j) \\ Y_t(j) &= \left(\frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}} \right)^{-\varepsilon} (1 - \alpha) \left(\frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t + \int_0^1 \alpha \left(\frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}} \right)^{-\varepsilon} \left(\frac{P_{H,t}}{\varepsilon_{i,t} P_{F,t}^i} \right)^{-\gamma} \left(\frac{P_{F,t}^i}{P_t^i} \right)^{-\eta} C_t^i di + G_{H,t}(j) \end{aligned} \quad (81)$$

Considerando que a equação (38) e substituído em (81), obtém-se:

$$Y_t(j) = \left(\frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}} \right)^{-\varepsilon} \left[(1 - \alpha) \left(\frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t + \int_0^1 \alpha \left(\frac{P_{H,t}}{\varepsilon_{i,t} P_{F,t}^i} \right)^{-\gamma} \left(\frac{P_{F,t}^i}{P_t^i} \right)^{-\eta} C_t^i di + G_{H,t}(j) \right] \quad (82)$$

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

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

$$\left(\frac{\varepsilon_{i,t} P_{F,t}^i}{P_{H,t}}\right)^{-\eta} \left(\frac{1}{P_{H,t}^{(-\alpha)} P_{F,t}^\alpha}\right)^{-\eta} \Theta_{i,t}^\eta C_t^i di + G_{H,t} \quad (83)$$

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:

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

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

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

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

$$Y_t = (S_t^\alpha)^\eta C_t \left[(1 - \alpha) + \alpha \int_0^1 \left(\frac{\varepsilon_{i,t} P_{F,t}^i}{P_{H,t}}\right)^{\gamma-\eta} \Theta_{i,t}^{\left(\eta-\frac{1}{\sigma}\right)} di \right] + G_{H,t} \quad (84)$$

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

$$Y_t = C_t (S_t^\alpha) + G_{H,t} \quad (85)$$

Trabalhando-se na forma genérica, tem-se:

$$Y_t = (S_t^\alpha)^\eta C_t \left[(1 - \alpha) + \alpha \int_0^1 (S_t)^{\gamma-\eta} \Theta_{i,t}^{\eta-\frac{1}{\sigma}} di \right] + G_{H,t} \quad (86)$$

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

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

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

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

$$Y_t = \frac{1}{(1-k_t)} (S_t^\alpha)^\eta C_t \left[(1 - \alpha) + \alpha \int_0^1 (S_t)^{\gamma-\eta} \Theta_{(i,t)}^{\eta-\frac{1}{\sigma}} di \right] \quad (87)$$

$$\frac{P_t}{P_{H,t}} = S_t^\alpha$$

$$Y_t = \frac{1}{(1-k_t)} \left(\frac{P_t}{P_{H,t}} \right)^\eta C_t \left[(1-\alpha) + \alpha(S_t)^{\gamma-\eta} \Theta_{(t)}^{\eta-\frac{1}{\sigma}} \right]$$

Que de forma log-linear:

$$y_t = c_t + \alpha\gamma s_t + \alpha \left(\eta - \frac{1}{\sigma} \right) q_t$$

$$y_t = c_t + \frac{\alpha(\dot{\omega})}{\sigma} s_t \quad (88)$$

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

$$\bar{y}_t = E_t \bar{y}_{t+1} - E_t \Delta g_{t+1} + \alpha(\dot{\omega} - 1)(\rho_c^* - 1)\bar{c}_t^* - \frac{1}{\sigma_\alpha} (\bar{r}_t - E_t \{\bar{\pi}_{H,t+1}\}) \quad (89)$$

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

A Balança comercial

Segundo Gali e Monacelli (2005, 2008), a balança comercial é definida pela expressão:

$$NX_t = \left(\frac{1}{Y} \right) (Y_t - \frac{P_t}{P_{H,t}} C_{H,t} - G_{H,t}) \quad (90)$$

Que denota as exportações líquidas em termos do produto doméstico, expresso como uma fração do produto no estado estacionário. A aproximação de primeira ordem fornece:

$$nx_t = y_t - c_t - \alpha s_t - g_t \quad (91)$$

Que combinado com a equação (88), implica em:

$$nx_t = \alpha \left(\frac{\dot{\omega}}{\sigma} - 1 \right) s_t - g_t \quad (92)$$

Além do mais, o equilíbrio da balança de pagamentos se dá pela expressão:

$$EBP = \frac{Q_t^* D_t^*}{P_t} - \frac{D_{t-1}^*}{P_t} + NX = 0 \quad (93)$$

$$\begin{aligned}
EBP &= e_t \frac{P_t^* Q_t^* D_t^*}{P_t^* P_t} - e_t \frac{P_t^* P_{t-1}^* D_{t-1}^*}{P_t^* P_{t-1}^* P_t} - NX = 0 \\
EBP &= S_t \frac{Q_t^* D_t^*}{P_t^*} - S_t \frac{D_{t-1}^*}{P_{t-1}^* \pi^*} - NX = 0 \\
EBP &= S_t \frac{D_t^*}{R P_t i_t^* P_t^*} - S_t \frac{D_{t-1}^*}{P_{t-1}^* \pi^*} - NX = 0 \quad (94)
\end{aligned}$$

Que de forma log-linearizada fica:

$$\text{Log}(EBP) = s_t + d_t^* - r_t^p - i_t^* - d_{t-1}^* - nx_t = 0 \quad (95)$$

Bloco de regras políticas

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 reação da política monetária (96) segue o trabalho de Cem Çebi (2012), depende do hiato do produto, do log-desvio da expectativa de inflação com relação à meta e de um componente inercial. Além disso, \bar{i}_t^n representa o nível da taxa natural de juros nominal, $\rho_i (0 \leq \rho_i \leq 1)$ é o coeficiente de suavização da taxa de juros e ε_t^i 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 i_π e i_y , respectivamente.

$$i_t = \rho_i (\bar{i}_{t-1} - \bar{i}_{t-1}^\eta) + (1 - \rho_i) [i_\pi (E_t \{\bar{\pi}_{H,t+1}\} - \bar{\pi}_{H,t}) + i_y (\bar{y}_t - \bar{y}_t^n)] + \bar{i}_t^n + \varepsilon_t^i \quad (96)$$

No âmbito fiscal, as funções de reação dos gastos do governo e dos impostos são descritas pelas equações (97) e (98).

$$\bar{g}_t = \rho_g \bar{g}_{t-1} + (1 - \rho_g) [g_y (\bar{y}_{t-1} - \bar{y}_{t-1}^n) + g_b \bar{b}_t] + \varepsilon_t^g \quad (97)$$

$$\bar{\tau}_t = \rho_\tau \bar{\tau}_{t-1} + (1 - \rho_\tau) [\tau_y (\bar{y}_{t-1} - \bar{y}_{t-1}^n) + \tau_b \bar{b}_t] + \varepsilon_t^\tau \quad (98)$$

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 (ambos *i.i.d.*).

Para fechar a parte fiscal modelo, por intermédio da equação (39), define-se uma restrição de solvência do governo, que é apresentada, de forma log-linear, pela equação (99).

$$\bar{b}_{t+1} = (\bar{i}_t - \bar{\pi}_{H,t}) + r[\bar{b}_t + (\bar{g}_t - \bar{\tau}_t)] \quad (99)$$

Na equação (99), \bar{b}_t é o estoque nominal da dívida pública com relação ao PIB, $\bar{b}_t = \ln\left(\frac{b_t}{P_{H,t-1}}\right)$, 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, transferida para o período seguinte (\bar{b}_{t+1}), depende do estoque da dívida do período anterior (\bar{b}_t), da taxa básica de juros (\bar{i}_t é o serviço da dívida) e do superávit primário ($\bar{g}_t - \bar{\tau}_t$).

A.2 Derivação da Curva de Phillips (Teste de Robustez)

Determinação do preço

O nível de preços dessa economia é determinado de forma escalonada. Uma porcentagem $(1 - \theta)$ das firmas resetam seus preços ($P_{H,t}^*$) de forma ótima, definido na próxima seção. E uma porcentagem θ de firmas não reajustam seus preços ($P_{H,t}^\circ$) de forma ótima. Seja $P_{H,t}$ o nível agregado de preços:

$$P_{H,t} = \left[\theta P_{H,t}^{\circ 1-\varepsilon} + (1 - \theta)(P_{H,t}^*)^{1-\varepsilon} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad (3.39)$$

Dessa forma, a porcentagem θ de firmas que não reajustam seus preços de forma ótima, irão reajustar de acordo com a regra de bolso sugerida por Cavalcanti *et al.* (2018). Isto é:

$$P_{H,t}^\circ = \bar{\pi}_{H,t-1}^\gamma \pi_{H,t-1}^{(1-\gamma)} P_{H,t-1} \quad (3.40)$$

As firmas irão escolher o preço para o período t que se relaciona com o preço no período anterior ($P_{H,t-1}$), ponderado pela inflação ($\pi_{H,t-1}$) e pela meta de inflação ($\bar{\pi}_{H,t-1}$).

A lei de movimento dos preços agregados é definida a seguir:

$$\begin{aligned} P_{H,t} &= \left[\theta [\bar{\pi}_{H,t-1}^\gamma \pi_{H,t-1}^{(1-\gamma)} P_{H,t-1}]^{1-\varepsilon} + (1 - \theta) P_{H,t}^*{}^{1-\varepsilon} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \\ \frac{P_{H,t}}{P_{H,t-1}} &= \frac{1}{P_{H,t-1}} \left[\theta \left(\bar{\pi}_{H,t-1}^\gamma \pi_{H,t-1}^{(1-\gamma)} P_{H,t-1} \right)^{1-\varepsilon} + (1 - \theta) P_{H,t}^*{}^{1-\varepsilon} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \\ \pi_{H,t}^{1-\varepsilon} &= \frac{1}{P_{H,t-1}^{1-\varepsilon}} \left[\theta \left(\bar{\pi}_{H,t-1}^\gamma \pi_{H,t-1}^{(1-\gamma)} P_{H,t-1} \right)^{1-\varepsilon} + (1 - \theta) P_{H,t}^*{}^{1-\varepsilon} \right] \\ \pi_{H,t}^{1-\varepsilon} &= \theta \left(\bar{\pi}_{H,t-1}^\gamma \pi_{H,t-1}^{(1-\gamma)} \right)^{1-\varepsilon} + (1 - \theta) \frac{P_{H,t}^*{}^{1-\varepsilon}}{P_{H,t-1}^{1-\varepsilon}} \end{aligned}$$

$$\pi_{H,t}^{1-\varepsilon} = \theta \left(\bar{\pi}_{H,t-1}^\gamma \pi_{H,t-1}^{(1-\gamma)} \right)^{1-\varepsilon} + (1-\theta) P_{H,t}^*{}^{(1-\varepsilon)} P_{H,t-1}^{-(1-\varepsilon)} \quad (3.41)$$

Log-linearizando:

$$\begin{aligned} \pi^{1-\varepsilon} e^{(1-\varepsilon)\pi_{H,t}} &= \theta \bar{\pi}^{\gamma(1-\varepsilon)} e^{\gamma(1-\varepsilon)\bar{\pi}_{H,t-1}} \pi^{(1-\gamma)(1-\varepsilon)} e^{(1-\gamma)(1-\varepsilon)\pi_{H,t-1}} \\ &\quad + (1-\theta) P^{*(1-\varepsilon)} e^{(1-\varepsilon)P_{H,t}^*} P^{-(1-\varepsilon)} e^{-(1-\varepsilon)P_{H,t-1}} \\ e^{(1-\varepsilon)\pi_{H,t}} &= \theta e^{\gamma(1-\varepsilon)\bar{\pi}_{H,t-1}} e^{(1-\gamma)(1-\varepsilon)\pi_{H,t-1}} + (1-\theta) e^{(1-\varepsilon)P_{H,t}^*} e^{-(1-\varepsilon)P_{H,t-1}} \\ e^{(1-\varepsilon)\pi_{H,t}} &= \theta e^{(1-\varepsilon)[\gamma\bar{\pi}_{H,t-1} + (1-\gamma)\pi_{H,t-1}]} + (1-\theta) e^{(1-\varepsilon)[P_{H,t}^* - P_{H,t-1}]} \end{aligned}$$

Como $e^{(cte)x_t} = e^0 + e^0 cte(x_t - 0) = 1 + cte x_t$, então:

$$\begin{aligned} 1 + (1-\varepsilon)\pi_{H,t} &= \theta [1 + (1-\varepsilon)(\gamma\bar{\pi}_{H,t-1} + (1-\gamma)\pi_{H,t-1})] + (1-\theta) [1 \\ &\quad + (1-\varepsilon)(p_{H,t}^* - p_{H,t-1})] \\ 1 + (1-\varepsilon)\pi_{H,t} &= \theta + \theta(1-\varepsilon)(\gamma\bar{\pi}_{H,t-1} + (1-\gamma)\pi_{H,t-1}) + (1-\theta) \\ &\quad + (1-\theta)[(1-\varepsilon)(p_{H,t}^* - p_{H,t-1})] \\ (1-\varepsilon)\pi_{H,t} &= \theta(1-\varepsilon)[\gamma\pi_{H,t-1} + (1-\gamma)\bar{\pi}_{H,t-1}] + (1-\theta)[(1-\varepsilon)(p_{H,t}^* - p_{H,t-1})] \\ \pi_{H,t} &= \theta[\gamma\bar{\pi}_{H,t-1} + (1-\gamma)\pi_{H,t-1}] + (1-\theta)[(p_{H,t}^* - p_{H,t-1})] \quad (3.42) \end{aligned}$$

Determinação do preço ótimo no modelo de Calvo

Seguindo Calvo (1983) assumimos que cada firma individual reseta seu preço com probabilidade $1 - \theta$ a cada período, independentemente do tempo decorrido desde o seu último ajuste de preço. Assim, a cada período, uma medida $1 - \theta$ de empresas (aleatoriamente selecionadas) reajustam seus preços. Seja $\bar{P}_{H,t}(j)$ o preço fixado por um empresa j ajustando seu preço no período t . Na estrutura de definição de preço da Calvo, $P_{H,t+k}(j) = \bar{P}_{H,t}(j)$ com probabilidade θ^k para $k = 0, 1, 2, \dots$ Como todas as empresas que reajustam os preços em um determinado período escolherão o mesmo preço, nós, a partir de então, excluimos o j subscrito.

Ao definir um novo preço no período t , a empresa j procura maximizar o valor atual de seu fluxo de dividendos, desde que esse preço seja efetivo:

$$\text{Max}_{\bar{P}_{H,t}} \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ Q_{t,t+k} \left[\bar{P}_{H,t}^* Y_{t,t+k} - \Psi_{t+k}(Y_{t+k}) \right] \right\} \quad (3.43)$$

Em que: $Y_{t+k} = \left(\frac{\bar{P}_{H,t}^*}{P_{H,t+k}} \right)^{-\varepsilon} C_{H,t+k}$; $Q_{t,t+k} = \beta^k \left\{ \frac{C_{t+k}}{C_t} \right\}^{-\sigma} \frac{P_{H,t}}{P_{H,t+k}}$

$$\text{Max}_{\bar{P}_{H,t}} \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ Q_{t,t+k} \left[\bar{P}_{H,t}^* \left(\frac{\bar{P}_{H,t}^*}{P_{H,t+k}} \right)^{-\varepsilon} C_{H,t+k} - \Psi_{t+k}(Y_{t+k}) \right] \right\} \quad (3.44)$$

Sujeito a sequência de restrições da demanda

$$Y_{t+k} \leq \left(\frac{\bar{P}_{H,t}^*}{P_{H,t+k}} \right)^{-\varepsilon} \left(C_{H,t+k} + \int_0^1 C_{H,t+k}^i di \right) \equiv Y_{t+k}^d(\bar{P}_{H,t}^*) \quad (3.45)$$

Que diz que a demanda é dada pela demanda interna $\left(\frac{\bar{P}_{H,t}^*}{P_{H,t+k}} \right)^{-\varepsilon} C_{H,t+k}$ e pela demanda externa $\left(\frac{\bar{P}_{H,t}^*}{P_{H,t+k}} \right)^{-\varepsilon} \int_0^1 C_{H,t+k}^i di$, em que $C_{H,t+k}^i$ é a demanda do país i pelo bem j produzido na economia doméstica.

C.P.O.:

$$\begin{aligned} \frac{\partial L}{\partial \bar{P}_{H,t}^*} &= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ Q_{t,t+k} \left[\left(\frac{\bar{P}_{H,t}^*}{P_{H,t+k}} \right)^{-\varepsilon} C_{t+k} - \frac{\varepsilon (\bar{P}_{H,t}^*)^{-\varepsilon-1}}{P_{H,t+k}^{-\varepsilon}} P_t^* C_{t+k} \right. \right. \\ &\quad \left. \left. - \frac{\partial \Psi_{t+k}}{\partial P_{H,t}^*} \left(-\varepsilon \frac{(\bar{P}_{H,t}^*)^{-\varepsilon-1}}{P_{H,t+k}^{-\varepsilon}} C_{t+k} \right) \right] \right\} = 0 \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ Q_{t,t+k} \left[\left((1-\varepsilon) \frac{(\bar{P}_{H,t}^*)^{1-\varepsilon-1}}{P_{H,t+k}^{-\varepsilon}} \right) C_{t+k} - \psi_{t+k} \left(-\frac{\varepsilon (\bar{P}_{H,t}^*)^{-\varepsilon-1}}{P_{H,t+k}^{-\varepsilon}} C_{t+k} \right) \right] \right\} = 0 \quad (3.46) \end{aligned}$$

Dividindo por $(1-\varepsilon)$:

$$\begin{aligned} &= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ Q_{t,t+k} \left[\left(\frac{\bar{P}_{H,t}^*}{P_{H,t+k}} \right)^{-\varepsilon} C_{t+k} - \psi_{t+k} \left(-\frac{\varepsilon \bar{P}_{H,t}^*^{-\varepsilon-1}}{1-\varepsilon} \frac{1}{P_{H,t+k}^{-\varepsilon}} C_{t+k} \right) \right] \right\} = 0 \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ Q_{t,t+k} \left[Y_{t+k} - \psi_{t+k} \left(-\frac{\varepsilon}{1-\varepsilon} Y_{t+k} \bar{P}_{H,t}^*^{-1} \right) \right] \right\} = 0 \quad (3.47) \end{aligned}$$

Fazendo $\Omega = -\left(\frac{\varepsilon}{1-\varepsilon} \right)$;

$$= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ Q_{t,t+k} \left[Y_{t+k} - \psi_{t+k} \left(\Omega Y_{t+k} \bar{P}_{H,t}^*^{-1} \right) \right] \right\} = 0 \quad (3.48)$$

Multiplicando por P_t^* :

$$\begin{aligned}
&= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ Q_{t,t+k} \left[\bar{P}_{H,t}^* Y_{t+k} - \psi_{t+k} \left(\Omega Y_{t+k} \bar{P}_{H,t}^* \bar{P}_{H,t}^{*-1} \right) \right] \right\} = 0 \\
&= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ Q_{t,t+k} \left[\bar{P}_{H,t}^* Y_{t+k} - \psi_{t+k} (\Omega Y_{t+k}) \right] \right\} = 0 \\
&= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ Q_{t,t+k} Y_{t+k} \left[\bar{P}_{H,t}^* - \Omega \psi_{t+k} \right] \right\} = 0 \quad (3.49)
\end{aligned}$$

