

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS  
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

EDUARDO PAVINATO OLIMPIO

**POLÍTICA FISCAL, CRÉDITO SUBSIDIADO E SEUS EFEITOS