Dividindo (3.49) por $P_{H,t-1}$ e multiplicando e dividindo por $P_{H,t+k}$, tem-se:

$$\begin{aligned}
&= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ Q_{t,t+k} Y_{t+k} \left[\frac{\bar{P}_{H,t}^*}{P_{H,t-1}} - \Omega \frac{\psi_{t+k}}{P_{H,t-1}} \frac{P_{H,t+k}}{P_{H,t+k}} \right] \right\} = 0 \\
&= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ Q_{t,t+k} Y_{t+k} \left[\frac{\bar{P}_{H,t}^*}{P_{H,t-1}} - \Omega M C_{t+k} \Pi_{t-1,t+k} \right] \right\} = 0 \\
&= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ \beta^k \left\{ \frac{C_{t+k}}{C_t} \right\}^{-\sigma} \frac{P_{H,t}}{P_{H,t+k}} \left(\frac{\bar{P}_{H,t}^*}{P_{H,t+k}} \right)^{-\varepsilon} C_{t+k} \left[\frac{\bar{P}_{H,t}^*}{P_{H,t-1}} - \Omega M C_{t+k} \Pi_{t-1,t+k} \right] \right\} = 0 \quad (3.50)
\end{aligned}$$

O que não tem k na equação (3.50) sai do somatório:

$$\begin{aligned}
&= C_t^\sigma P_{H,t} (P_{H,t}^*)^{-\varepsilon} \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ \beta^k \{C_{t+k}\}^{1-\sigma} \frac{1}{P_{H,t+k}} \left(\frac{1}{P_{H,t+k}} \right)^{-\varepsilon} \left[\frac{\bar{P}_{H,t}^*}{P_{H,t-1}} - \Omega M C_{t+k} \Pi_{t-1,t+k} \right] \right\} \\
&= 0 \\
&= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ \beta^k \{C_{t+k}\}^{1-\sigma} \left(\frac{1}{P_{H,t+k}} \right)^{1-\varepsilon} \left[\frac{\bar{P}_{H,t}^*}{P_{H,t-1}} - \Omega M C_{t+k} \Pi_{t-1,t+k} \right] \right\} = 0 \\
&= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ \beta^k \{C_{t+k}\}^{1-\sigma} \left(\frac{1}{P_{H,t+k}} \right)^{1-\varepsilon} \left[\frac{\bar{P}_{H,t}^*}{P_{H,t-1}} - \Omega M C_{t+k} \Pi_{t-1,t+k} \right] \right\} = 0 \\
&= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k \beta^k E_t \left\{ \{C_{t+k}\}^{1-\sigma} \left(\frac{1}{P_{H,t+k}} \right)^{1-\varepsilon} \left[\frac{\bar{P}_{H,t}^*}{P_{H,t-1}} - \Omega M C_{t+k} \Pi_{t-1,t+k} \right] \right\} = 0 \quad (3.51)
\end{aligned}$$

Log-linearizando (3.51) ao redor do EE

$$\begin{aligned}
&= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k \beta^k E_t \left\{ e^{(1-\sigma)c_{t+k}} e^{(\varepsilon-1)p_{H,t+k}} \left[e^{p_{H,t}^*} e^{-p_{H,t-1}} - \Omega M C e^{m\widetilde{c}_{t+k|t}} e^{\pi_{t-1,t+k}} \right] \right\} = 0 \\
&= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k \beta^k E_t \left\{ e^{(1-\sigma)c_{t+k}} e^{(\varepsilon-1)p_{H,t+k}} \left[e^{p_{H,t}^*} e^{-p_{H,t-1}} - \Omega M C e^{m\widetilde{c}_{t+k|t}} e^{\pi_{t-1,t+k}} \right] \right\} = 0
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k \beta^k E_t \left\{ e^{(1-\sigma)c_{t+k} + (\varepsilon-1)p_{H,t+k}} \left[e^{p_{H,t}^* - p_{H,t-1}} - \Omega MC e^{m\widetilde{c}_{t+k|t} + \pi_{t-1,t+k}} \right] \right\} = 0 \\
&= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k \beta^k E_t \left\{ e^{(1-\sigma)c_{t+k} + (\varepsilon-1)p_{H,t+k} + (p_{H,t}^* - p_{H,t-1})} - e^{(1-\sigma)c_{t+k} + (\varepsilon-1)p_{H,t+k} + m\widetilde{c}_{t+k|t} + \pi_{t-1,t+k}} \right\} \\
&= 0 \\
&= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k \beta^k E_t \left\{ 1 + (1-\sigma)c_{t+k} + (\varepsilon-1)p_{t+k} + (p_{H,t}^* - p_{t-1}) - (1 + (1-\sigma)c_{t+k} \right. \\
&\quad \left. + (\varepsilon-1)p_{t+k} + m\widetilde{c}_{t+k|t} + \pi_{t-1,t+k}) \right\} = 0 \\
&= \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k \beta^k E_t \left\{ (p_{H,t}^* - p_{H,t-1}) - m\widetilde{c}_{t+k|t} + \pi_{t-1,t+k} \right\} = 0 \\
&\sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k (p_{H,t}^* - p_{H,t-1}) = \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k E_t \left\{ m\widetilde{c}_{t+k|t} + \pi_{t-1,t+k} \right\} \\
&\frac{1}{1-\theta\beta} (p_{H,t}^* - p_{H,t-1}) = \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k E_t \left\{ m\widetilde{c}_{t+k|t} + \pi_{t-1,t+k} \right\} \\
&(p_{H,t}^* - p_{H,t-1}) = (1-\theta\beta) \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k E_t \left\{ m\widetilde{c}_{t+k|t} + p_{H,t+k} - p_{H,t-1} \right\} \quad (3.52)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
p_{H,t}^* &= p_{H,t-1} + (1-\theta\beta) \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k E_t \left\{ m\widetilde{c}_{t+k|t} + p_{H,t+k} \right\} - (1-\theta\beta) \frac{1}{(1-\theta\beta)} p_{H,t-1} \\
p_{H,t}^* &= (1-\theta\beta) \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k E_t \left\{ m\widetilde{c}_{t+k|t} + p_{H,t+k} \right\} \quad (3.53)
\end{aligned}$$

Como $m\widetilde{c}_{t+k|t} = \log\left(\frac{MC_{t+k|t}}{MC}\right) = \log MC_{t+k|t} - \log MC$. Então $\log\left(\frac{MC_{t+k|t}}{MC}\right) = mc_{t+k|t} - mc$. Isto é, o log desvio do custo marginal real do seu estado estacionário (mc).

$$\begin{aligned}
p_{H,t}^* &= (1-\theta\beta) \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k E_t \left\{ mc_{t+k|t} - mc + p_{t+k} \right\} \\
p_{H,t}^* &= -mc + (1-\theta\beta) \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k E_t \left\{ mc_{t+k|t} + p_{t+k} \right\} \quad (3.54)
\end{aligned}$$

Entretanto, $MC = \frac{1}{\varepsilon-1}$, logo, $\log(MC) = mc = \log(1) - \log\left(\frac{\varepsilon}{1-\varepsilon}\right) = -\log\left(\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}\right) = -\mu$

$$p_{H,t}^* = \mu + (1-\theta\beta) \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k E_t \left\{ mc_{t+k|t} + p_{H,t+k} \right\} \quad (3.55)$$

onde $p_{H,t}^*$ denota o (log) dos preços domésticos recém-estabelecidos, e $\mu = \log\left(\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}\right)$, que corresponde ao log do *mark-up* (bruto) no estado estacionário (ou, equivalentemente, *mark-up* numa economia de preços flexível).

Calculando a curva de Phillips Novo-Keynesiana

A partir da equação (3.52), tem-se:

$$(p_{H,t}^* - p_{H,t-1}) = (1 - \theta\beta)\Phi \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k E_t\{\widetilde{mc}_{t+k|t}\} + \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k E_t\{\pi_{t+k}\} \quad (3.56)$$

Por iteraço a equao (3.56) pode ser escrita como:

$$(p_{H,t}^* - p_{H,t-1}) = \beta\theta E_t\{p_{H,t+1}^* - p_{H,t-1}\} + \pi_{H,t} + (1 - \theta\beta)\Phi \widetilde{mc}_{t+k|t} \quad (3.57)$$

Manipulando a equao (3.42):

$$\pi_{H,t} = \theta[\gamma\bar{\pi}_{H,t-1} + (1 - \gamma)\pi_{H,t-1}] + (1 - \theta)[(p_{H,t}^* - p_{H,t-1})] \quad (3.42)$$

$$\frac{\pi_{H,t}}{(1 - \theta)} = \frac{\theta}{1 - \theta} [\gamma\bar{\pi}_{H,t-1} + (1 - \gamma)\pi_{H,t-1}] + [(p_{H,t}^* - p_{H,t-1})]$$

$$(p_{H,t}^* - p_{H,t-1}) = \frac{\pi_{H,t}}{(1 - \theta)} - \frac{\theta}{1 - \theta} [\gamma\bar{\pi}_{H,t-1} + (1 - \gamma)\pi_{H,t-1}] \quad (3.58)$$

Substituindo a equao (3.58) na (3.57), tem-se:

$$\begin{aligned} & \frac{\pi_{H,t}}{(1 - \theta)} - \frac{\theta}{1 - \theta} [\gamma\bar{\pi}_{H,t-1} + (1 - \gamma)\pi_{H,t-1}] \\ & \quad = \beta\theta E_t\{p_{H,t+1}^* - p_{H,t-1}\} + \pi_{H,t} + (1 - \theta\beta)\Phi \widetilde{mc}_{t+k|t} \\ & \frac{\pi_{H,t}}{(1 - \theta)} - \pi_{H,t} \\ & \quad = \beta\theta E_t\{p_{H,t+1}^* - p_{H,t-1}\} + \frac{\theta}{1 - \theta} [\gamma\bar{\pi}_{H,t-1} + (1 - \gamma)\pi_{H,t-1}] + (1 \\ & \quad - \theta\beta)\Phi \widetilde{mc}_{t+k|t} \\ & \frac{\theta\pi_{H,t}}{(1 - \theta)} = \beta\theta E_t\{p_{H,t+1}^* - p_{H,t-1}\} + \frac{\theta}{1 - \theta} [\gamma\bar{\pi}_{H,t-1} + (1 - \gamma)\pi_{H,t-1}] + (1 - \theta\beta)\Phi \widetilde{mc}_{t+k|t} \\ & \pi_{H,t} = (1 - \theta)\beta E_t\{p_{H,t+1}^* - p_{H,t-1}\} + [\gamma\bar{\pi}_{H,t-1} + (1 - \gamma)\pi_{H,t-1}] + \frac{(1 - \theta)}{\theta} (1 - \\ & \quad \theta\beta)\Phi \widetilde{mc}_{t+k|t} \quad (3.59) \end{aligned}$$

Considere $\kappa = \frac{(1 - \theta)}{\theta} (1 - \theta\beta)\Phi$.

$$\pi_{H,t} = (1 - \theta)\beta E_t\{p_{H,t+1}^* - p_{H,t-1}\} + [\gamma\bar{\pi}_{H,t-1} + (1 - \gamma)\pi_{H,t-1}] + \kappa \widetilde{mc}_{t+k|t} \quad (3.60)$$

Sabe-se que: $E_t\{p_{H,t+1}^* - p_{H,t-1}\} = \frac{\pi_{H,t+1}}{(1 - \theta)} - \frac{\theta}{1 - \theta} [\gamma\bar{\pi}_{H,t} + (1 - \gamma)\pi_{H,t}]$. Portanto:

$$\begin{aligned} \pi_{H,t} &= (1 - \theta)\beta E_t\left\{\frac{\pi_{H,t+1}}{(1 - \theta)} - \frac{\theta}{1 - \theta} [\gamma\bar{\pi}_{H,t} + (1 - \gamma)\pi_{H,t}]\right\} + [\gamma\bar{\pi}_{H,t-1} + (1 - \gamma)\pi_{H,t-1}] \\ & \quad + \kappa \widetilde{mc}_{t+k|t} \end{aligned}$$

$$\pi_{H,t} = (1 - \theta)\beta E_t \left\{ \frac{\pi_{H,t+1}}{(1 - \theta)} \right\} - (1 - \theta)\beta E_t \left\{ \frac{\theta}{1 - \theta} [\gamma \bar{\pi}_{H,t} + (1 - \gamma)\pi_{H,t}] \right\} \\ + [\gamma \bar{\pi}_{H,t-1} + (1 - \gamma)\pi_{H,t-1}] + \kappa m \widetilde{c}_{t+k|t}$$

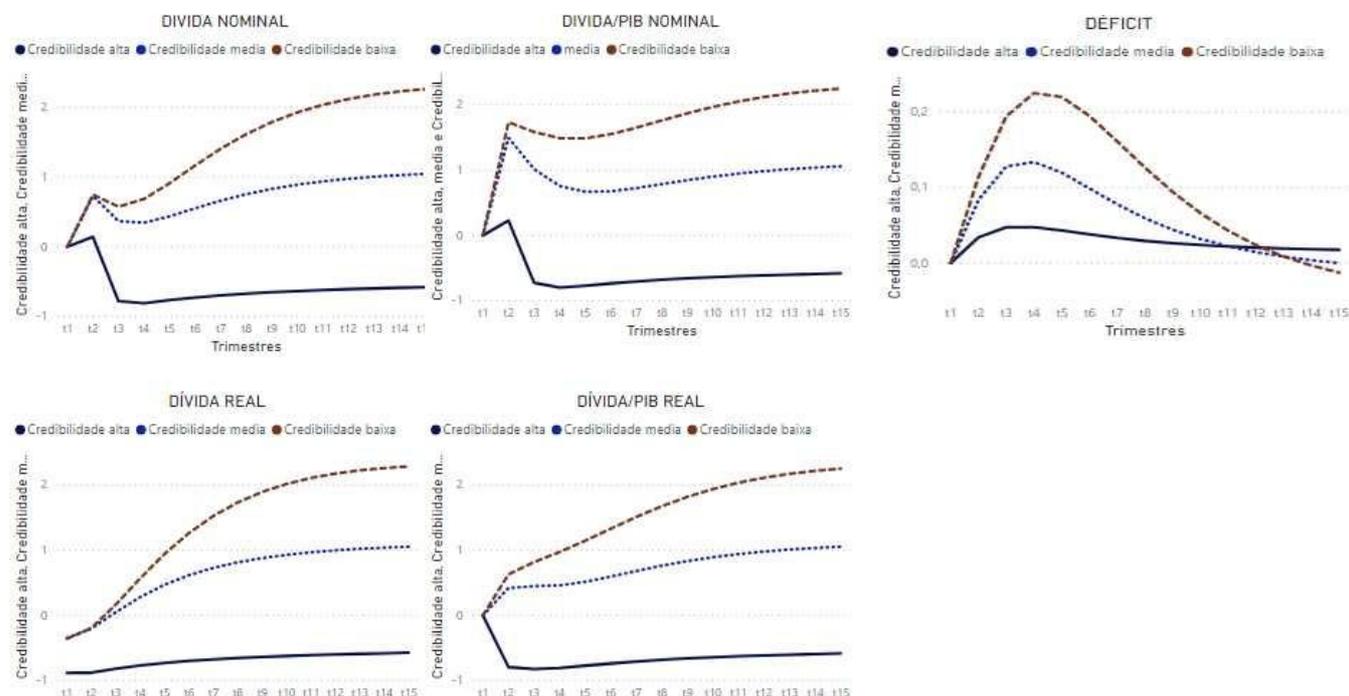
$$\pi_{H,t} = \beta E_t \{ \pi_{H,t+1} \} - \theta [\gamma \bar{\pi}_{H,t} + (1 - \gamma)\pi_{H,t}] + [\gamma \bar{\pi}_{H,t-1} + (1 - \gamma)\pi_{H,t-1}] + \\ \kappa m \widetilde{c}_{t+k|t} + \varepsilon_t^\pi \quad (3.61)$$

Onde o $m \widetilde{c}_{t+k|t} = (\sigma_\alpha + \varphi)(\bar{y}_t - \bar{y}_t^n) - \sigma_\alpha \bar{g}_t + \bar{\tau}_t$ é o custo marginal real e $\bar{\tau}_t = -\ln\left(\frac{1-Y_t}{Y_t}\right)$ 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. Os parâmetros β e θ são a taxa de desconto intertemporal e o grau de rigidez de preços, respectivamente.

A equação (3.61) representa a curva de phillips novo-keynesiana modificada, por meio da regra de bolso utilizada por Cavalcanti *et al.*(2018).

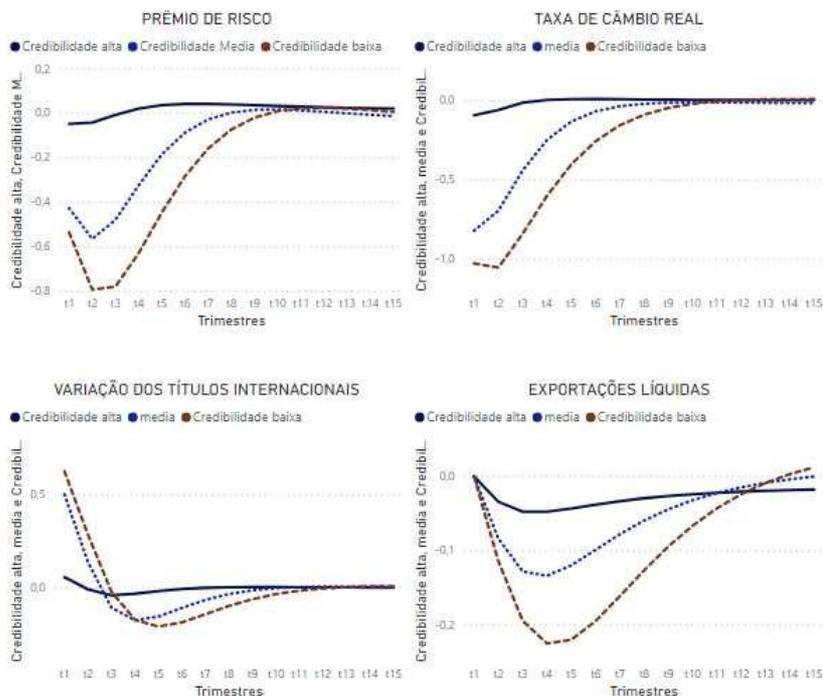
A.3 Demais impulsos respostas (Capítulo 1)

Figura A.3.1. Choque de oferta - Variáveis fiscais



Fonte: Elaboração própria com o auxílio do *software Dynare*.

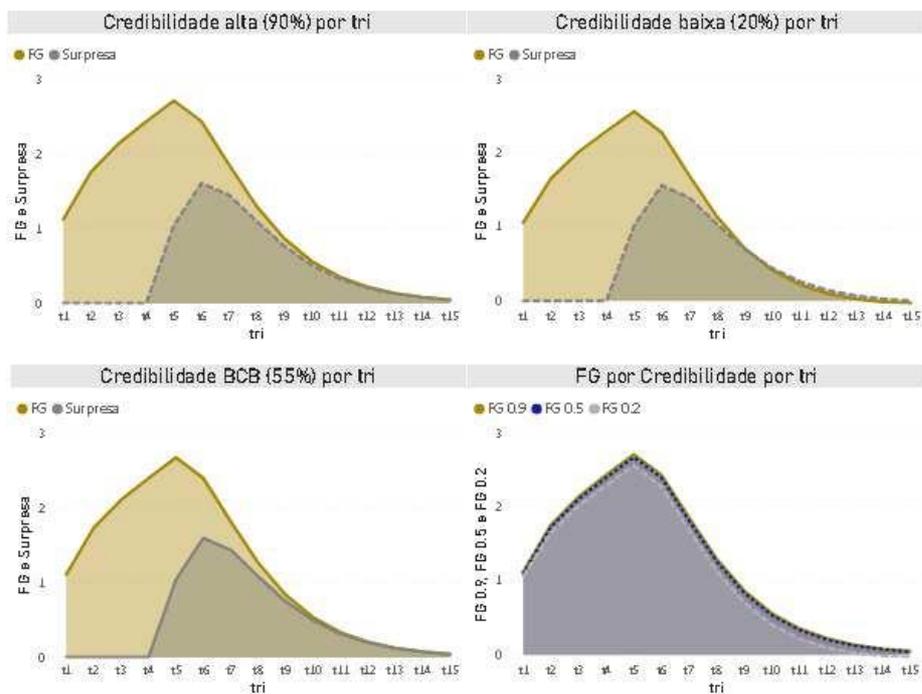
Figura A.3.2. Choque de oferta - Variáveis do setor externo



Fonte: Elaboração própria com o auxílio do *software Dynare*.

A.4 Demais impulsos respostas (Capítulo 2)

Figura A.4.1. FIR - Prêmio de risco – Choque de juros



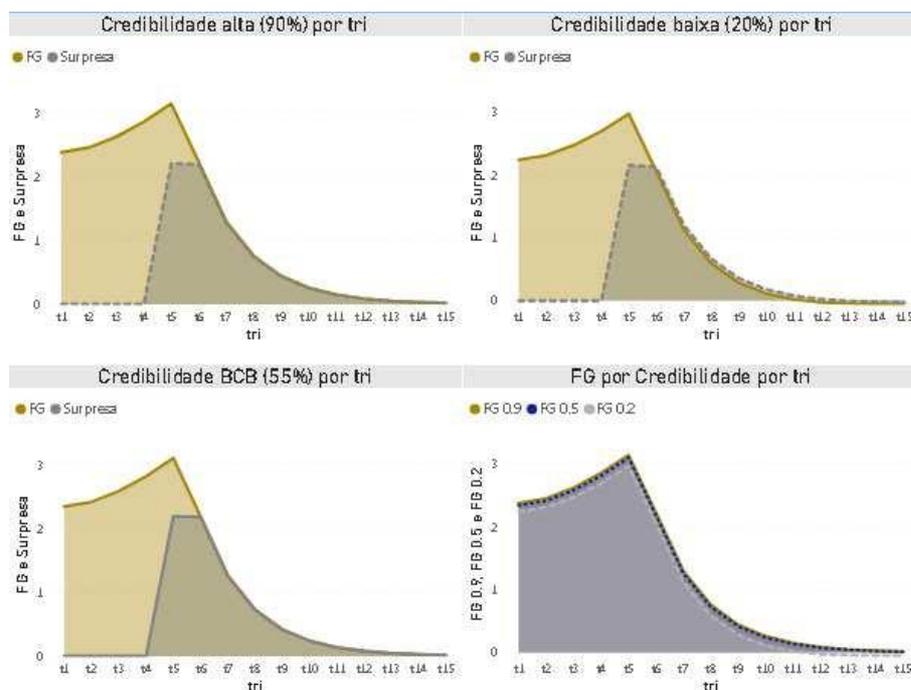
Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software dynare*.

Tabela A.4.1. Trajetória numérica da FIR – Prêmio de risco

tri	FG 0.9	SP 0.9	diff 0.9	FG 0.5	SP 0.5	diff 0.5	FG 0.2	SP 0.2	diff 0.2
t1	1,12	0,00	1,12	1,11	0,00	1,11	1,06	0,00	1,06
t2	1,76	0,00	1,76	1,73	0,00	1,73	1,66	0,00	1,66
t3	2,14	0,00	2,14	2,11	0,00	2,11	2,02	0,00	2,02
t4	2,43	0,00	2,43	2,40	0,00	2,40	2,30	0,00	2,30
t5	2,71	1,04	1,67	2,67	1,04	1,64	2,56	1,02	1,54
t6	2,44	1,61	0,83	2,40	1,60	0,80	2,28	1,56	0,71
t7	1,85	1,45	0,40	1,82	1,43	0,38	1,69	1,39	0,30
t8	1,30	1,10	0,20	1,26	1,08	0,18	1,14	1,03	0,10
t9	0,87	0,77	0,10	0,84	0,75	0,09	0,71	0,70	0,01
t10	0,56	0,51	0,05	0,54	0,49	0,04	0,41	0,44	-0,03
t11	0,36	0,33	0,03	0,34	0,32	0,02	0,22	0,26	-0,04
t12	0,22	0,21	0,01	0,21	0,20	0,01	0,10	0,14	-0,05
t13	0,14	0,13	0,01	0,13	0,12	0,00	0,03	0,07	-0,04
t14	0,08	0,08	0,00	0,07	0,07	0,00	-0,01	0,03	-0,04
t15	0,05	0,05	0,00	0,04	0,04	0,00	-0,03	0,00	-0,04
-	18,03	7,26	10,77	17,66	7,14	10,52	16,13	6,66	9,46

Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software dynare*.

Figura A.4.2. FIR – Taxa de Câmbio real – Choque de Juros



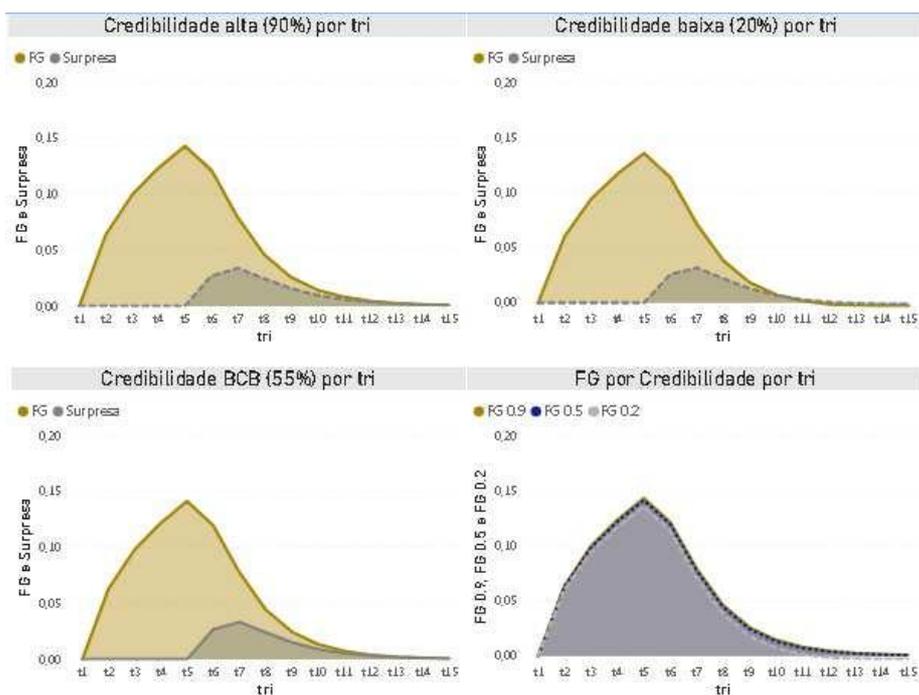
Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software dynare*.

Tabela A.4.2. Trajetória numérica da FIR - Taxa de Câmbio real

tri	FG 0.9	SP 0.9	diff 0.9	FG 0.5	SP 0.5	diff 0.5	FG 0.2	SP 0.2	diff 0.2
t1	2,38	0,00	2,38	2,35	0,00	2,35	2,25	0,00	2,25
t2	2,46	0,00	2,46	2,42	0,00	2,42	2,32	0,00	2,32
t3	2,63	0,00	2,63	2,59	0,00	2,59	2,48	0,00	2,48
t4	2,86	0,00	2,86	2,82	0,00	2,82	2,70	0,00	2,70
t5	3,15	2,21	0,94	3,11	2,19	0,92	2,98	2,16	0,82
t6	2,23	2,20	0,03	2,19	2,18	0,01	2,06	2,13	-0,08
t7	1,30	1,27	0,03	1,26	1,26	0,01	1,12	1,20	-0,08
t8	0,76	0,74	0,02	0,73	0,72	0,00	0,59	0,67	-0,08
t9	0,44	0,43	0,01	0,42	0,42	0,00	0,28	0,36	-0,07
t10	0,26	0,25	0,01	0,24	0,24	0,00	0,11	0,18	-0,07
t11	0,15	0,15	0,00	0,14	0,14	0,00	0,02	0,08	-0,06
t12	0,09	0,09	0,00	0,08	0,08	0,00	-0,03	0,03	-0,05
t13	0,05	0,05	0,00	0,04	0,04	0,00	-0,05	0,00	-0,04
t14	0,03	0,03	0,00	0,02	0,02	0,00	-0,06	-0,02	-0,04
t15	0,02	0,02	0,00	0,01	0,01	0,00	-0,06	-0,02	-0,03
-	18,82	7,43	11,38	18,42	7,30	11,12	16,74	6,76	9,97

Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software dynare*.

Figura A.4.3. FIR - Exportações Líquidas



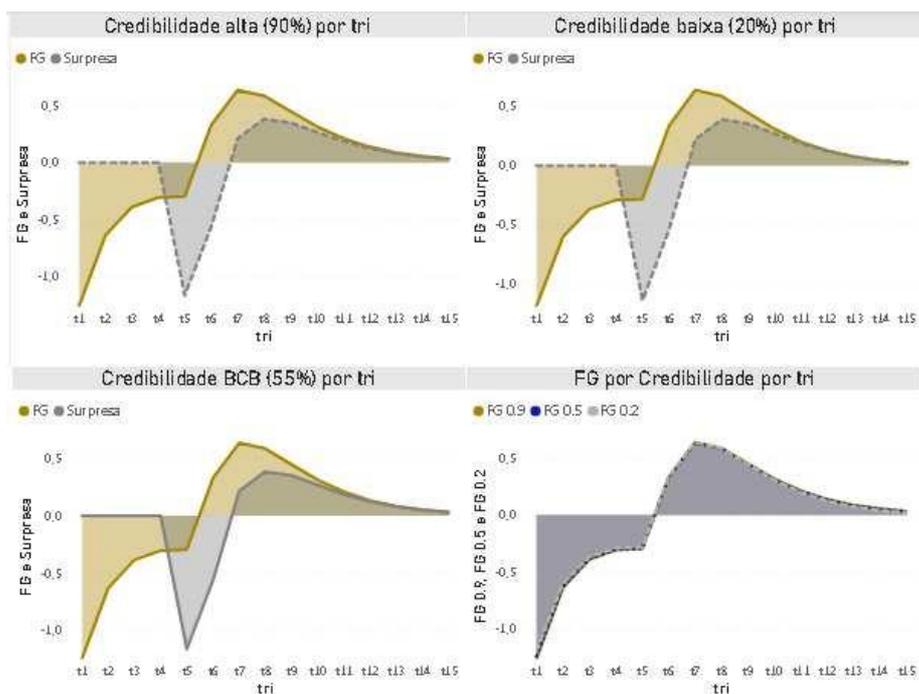
Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software dynare*.

Tabela A.4.3. Trajetória numérica da FIR - Exportações Líquidas

tri	FG 0.9	SP 0.9	diff 0.9	FG 0.5	SP 0.5	diff 0.5	FG 0.2	SP 0.2	diff 0.2
t1	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
t2	0,06	0,00	0,06	0,06	0,00	0,06	0,06	0,00	0,06
t3	0,10	0,00	0,10	0,10	0,00	0,10	0,09	0,00	0,09
t4	0,12	0,00	0,12	0,12	0,00	0,12	0,12	0,00	0,12
t5	0,14	0,00	0,14	0,14	0,00	0,14	0,14	0,00	0,14
t6	0,12	0,03	0,09	0,12	0,03	0,09	0,11	0,03	0,09
t7	0,08	0,03	0,05	0,08	0,03	0,04	0,07	0,03	0,04
t8	0,05	0,02	0,02	0,04	0,02	0,02	0,04	0,02	0,02
t9	0,03	0,02	0,01	0,02	0,02	0,01	0,02	0,01	0,01
t10	0,01	0,01	0,00	0,01	0,01	0,00	0,01	0,01	0,00
t11	0,01	0,01	0,00	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00
t12	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
t13	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
t14	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
t15	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
-	0,74	0,13	0,61	0,72	0,12	0,60	0,65	0,10	0,55

Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software dynare*.

Figura A.4.4. FIR - Variação dos Títulos Internacionais



Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software dynare*.

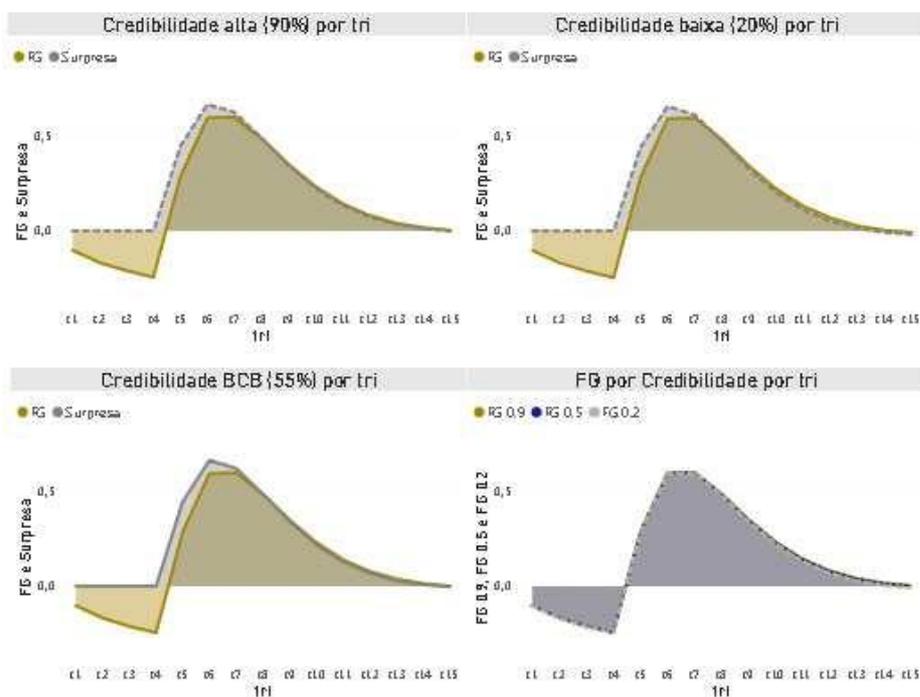
Tabela A.4.4. Trajetória numérica da FIR - Variação dos Títulos Internacionais

tri	FG 0.9	SP 0.9	diff 0.9	FG 0.5	SP 0.5	diff 0.5	FG 0.2	SP 0.2	diff 0.2
t1	-1,26	0,00	-1,26	-1,24	0,00	-1,24	-1,19	0,00	-1,19
t2	-0,64	0,00	-0,64	-0,63	0,00	-0,63	-0,60	0,00	-0,60
t3	-0,39	0,00	-0,39	-0,38	0,00	-0,38	-0,37	0,00	-0,37
t4	-0,31	0,00	-0,31	-0,30	0,00	-0,30	-0,29	0,00	-0,29
t5	-0,30	-1,16	0,87	-0,29	-1,16	0,86	-0,28	-1,14	0,86
t6	0,33	-0,57	0,89	0,33	-0,56	0,89	0,34	-0,54	0,88
t7	0,63	0,21	0,43	0,63	0,21	0,42	0,64	0,22	0,42
t8	0,59	0,38	0,20	0,58	0,38	0,20	0,59	0,39	0,20
t9	0,45	0,35	0,10	0,44	0,35	0,10	0,44	0,35	0,09
t10	0,32	0,27	0,05	0,31	0,27	0,05	0,31	0,27	0,04
t11	0,21	0,19	0,02	0,21	0,18	0,02	0,20	0,18	0,01
t12	0,14	0,12	0,01	0,13	0,12	0,01	0,12	0,12	0,00
t13	0,09	0,08	0,01	0,08	0,08	0,01	0,07	0,07	0,00
t14	0,05	0,05	0,00	0,05	0,05	0,00	0,04	0,04	0,00
t15	0,03	0,03	0,00	0,03	0,03	0,00	0,02	0,03	-0,01
-	-0,05	-0,05	0,00	-0,05	-0,04	0,00	0,04	0,00	0,04

Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software dynare*.

A5 – Demais impulsos resposta (Capítulo 3)

Figura A.5.1. FIR -Prêmio de risco – Choque simultâneo de gastos e impostos



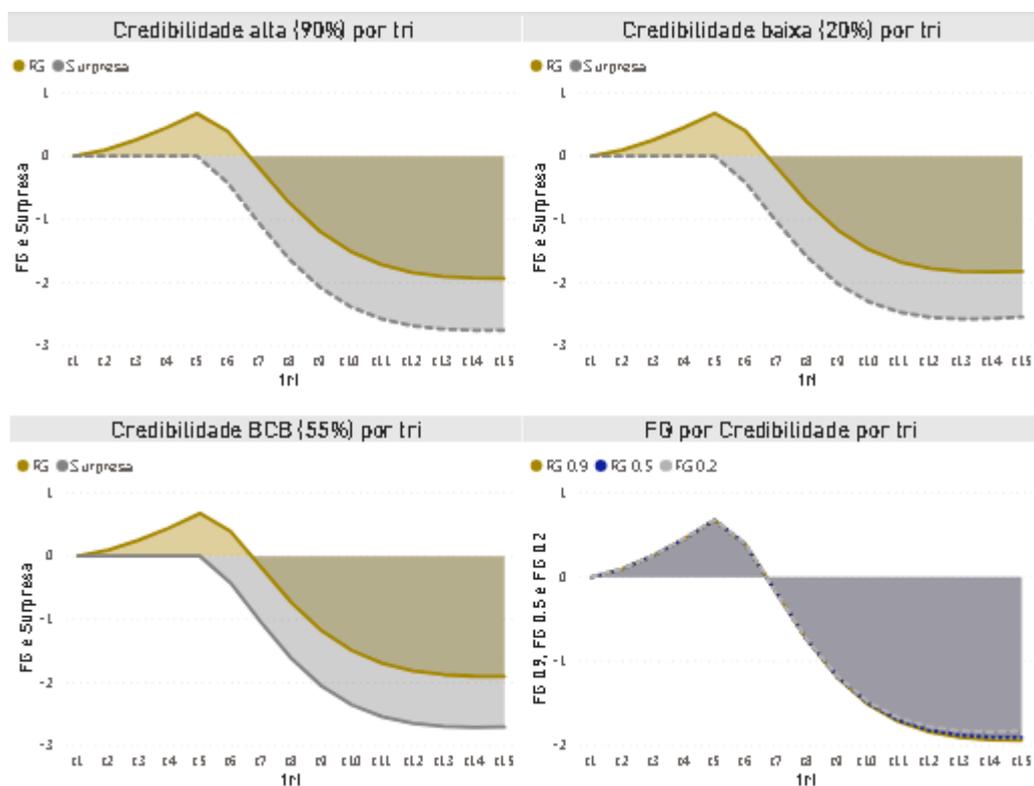
Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software dynare*.

Tabela A.5.1. Trajetória numérica da FIR - Prêmio de risco

tri	FG 0.9	SP 0.9	diff 0.9	RG 0.5	SP 0.5	diff 0.5	FG 0.2	SP 0.2	diff 0.2
t1	-0,10	0,00	-0,10	-0,10	0,00	-0,10	-0,11	0,00	-0,11
t2	-0,17	0,00	-0,17	-0,17	0,00	-0,17	-0,17	0,00	-0,17
t3	-0,21	0,00	-0,21	-0,21	0,00	-0,21	-0,22	0,00	-0,22
t4	-0,25	0,00	-0,25	-0,25	0,00	-0,25	-0,25	0,00	-0,25
t5	0,29	0,45	-0,16	0,29	0,45	-0,16	0,29	0,45	-0,16
t6	0,60	0,68	-0,07	0,60	0,67	-0,07	0,60	0,66	-0,07
t7	0,61	0,63	-0,03	0,61	0,63	-0,02	0,60	0,62	-0,02
t8	0,49	0,50	0,00	0,49	0,49	0,00	0,49	0,48	0,01
t9	0,36	0,35	0,01	0,35	0,34	0,01	0,35	0,33	0,02
t10	0,24	0,23	0,01	0,23	0,22	0,01	0,22	0,20	0,02
t11	0,15	0,14	0,01	0,14	0,13	0,01	0,13	0,11	0,02
t12	0,08	0,07	0,01	0,08	0,07	0,01	0,07	0,05	0,02
t13	0,04	0,03	0,01	0,04	0,03	0,01	0,03	0,01	0,02
t14	0,02	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,00	-0,01	0,01
t15	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	-0,01	-0,02	0,01
-	2,14	3,09	-0,94	2,11	3,04	-0,93	2,02	2,99	-0,97

Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software dynare*.

Figura A.5.2. FIR - Taxa de câmbio real – Choque simultâneo de gastos e impostos



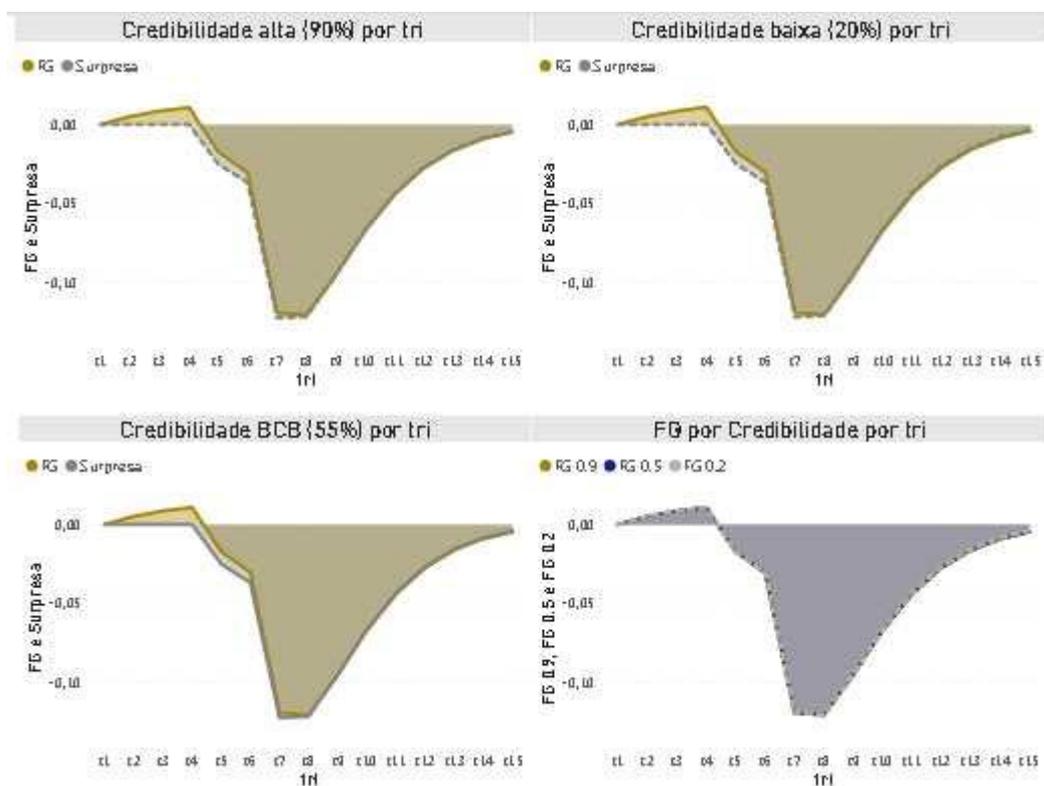
Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software dynare*.

Tabela A.5.2. Trajetória numérica da FIR – Taxa de Câmbio real

tri	FG 0.9	SP 0.9	diff 0.9	RG 0.5	SP 0.5	diff 0.5	FG 0.2	SP 0.2	diff 0.2
t1	-0,16	0,00	-0,16	-0,16	0,00	-0,16	-0,16	0,00	-0,16
t2	-0,17	0,00	-0,17	-0,17	0,00	-0,17	-0,17	0,00	-0,17
t3	-0,17	0,00	-0,17	-0,17	0,00	-0,17	-0,18	0,00	-0,18
t4	-0,19	0,00	-0,19	-0,19	0,00	-0,19	-0,19	0,00	-0,19
t5	-0,36	-0,35	-0,02	-0,36	-0,35	-0,02	-0,37	-0,35	-0,01
t6	-0,36	-0,41	0,04	-0,36	-0,41	0,04	-0,37	-0,42	0,05
t7	-0,28	-0,31	0,03	-0,28	-0,31	0,03	-0,28	-0,32	0,04
t8	-0,21	-0,23	0,02	-0,21	-0,23	0,02	-0,21	-0,24	0,03
t9	-0,15	-0,17	0,01	-0,16	-0,17	0,02	-0,16	-0,18	0,02
t10	-0,11	-0,12	0,01	-0,11	-0,12	0,01	-0,12	-0,14	0,02
t11	-0,08	-0,09	0,01	-0,08	-0,09	0,01	-0,09	-0,10	0,01
t12	-0,06	-0,06	0,00	-0,06	-0,06	0,00	-0,07	-0,08	0,01
t13	-0,04	-0,04	0,00	-0,04	-0,05	0,00	-0,05	-0,06	0,01
t14	-0,03	-0,03	0,00	-0,03	-0,03	0,00	-0,04	-0,04	0,00
t15	-0,02	-0,02	0,00	-0,02	-0,02	0,00	-0,03	-0,03	0,00
-	-2,39	-1,82	-0,57	-2,41	-1,85	-0,57	-2,47	-1,95	-0,52

Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software dynare*.

Figura A.5.3. FIR - Exportações líquidas - Choque simultâneo de gastos e impostos



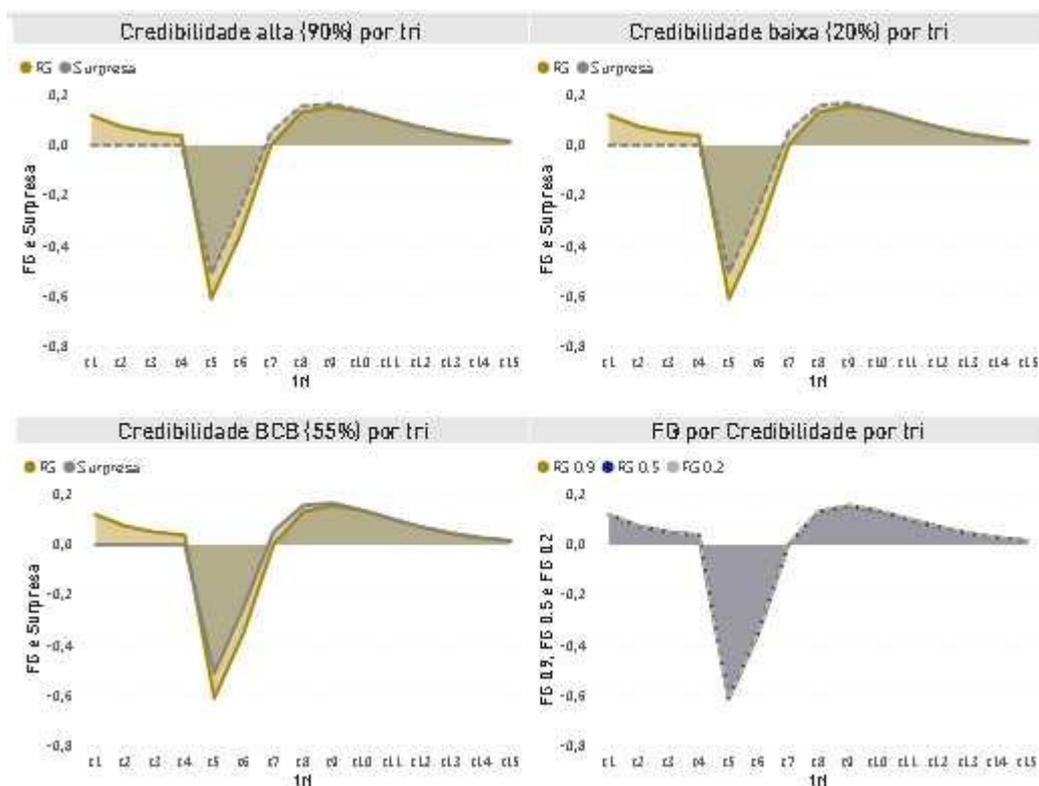
Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software dynare*.

Tabela A.5.3. Trajetória numérica da FIR – Exportações líquidas

tr	FG 0.9	SP 0.9	dHf 0.9	RG 0.5	SP 0.5	dHf 0.5	FG 0.2	SP 0.2	dHf 0.2
t1	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
t2	0,01	0,00	0,01	0,01	0,00	0,01	0,01	0,00	0,01
t3	0,01	0,00	0,01	0,01	0,00	0,01	0,01	0,00	0,01
t4	0,01	0,00	0,01	0,01	0,00	0,01	0,01	0,00	0,01
t5	-0,02	-0,02	0,01	-0,02	-0,02	0,01	-0,02	-0,02	0,01
t6	-0,03	-0,04	0,01	-0,03	-0,04	0,01	-0,03	-0,04	0,01
t7	-0,12	-0,12	0,00	-0,12	-0,12	0,00	-0,12	-0,12	0,00
t8	-0,12	-0,12	0,00	-0,12	-0,12	0,00	-0,12	-0,12	0,00
t9	-0,10	-0,10	0,00	-0,10	-0,09	0,00	-0,09	-0,09	0,00
t10	-0,07	-0,07	0,00	-0,07	-0,07	0,00	-0,07	-0,07	0,00
t11	-0,04	-0,04	0,00	-0,04	-0,04	0,00	-0,04	-0,04	0,00
t12	-0,03	-0,03	0,00	-0,03	-0,03	0,00	-0,03	-0,03	0,00
t13	-0,02	-0,02	0,00	-0,02	-0,02	0,00	-0,02	-0,01	0,00
t14	-0,01	-0,01	0,00	-0,01	-0,01	0,00	-0,01	-0,01	0,00
t15	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
-	-0,53	-0,57	0,04	-0,53	-0,56	0,04	-0,52	-0,56	0,03

Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software dynare*.

Figura A.5.4. FIR - Variação dos títulos internacionais - Choque simultâneo de gastos e impostos



Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software dynare*.

Tabela A.5.4. Trajetória numérica da FIR – Variação dos títulos internacionais

t_i	FG 0.9	SP 0.9	diff 0.9	FG 0.5	SP 0.5	diff 0.5	FG 0.2	SP 0.2	diff 0.2
t1	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
t2	0,01	0,00	0,01	0,01	0,00	0,01	0,01	0,00	0,01
t3	0,01	0,00	0,01	0,01	0,00	0,01	0,01	0,00	0,01
t4	0,01	0,00	0,01	0,01	0,00	0,01	0,01	0,00	0,01
t5	-0,02	-0,02	0,01	-0,02	-0,02	0,01	-0,02	-0,02	0,01
t6	-0,03	-0,04	0,01	-0,03	-0,04	0,01	-0,03	-0,04	0,01
t7	-0,12	-0,12	0,00	-0,12	-0,12	0,00	-0,12	-0,12	0,00
t8	-0,12	-0,12	0,00	-0,12	-0,12	0,00	-0,12	-0,12	0,00
t9	-0,10	-0,10	0,00	-0,10	-0,09	0,00	-0,09	-0,09	0,00
t10	-0,07	-0,07	0,00	-0,07	-0,07	0,00	-0,07	-0,07	0,00
t11	-0,04	-0,04	0,00	-0,04	-0,04	0,00	-0,04	-0,04	0,00
t12	-0,03	-0,03	0,00	-0,03	-0,03	0,00	-0,03	-0,03	0,00
t13	-0,02	-0,02	0,00	-0,02	-0,02	0,00	-0,02	-0,01	0,00
t14	-0,01	-0,01	0,00	-0,01	-0,01	0,00	-0,01	-0,01	0,00
t15	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
-	-0,53	-0,57	0,04	-0,53	-0,56	0,04	-0,52	-0,56	0,03

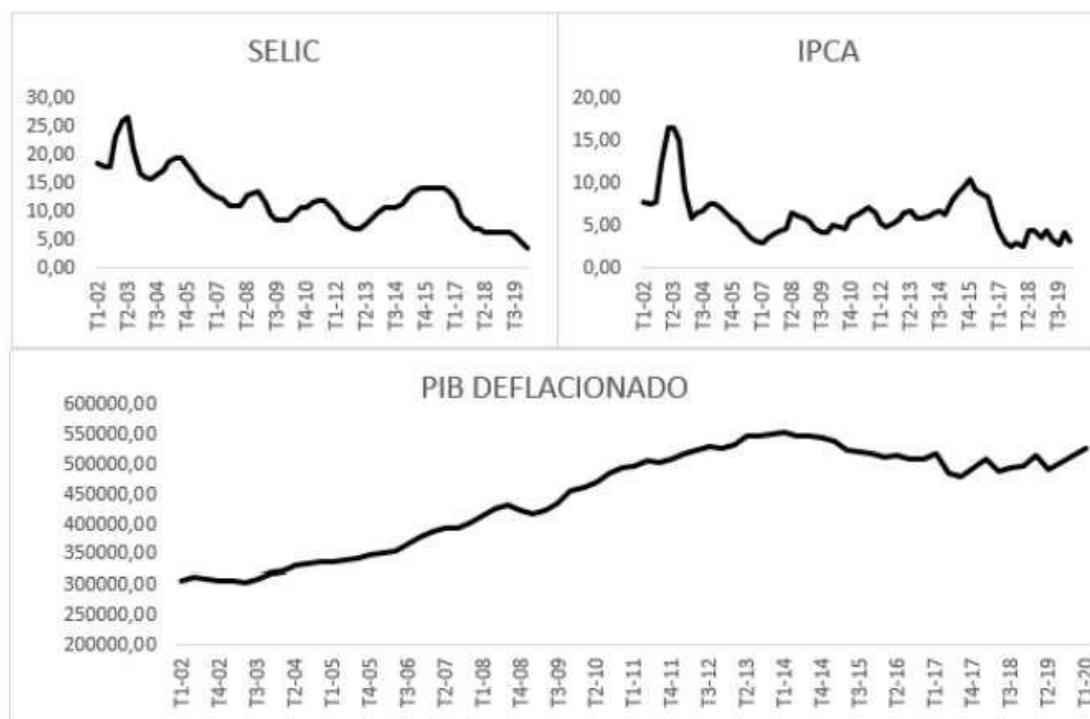
Fonte: Elaboração própria com auxílio do *software dynare*.

APÊNDICE B

B.1 Testes de Raiz unitária

Antes das estimações, foram realizados testes de raiz unitária para as variáveis dos capítulos 1, 2 e 3. À título de robustez dos resultados foram efetuados 4 tipos de teste: Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP), e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS); e os testes $MZ\alpha$ GLS e MZt 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. As figuras (B.1.1) a (B.1.2) mostram a trajetória dessas variáveis em nível.

Figura B.1.1 Variáveis Monetária e Real em nível



Fonte: Elaboração própria com dados do BCB.

Figura B.1.2 Variáveis Fiscais e Termo de Troca



Fonte: Elaboração própria com dados da STN e BCB.

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 $k_{max} = \text{int} \left(12 \left(\frac{T}{100} \right)^{\frac{1}{4}} \right) = 10$. 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 desses parâmetros foram estatisticamente diferentes de zero.

Tabela B.1.1 Teste de Raiz Unitária em nível

Var.	ADF	P.P.	KPSS	MZaGLS	MZtGLS
LIPCA	-2.380	-4.893*	0.204	-7.092	-1.879
LPIB	-1.113	-1.623	0.879	-6.012	-1.606
LSELIC	-1.982	-1.697	0.735**	-2.214	-1.048
LTOT	-0.583	-1.360	0.113***	-13.720	-2.480
LDIVPIB	-1.089	-3.541*	0.179**	-8.632	-1.940
ICM	-2.10	-2.134	0.21*	-5.941*	-1.694*

Fonte: Elaboração própria com auxílio do software E-views10.

Nota: *** Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. * Significativo a 10%.

Com exceção do índice de credibilidade monetária, que é limitado em 0 e 1, constatou-se na tabela B.1.1 que, em nível, as demais variáveis não podem ser consideradas estacionárias. Desta forma, foram realizados os testes nas variáveis em primeira diferença (Tabela B.1.2). Na maioria dos testes, todas as variáveis se tornaram estacionárias em primeira diferença, o que justifica a utilização das séries em diferença no modelo, salvo as variáveis de índice.

Tabela B.1.2 Teste de Raiz Unitária em primeira diferença.

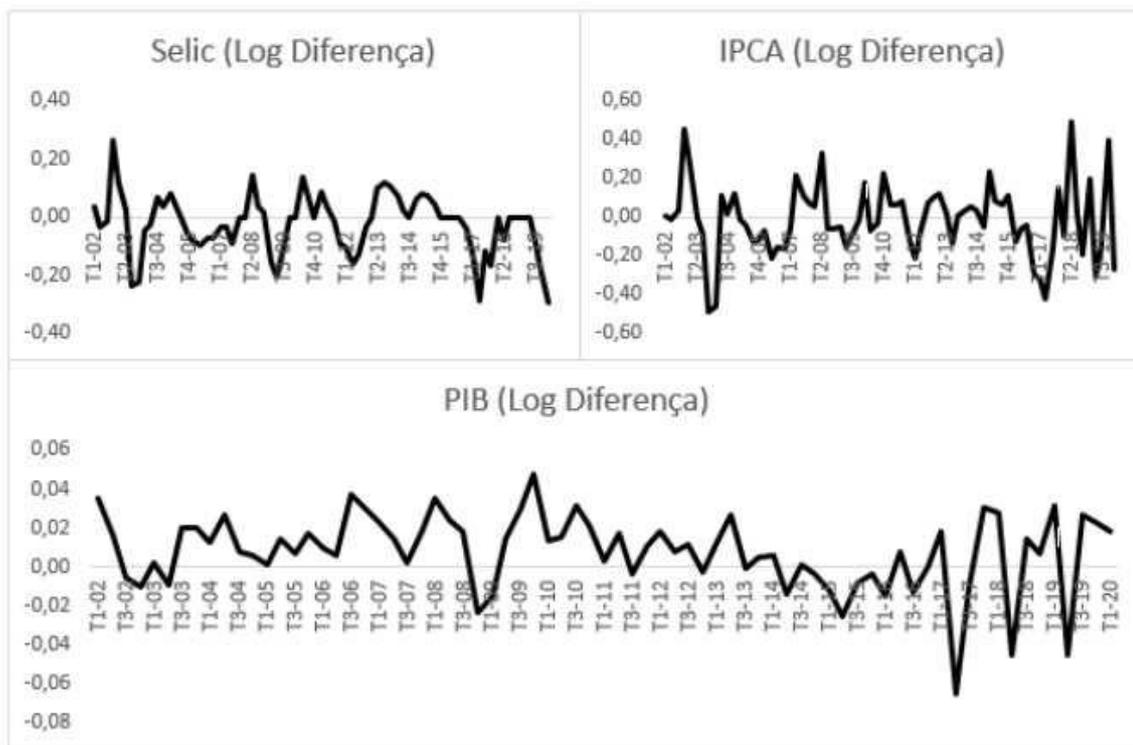
Var.	ADF	P.P.	KPSS	MZGLS	MTZGLS
DLIPCA	-8.209*	-14.900*	0.140*	-0.176	-0.233
DLPIB	-1.433*	-4.590**	0.379*	0.113	-0.523
DLSELIC	-4.338*	-4.421**	0.119***	-21.098	-3.240
DLTOT	-2.920	-5.802*	0.160**	-6.971	-1.792
DLDIVPIB	-2.300	-9.605	0.094**	-12.701*	-2.504**

Fonte: Elaboração própria com auxílio do software E-views10.

Nota: *** Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. * Significativo a 10%.

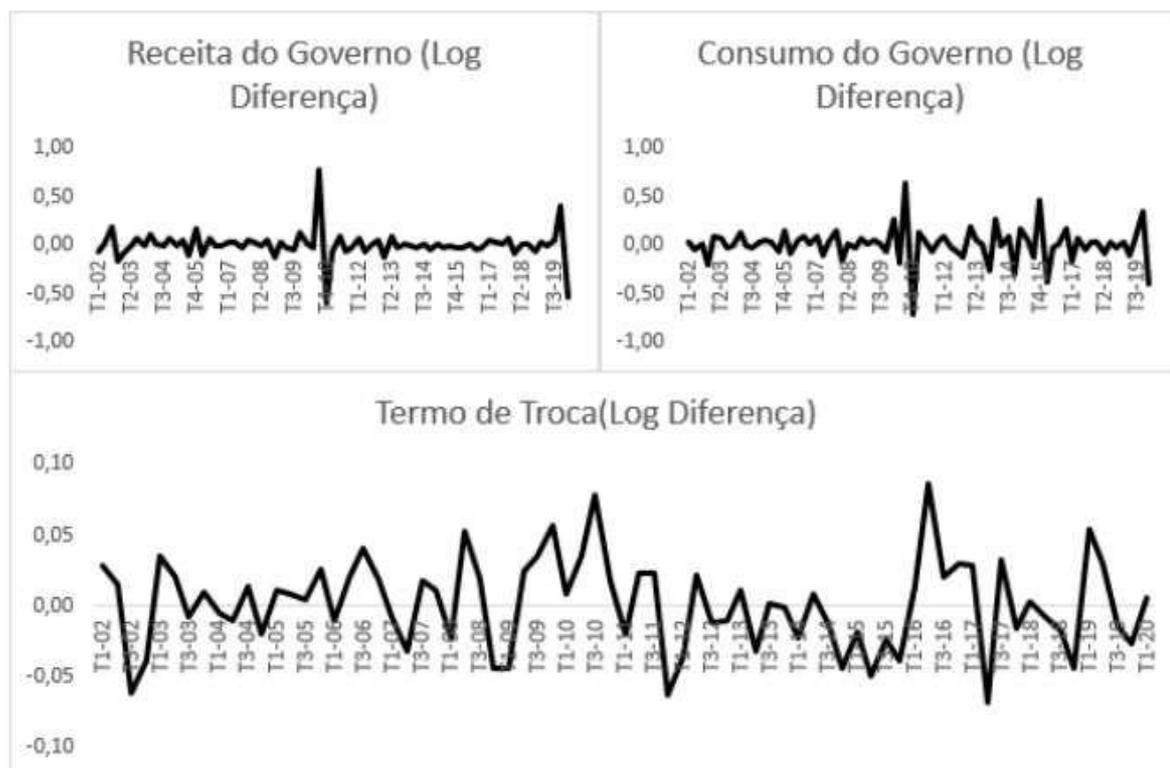
As figuras (B.1.3) a (B.1.4) mostram como ficaram as séries em log diferença.

Figura B.1.3 Variáveis Monetária e Real em nível



Fonte: Elaboração própria com dados do BCB.

Figura B.1.4 Variáveis Fiscais e Termo de Troca



Fonte: Elaboração própria com dados da STN e do BCB.

APÊNDICE C

C.1 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 (A.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:

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

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

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

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 (22, 23; 38-40; 43-46) combinadas com a lei de movimento dos choques exógenos formam um sistema linear de expectativas racionais que determinam a evolução de:

$$x_t = [\bar{\pi}_{H,t}, \bar{m}c_t, E_t\{\bar{\pi}_{H,t+1}\}, \tilde{y}_t, \bar{v}_t, \bar{g}_t, \bar{v}_t, \bar{b}_{t+1}, Cm_t]' \quad (\text{A.3})$$

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 $nx1$:

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

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

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

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 $\Gamma_0, \Gamma_1, \Lambda$ 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 :

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

Em que os 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 50 a 56 descrevem a relação das variáveis do modelo com as observáveis, que serão utilizadas como input para a estimação dos parâmetros *a posteriori*.

$$DLPIB_t = PIB_t - P IB_{t-1} \quad (50)$$

$$DLIPCA_t = Inflacao_{H,t} - Inflacao_{H,t-1}; \quad (51)$$

$$DLSELIC_t = JurosNominal_t - JurosNominal_{t-1}; \quad (52)$$

$$DLTOT_t = Termotroca_t - Termotroca_{t-1}; \quad (53)$$

$$CONSG = \bar{g}_t; \quad (54)$$

$$RECGOV_t = \bar{r}_t; \quad (55)$$

$$CM_t = Cm_t; \quad (56)$$

Os parâmetros estruturais são coletados no vetor θ . O sistema de equações de medida (50 - 56) pode ser definido como:

$$y_t = \Omega_0(\theta) + \Omega_1(\theta)_t + \Omega_2(\theta)s_t + u_t \quad (\text{A.7})$$

Em que u_t é o vetor de erros de medida. As equações (A.6) e (A.7) 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:

$$p(Y_{1:T}, S_{1:T} | \theta) = \prod_{t=1}^T p(y_t, s_t | Y_{1:t-1}, S_{1:t-1}, \theta) \quad (\text{A.8})$$

$$p(Y_{1:T}, S_{1:T} | \theta) = \prod_{t=1}^T p(y_t | s_t, \theta) p(s_t | s_{t-1}, \theta) \quad (\text{A.9})$$

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:

$$p(Y_{1:T} | \theta) = \prod_{t=1}^T p(y_t | Y_{1:t-1}, \theta) \quad (\text{A.10})$$

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 obtidas 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.

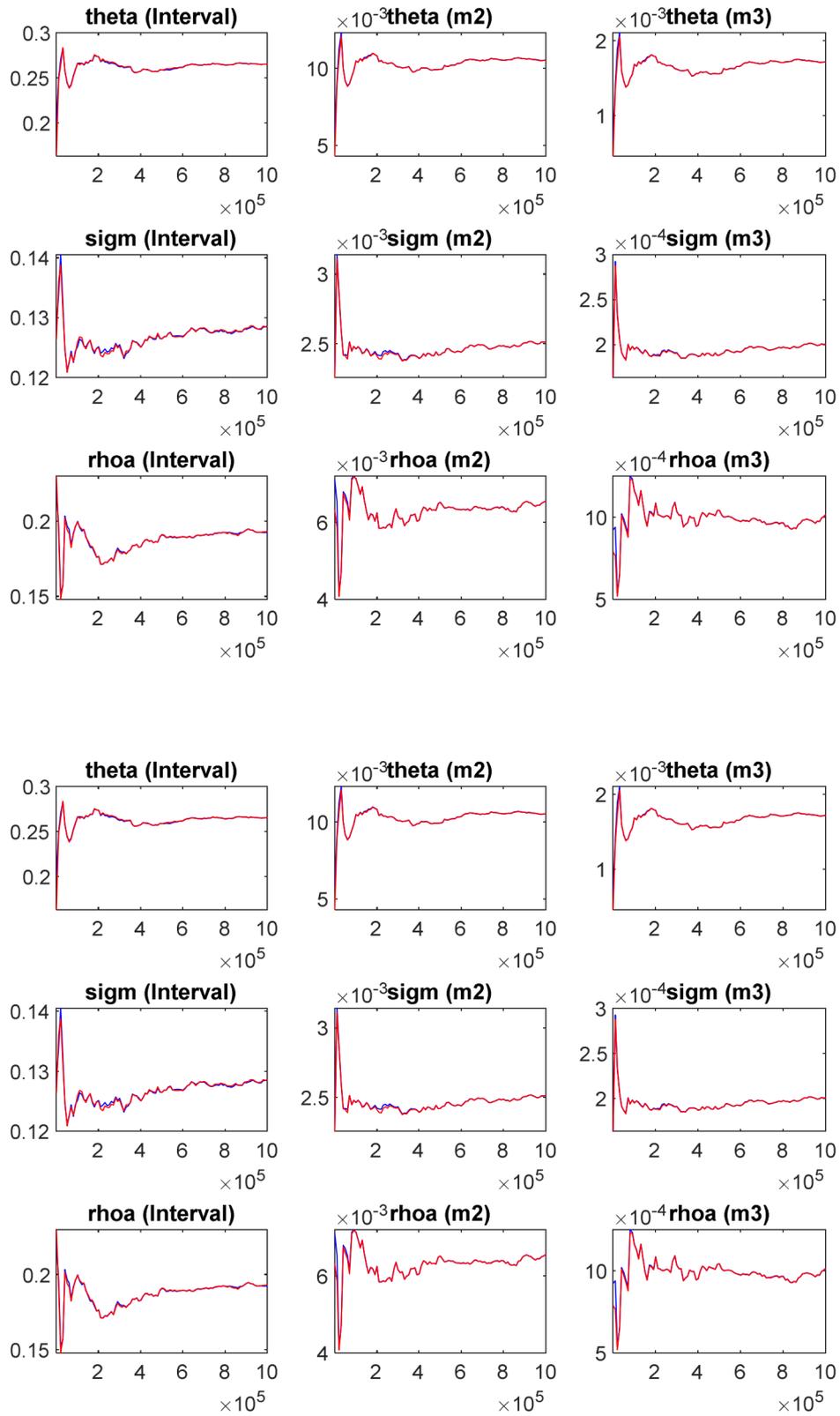
ANEXO A

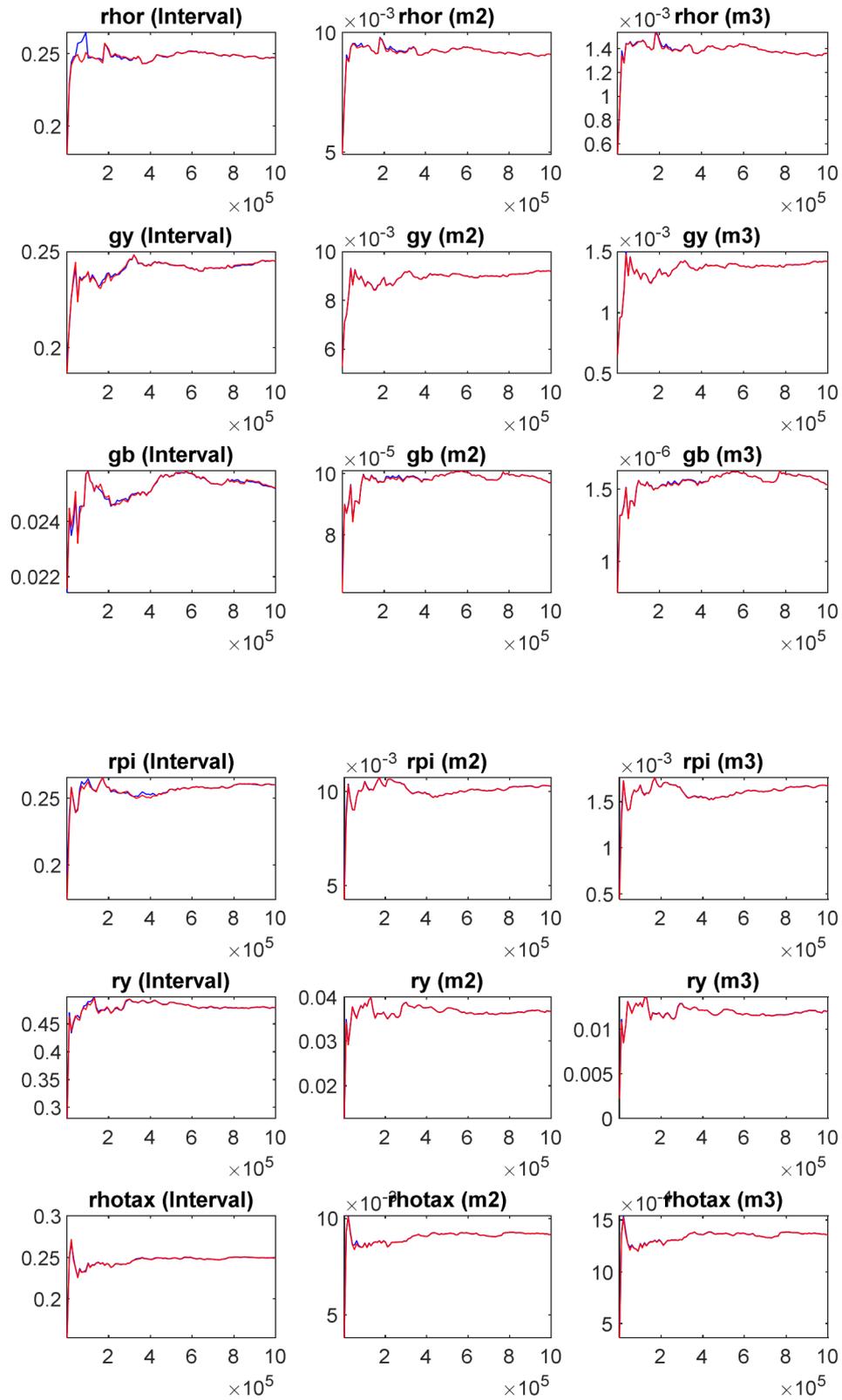
A.1 Diagnósticos do modelo estimado utilizado nos capítulos 1, 2 e 3

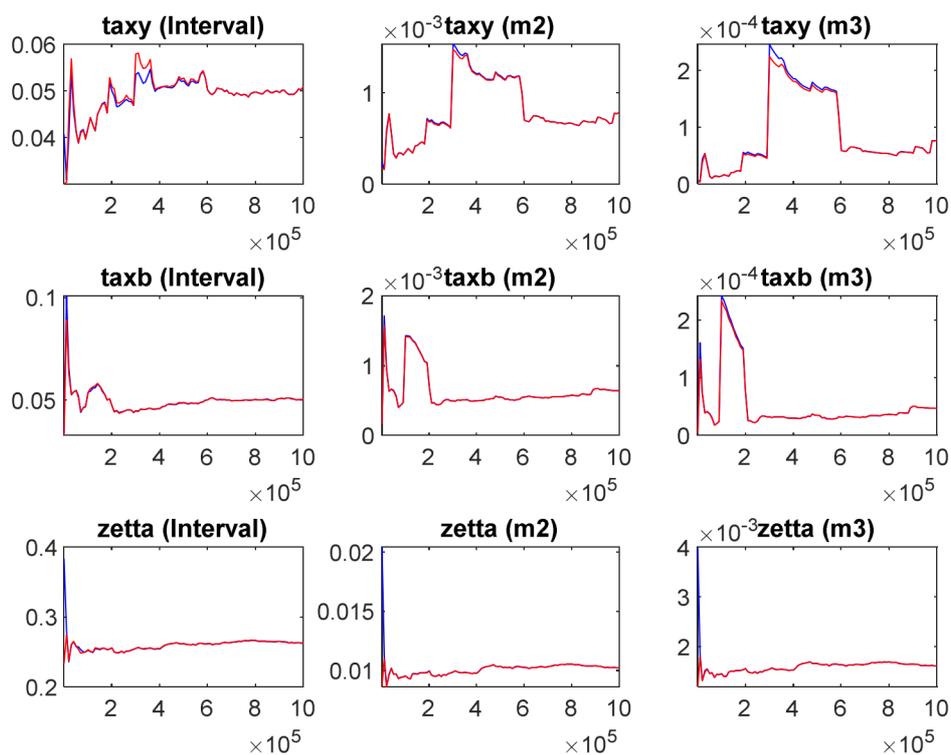
A.1.1 Diagnóstico Univariado do MCMC

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 sequências, ao passo que a linha vermelha mostra o intervalo médio com base nas extrações das sequências 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.

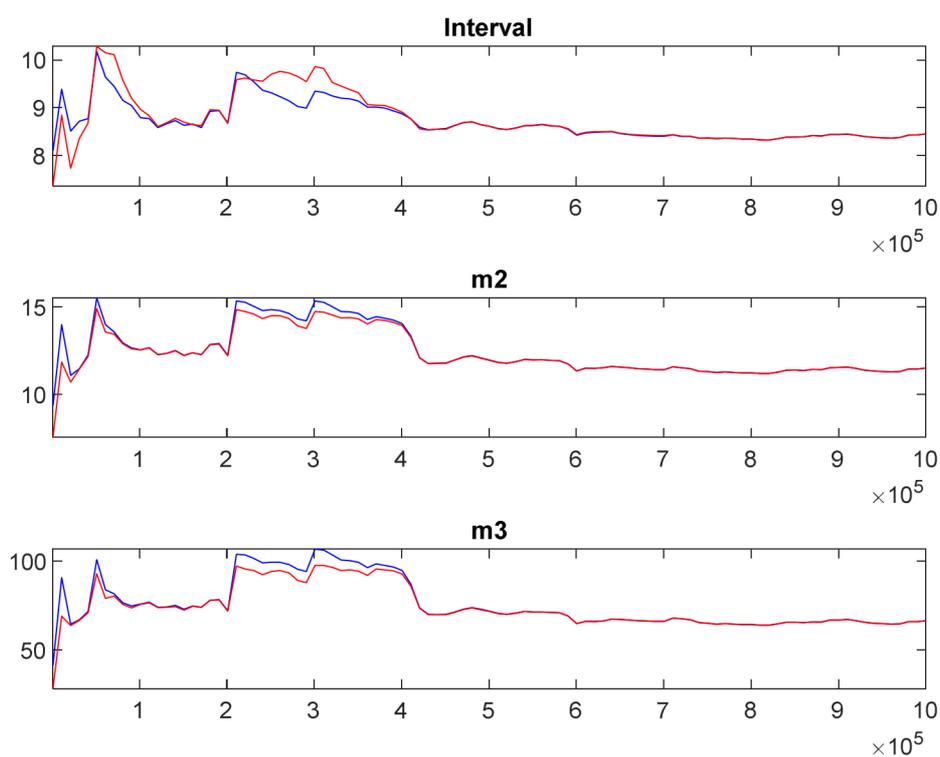






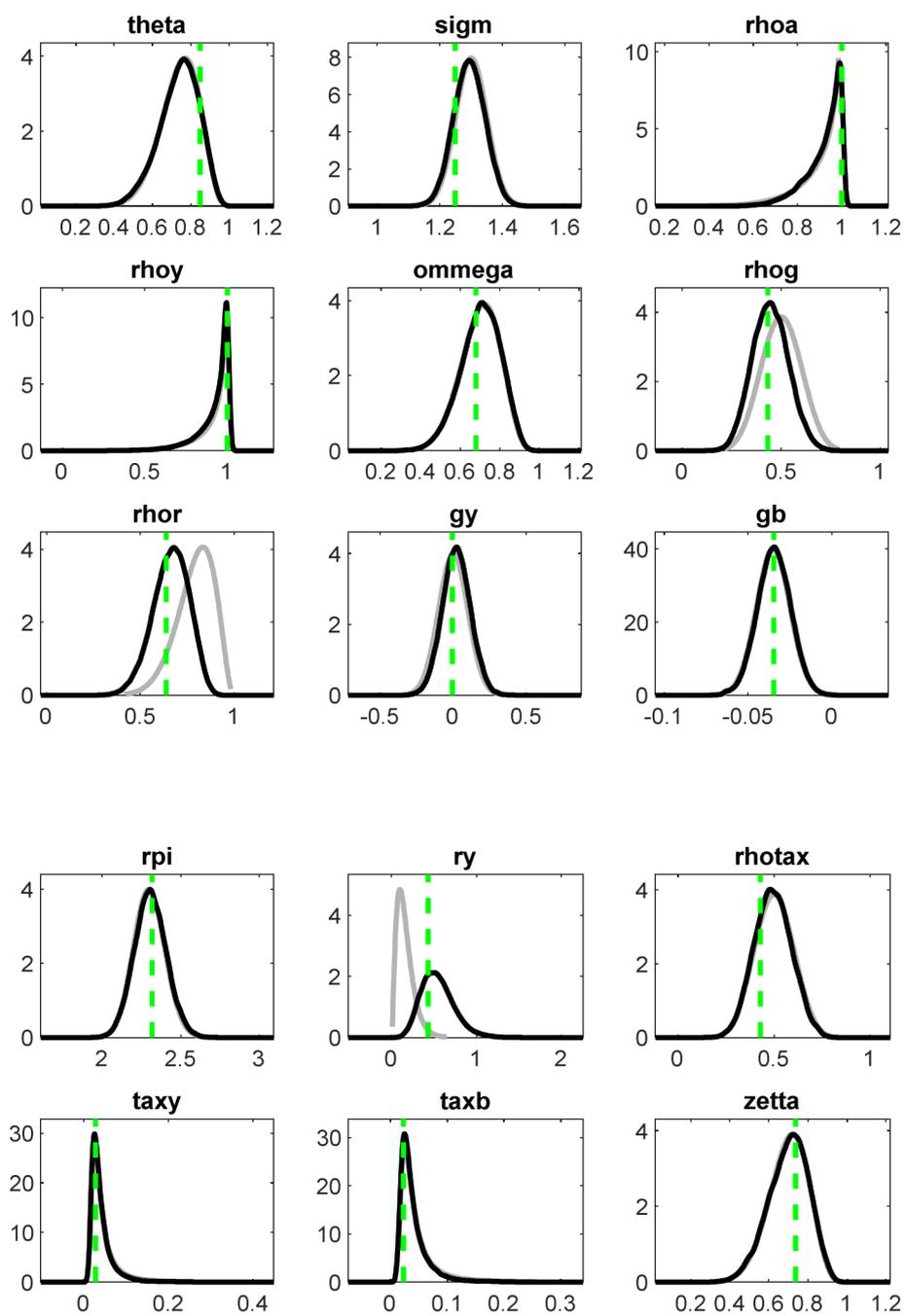
A.1.2 Diagnóstico multivariado da *priori*

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.



A.1.3 Prioris e Posterioris

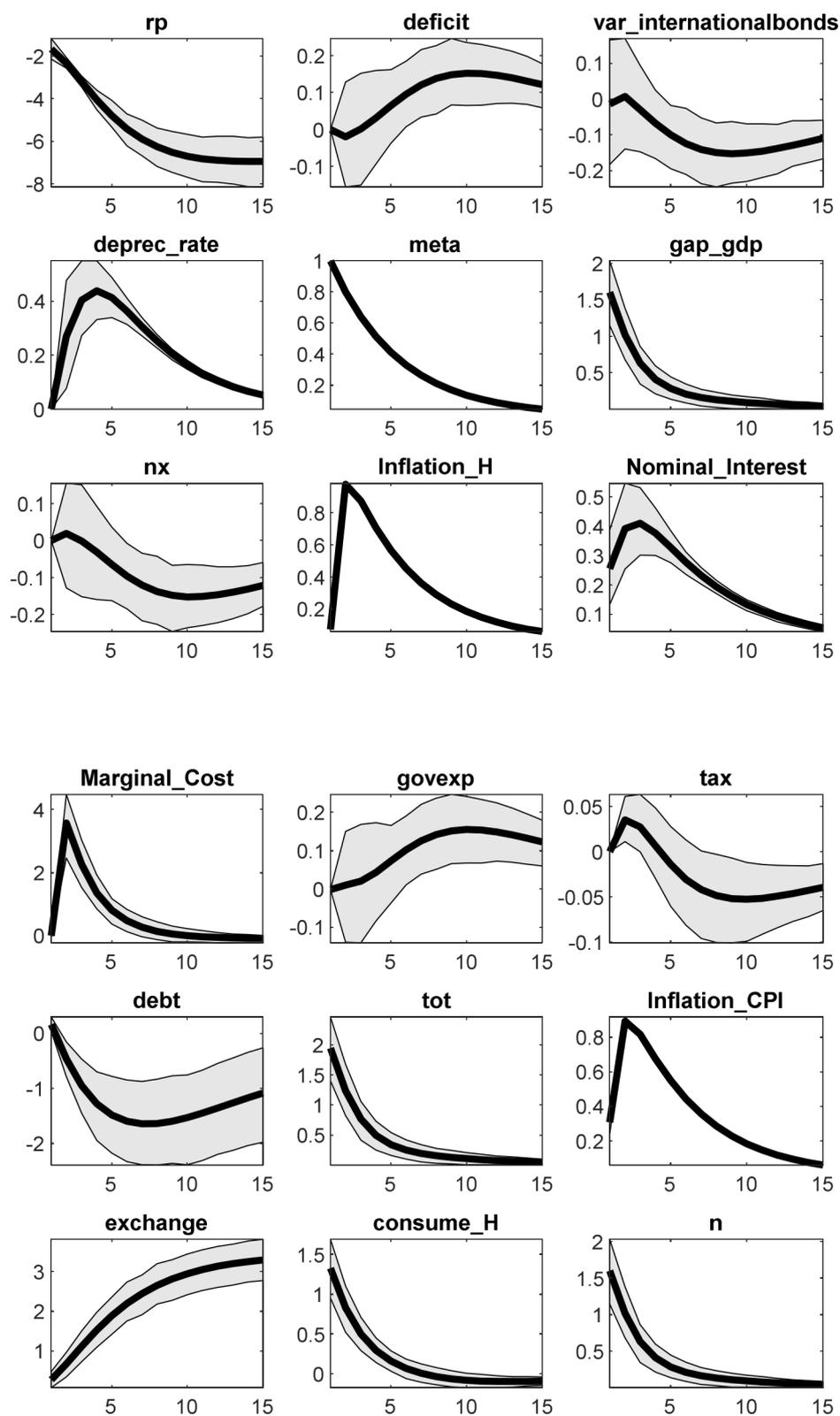
O eixo x mostra parte do suporte da distribuição *a priori* e o eixo y mostra a densidade correspondente. A linha cinza mostra a densidade *a priori* e a linha preta mostra a densidade *a posteriori* da distribuição. A linha verde horizontal indica a moda posterior.

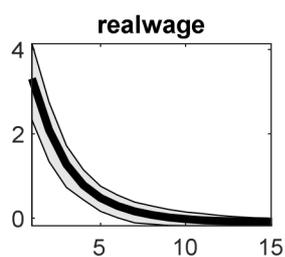


Anexo B – Demais gráficos do modelo estimado utilizado nos capítulos 1, 2 e 3.

B.1.1 Credibilidade Alta

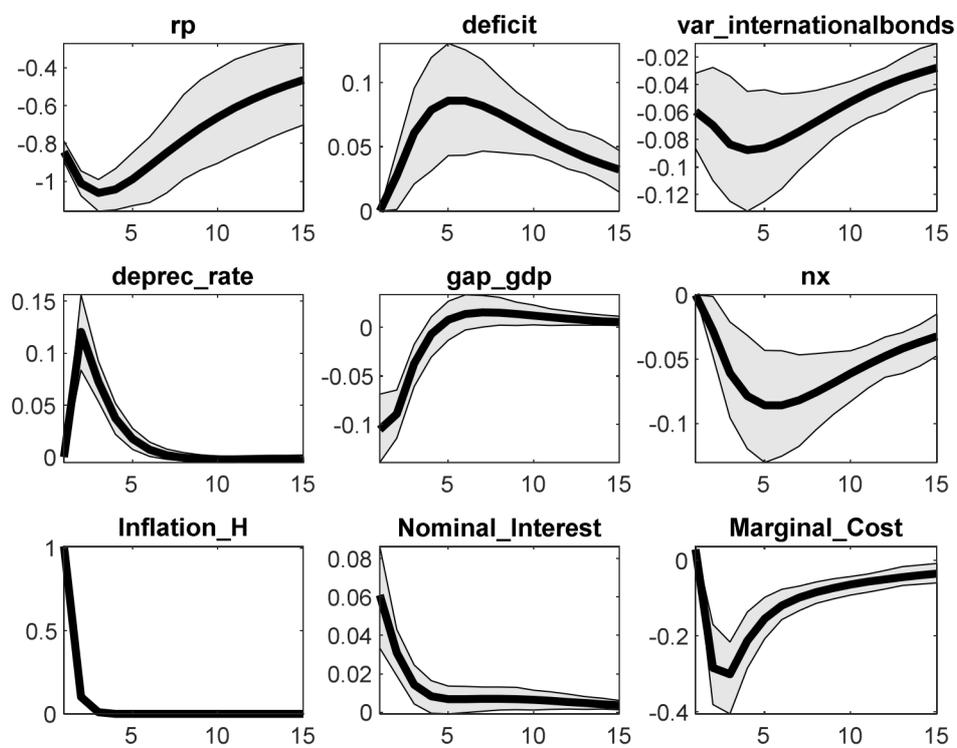
B.1.1.1 Choque de Meta

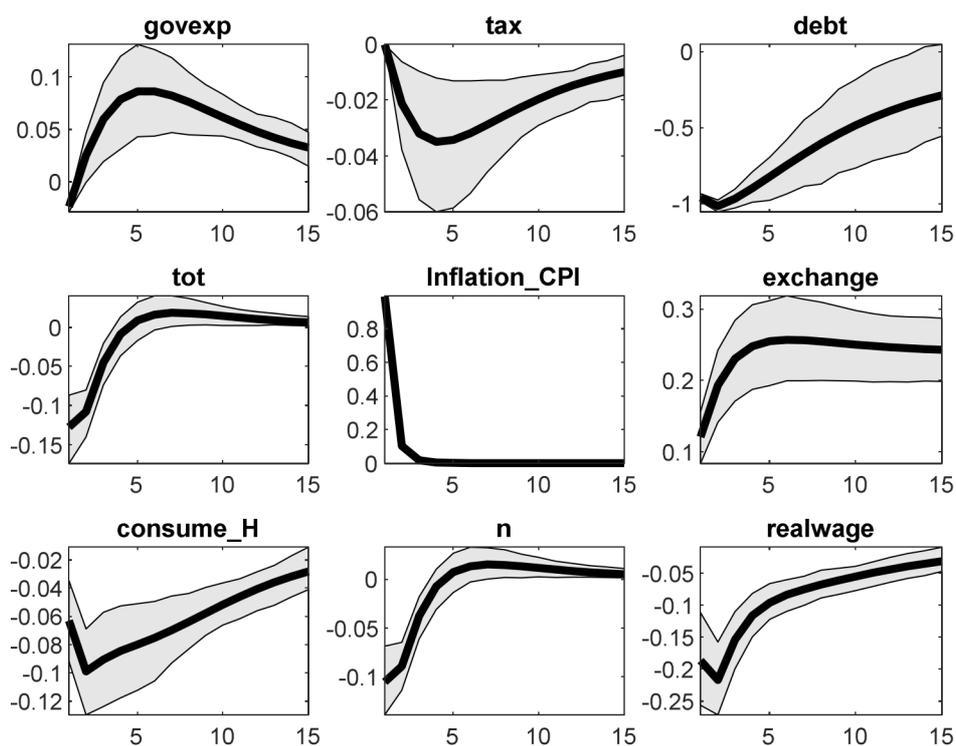




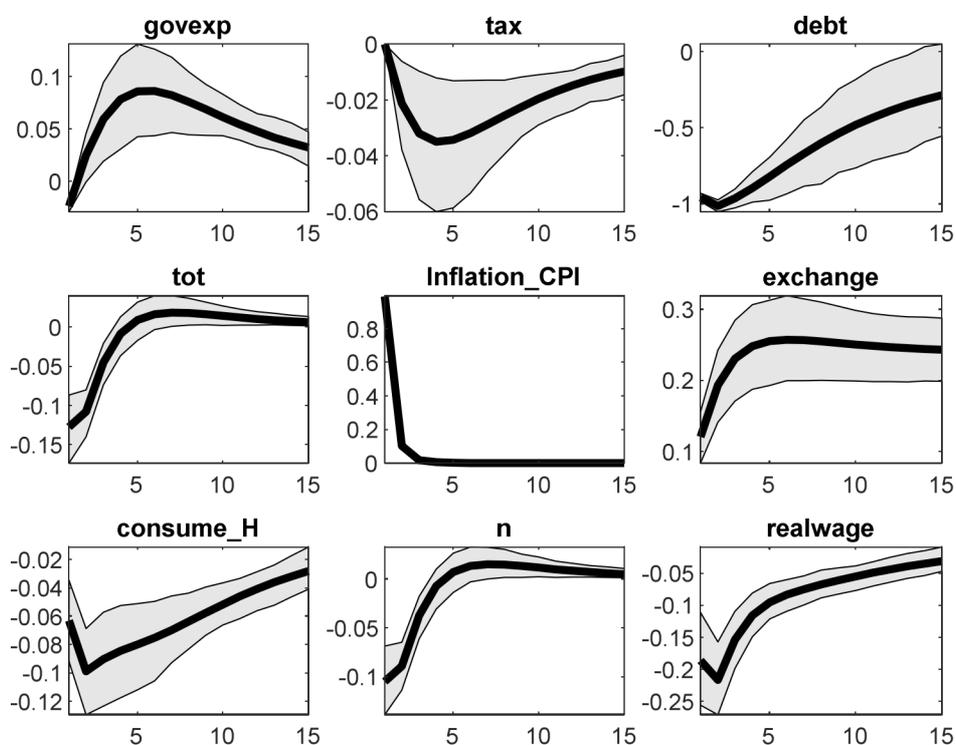
Elaboração própria com o auxílio do *software Dynare*.

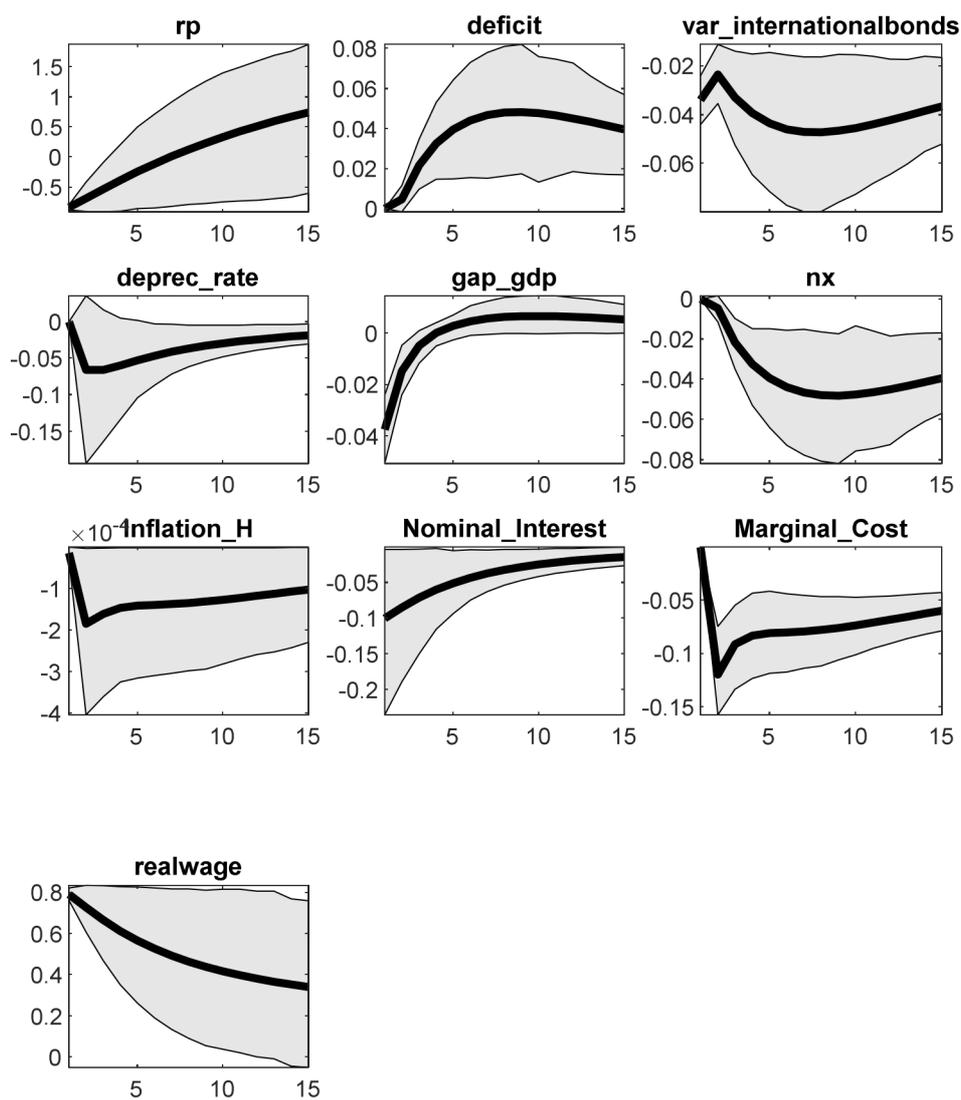
B.1.1.2 Choque de Inflação





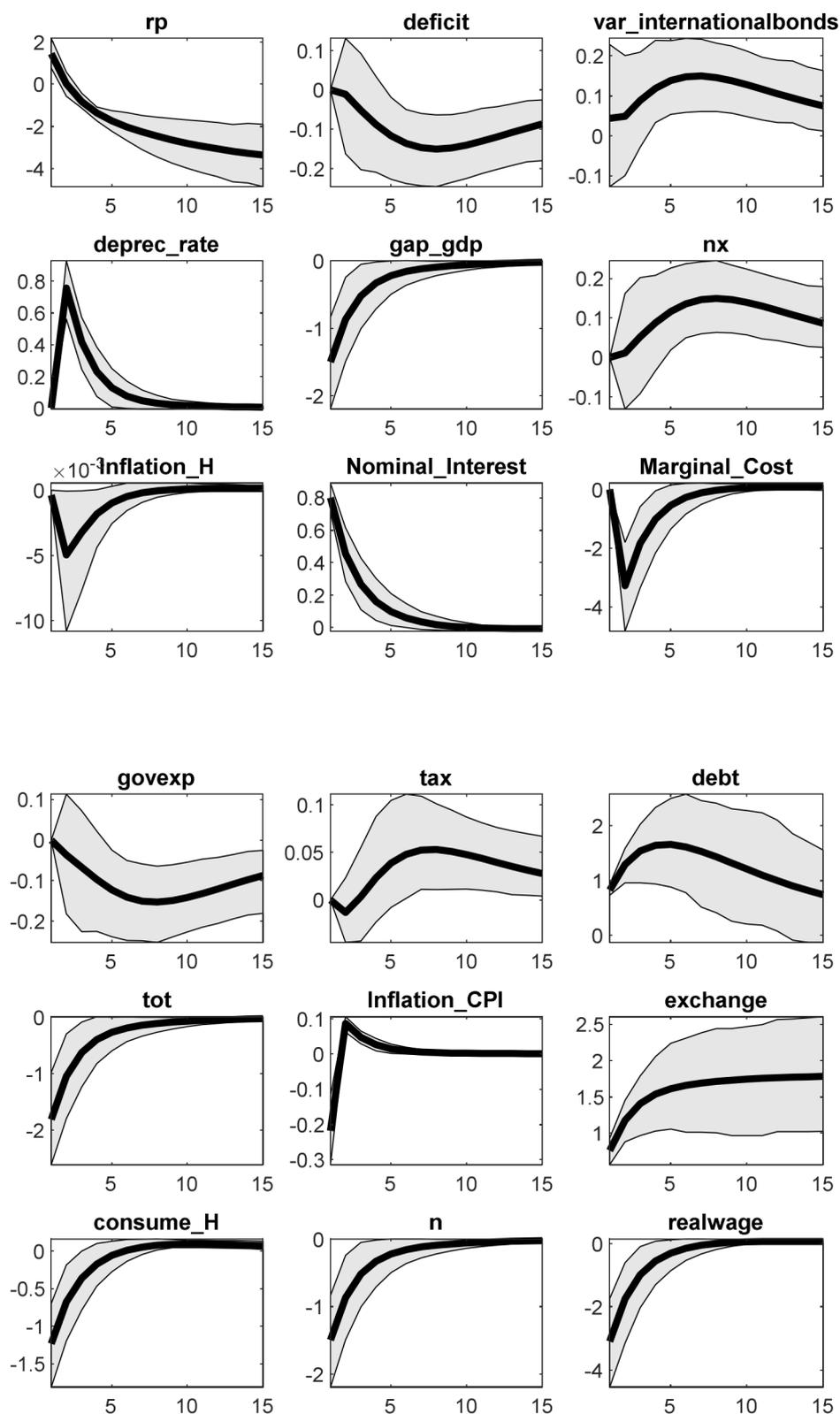
B.1.1.3 Choque de produtividade





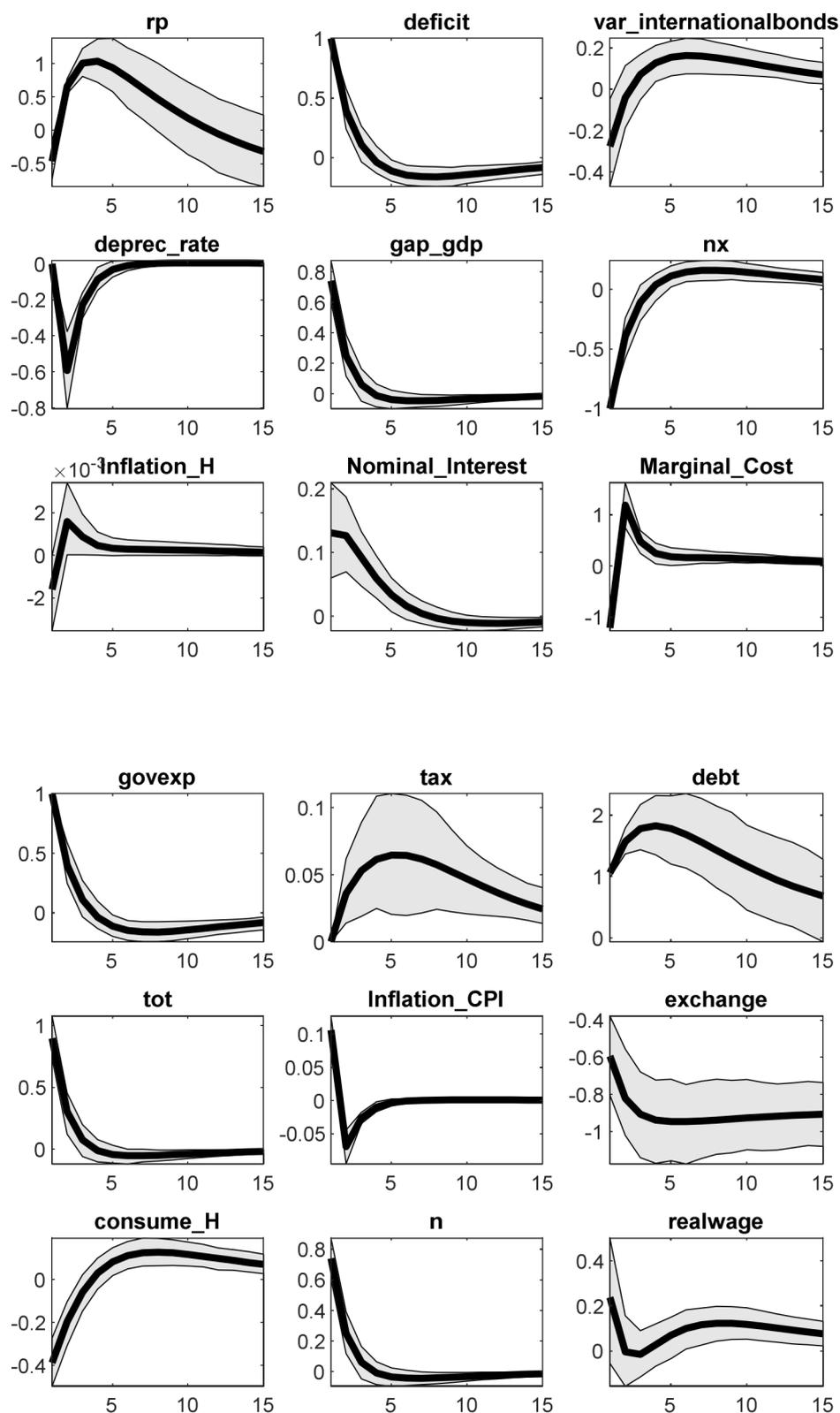
Elaboração própria com o auxílio do *software Dynare*.

B.1.1.4 Choque de Política monetária



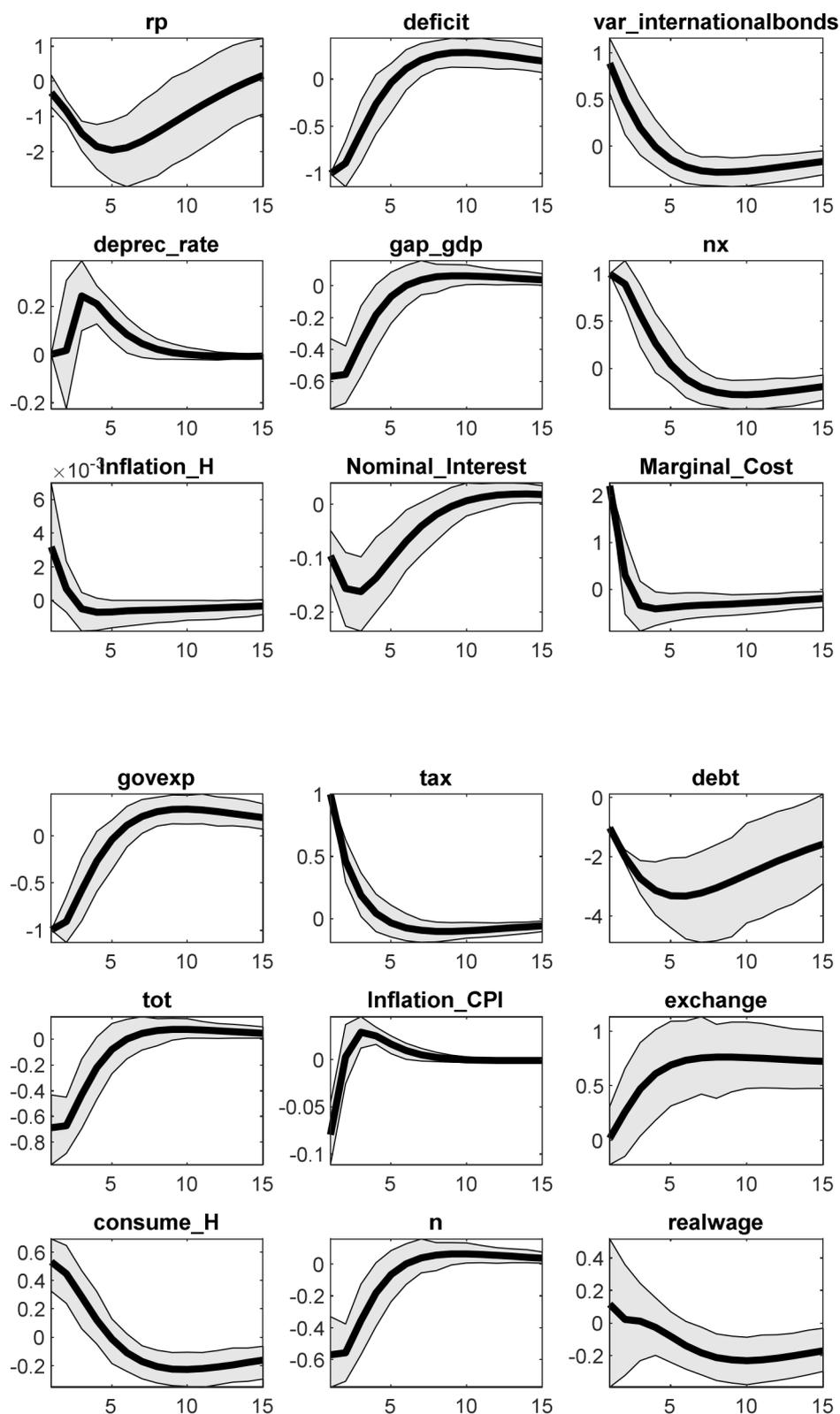
Elaboração própria com o auxílio do *software Dynare*.

B.1.1.5 Choque de Gastos



Elaboração própria com o auxílio do *software Dynare*.

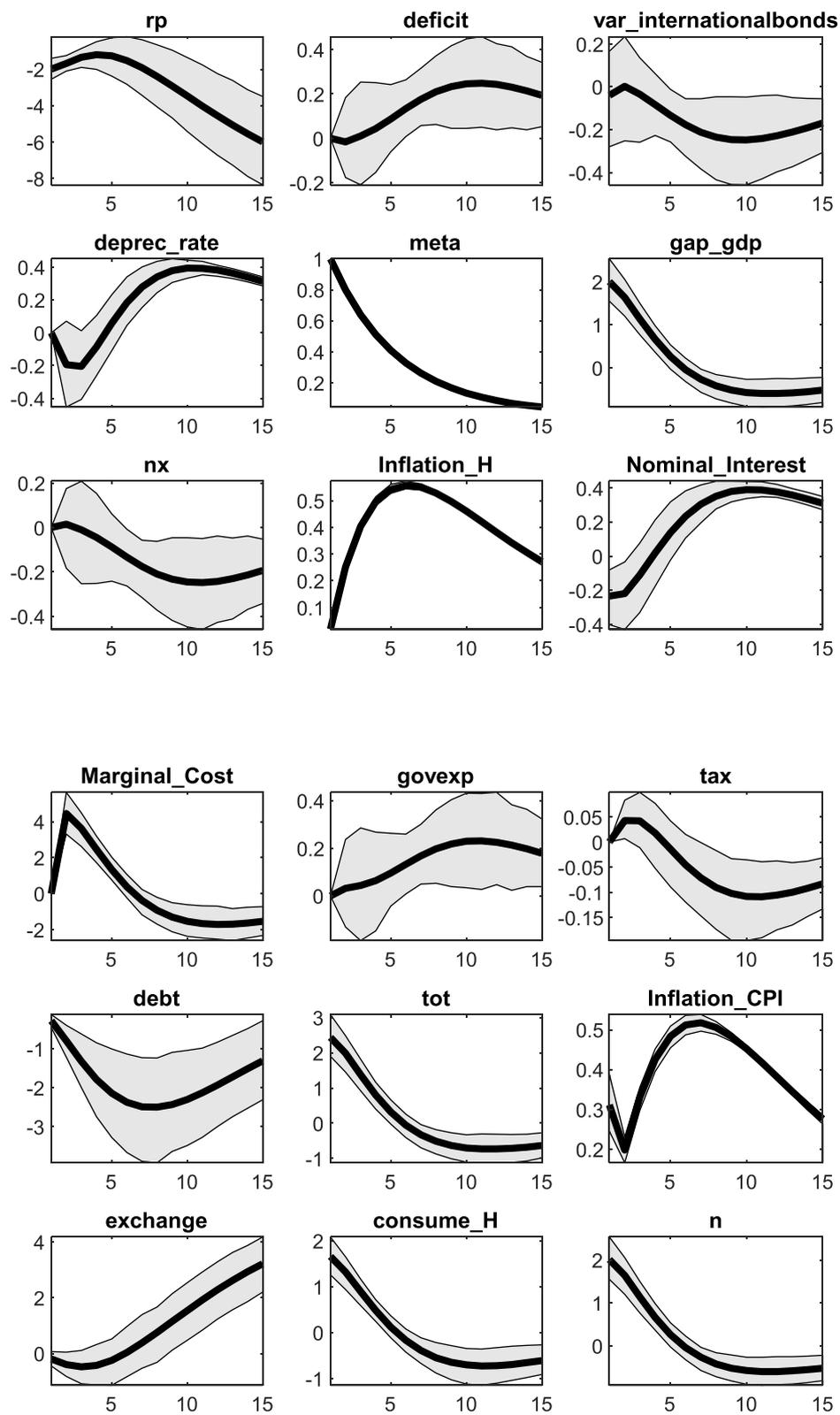
B.1.1.6 Choque de impostos

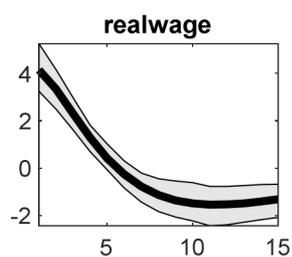


Elaboração própria com o auxílio do *software* Dynare.

B.1.2 Credibilidade baixa

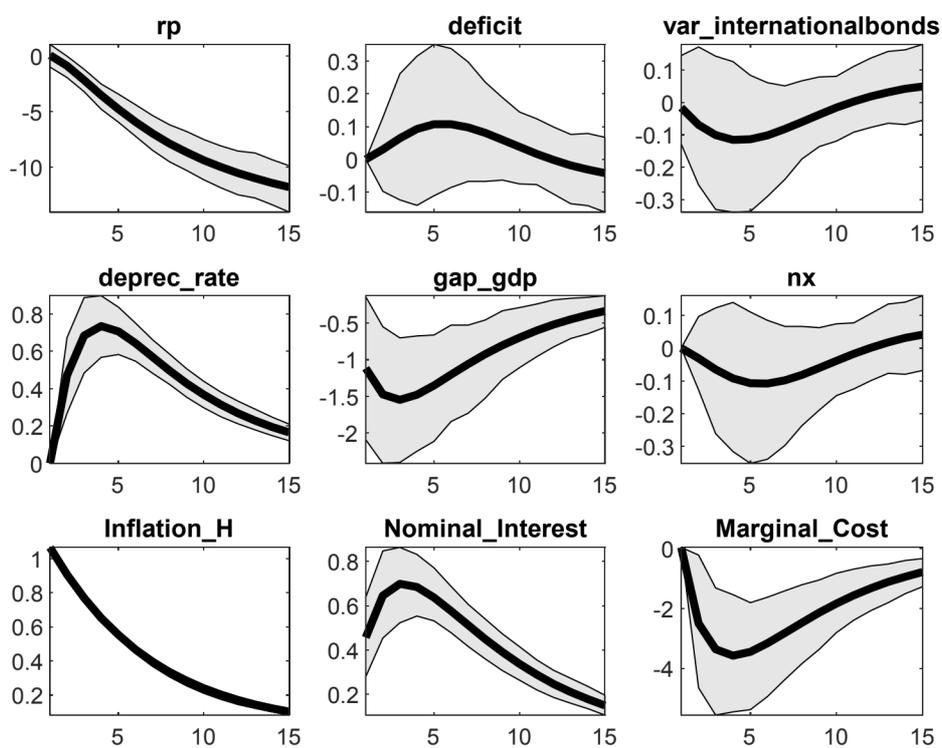
B.1.2.1 Choque de Meta

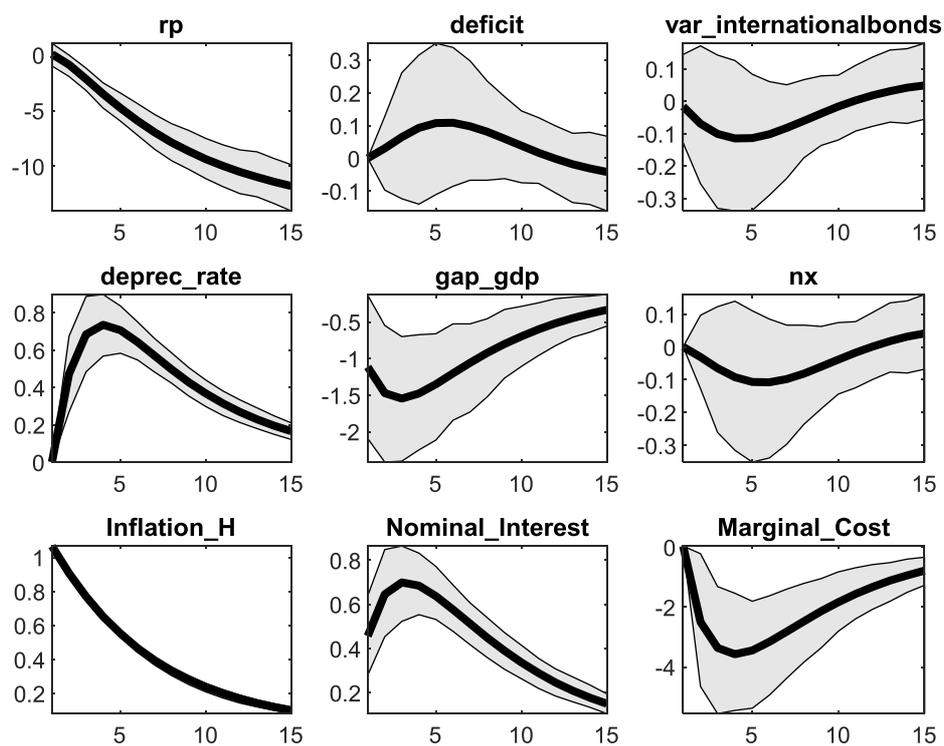




Elaboração própria com o auxílio do *software Dynare*.

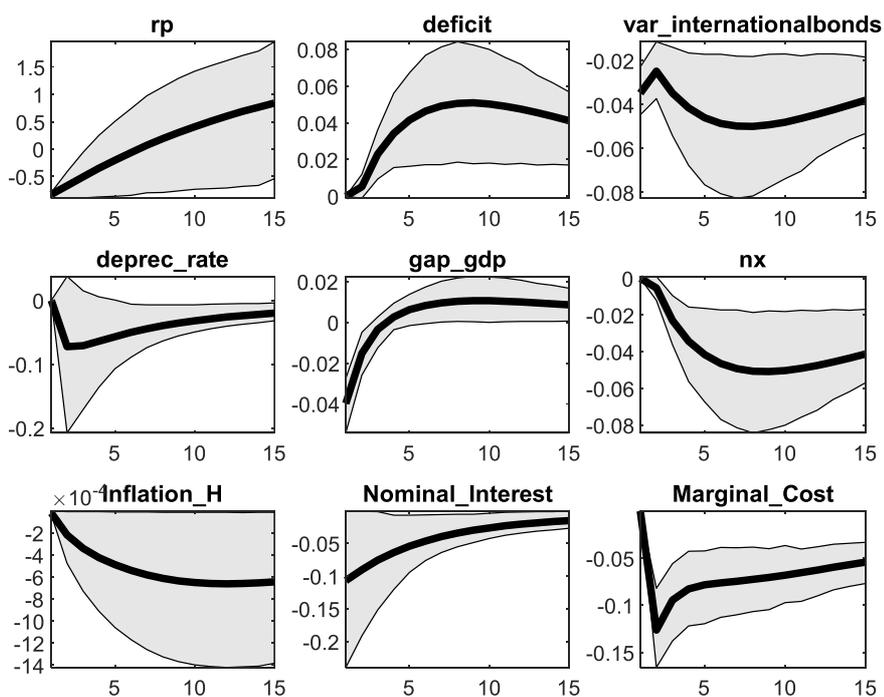
B.1.2.2 Choque de Inflação

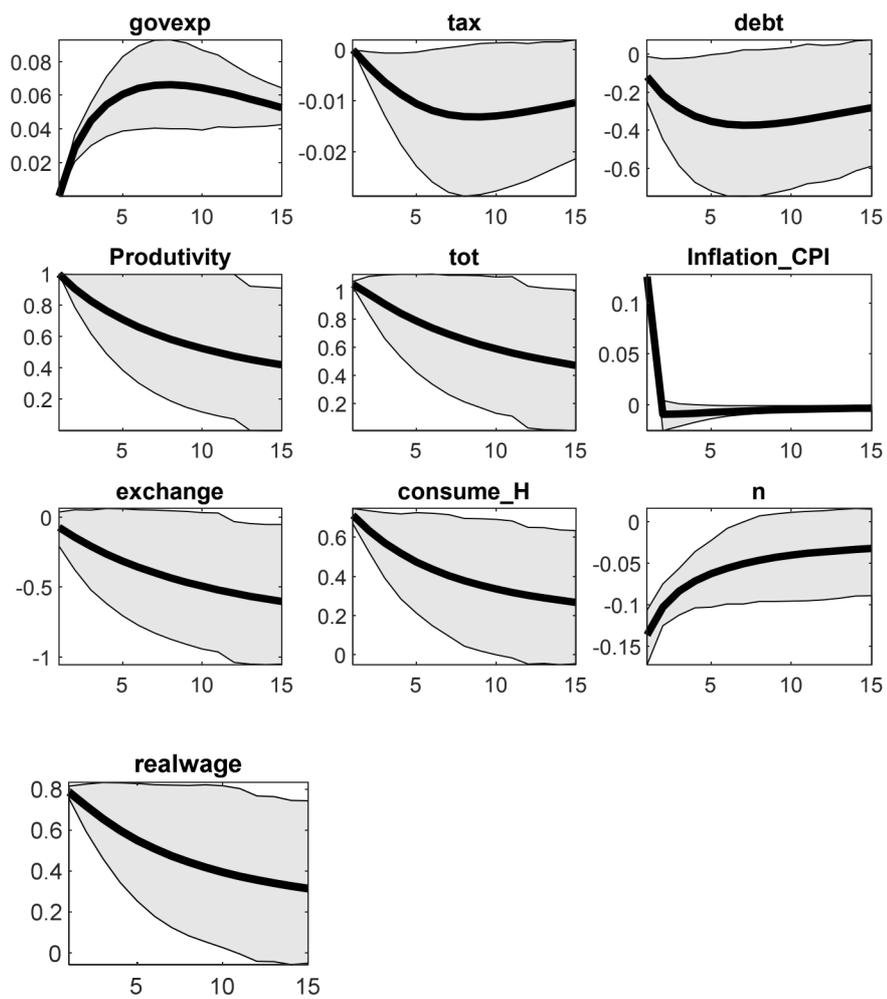




Elaboração própria com o auxílio do *software Dynare*.

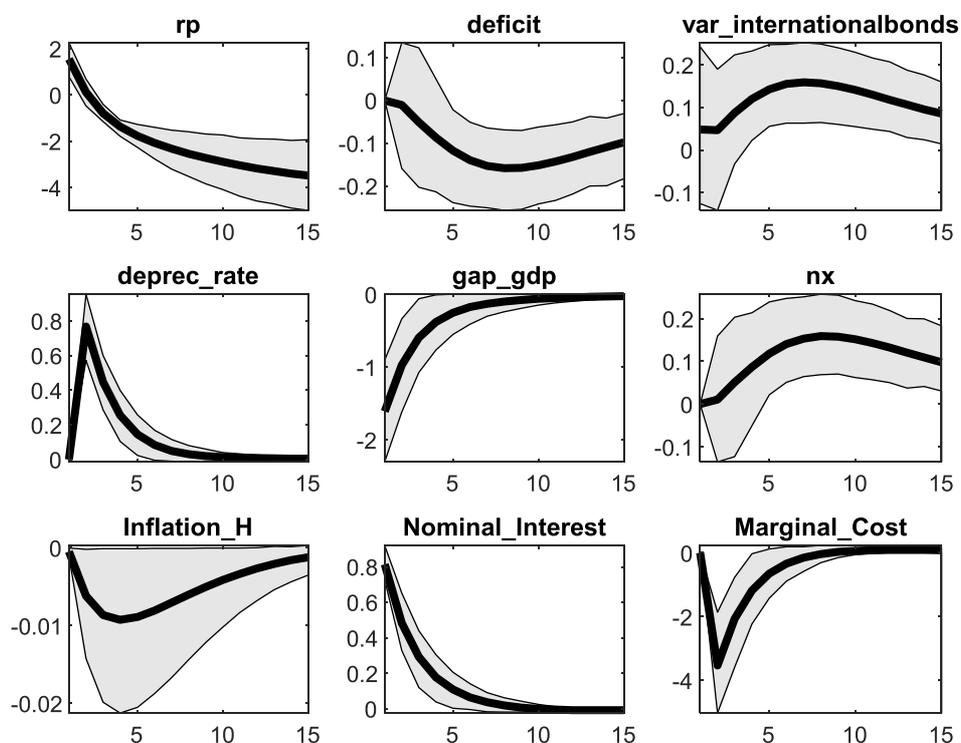
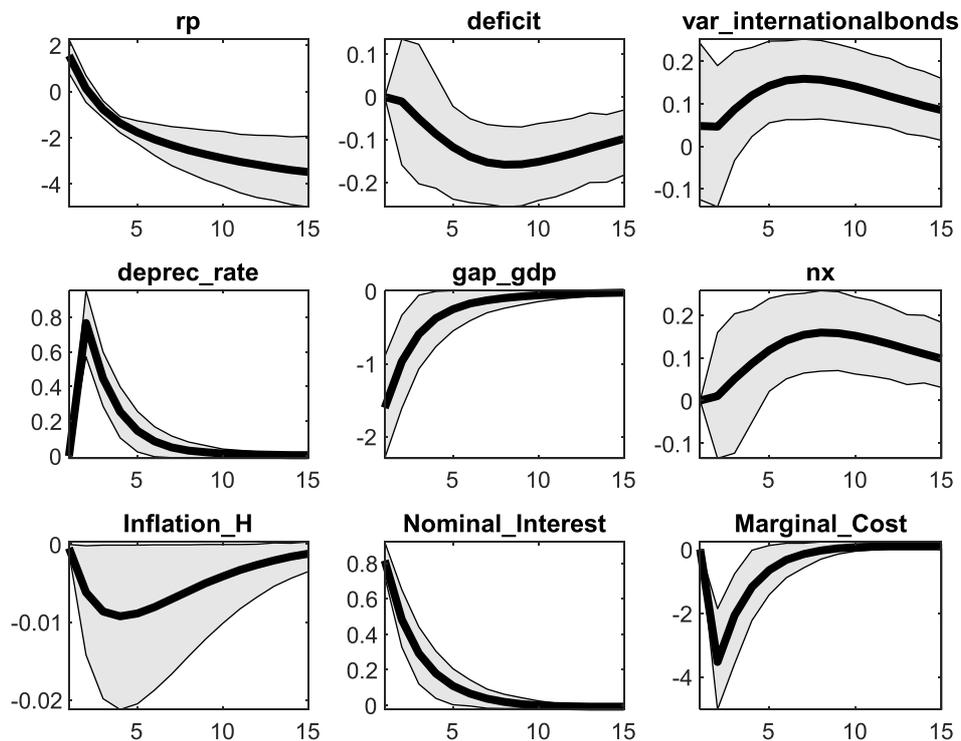
B.1.2.3 Choque de produtividade





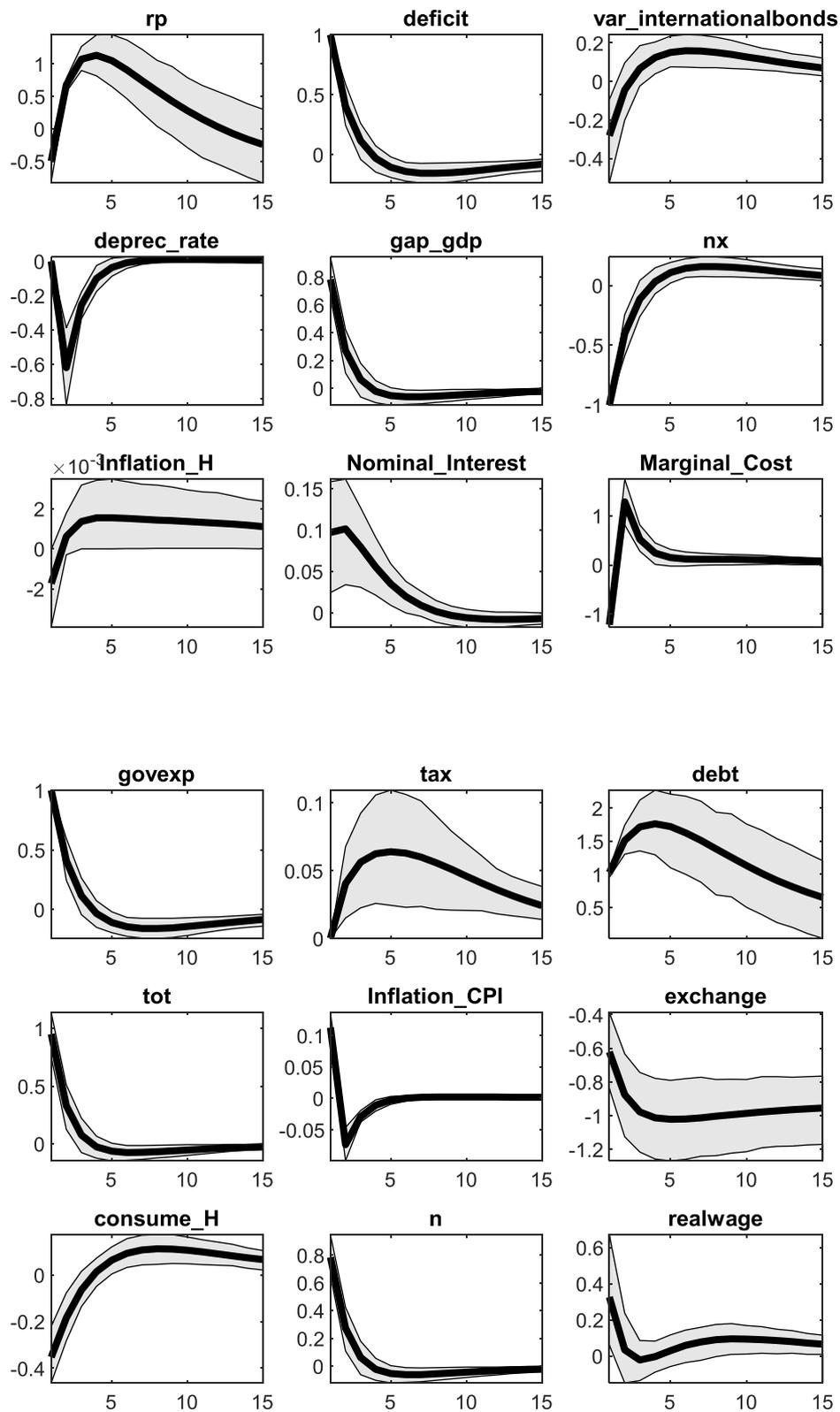
Elaboração própria com o auxílio do *software Dynare*.

B.1.2.4 Choque de Política monetária



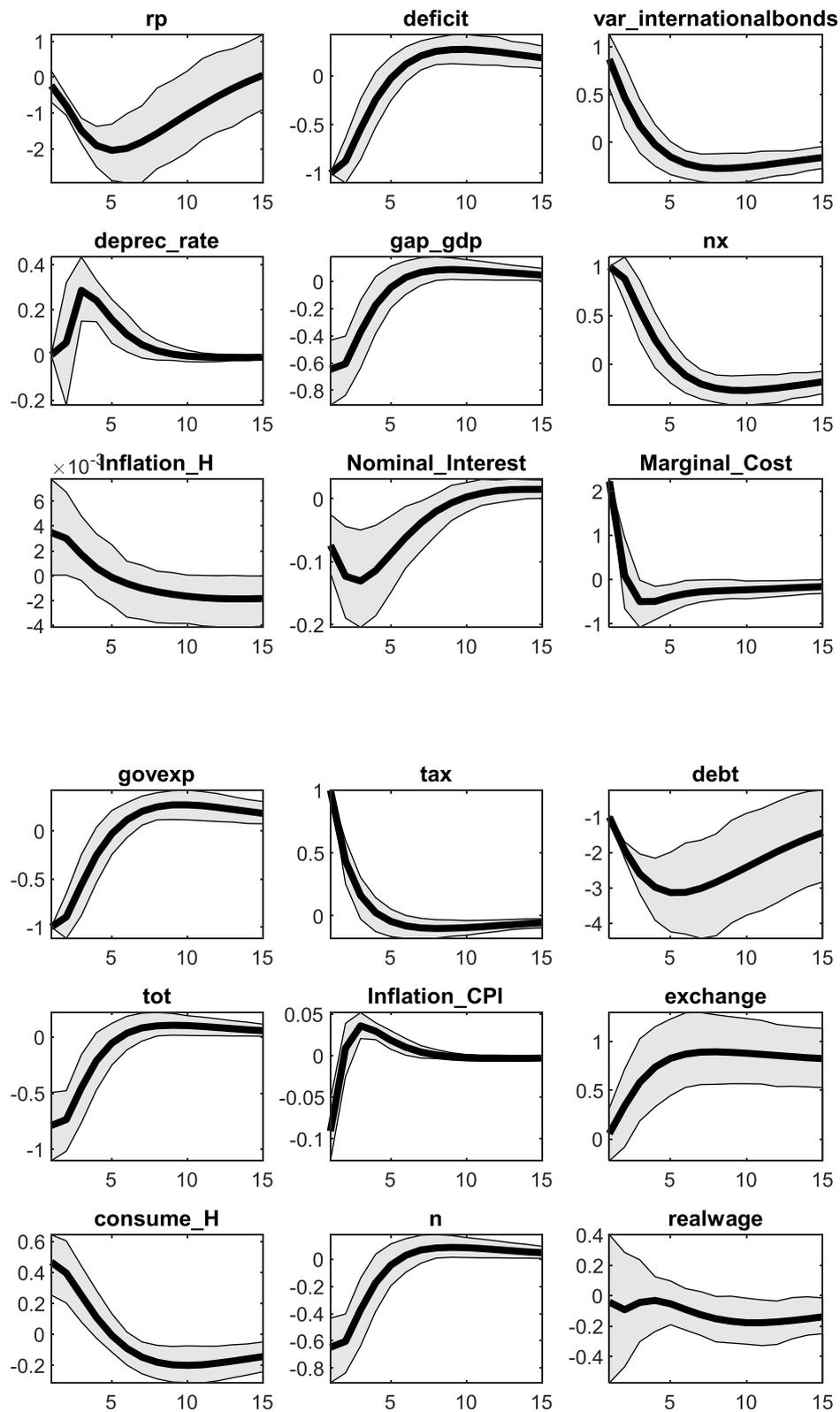
Elaboração própria com o auxílio do *software Dynare*.

B.1.2.5 Choque de Gastos



Elaboração própria com o auxílio do *software Dynare*.

B.1.2.6 Choque de impostos



Elaboração própria com o auxílio do *software Dynare*.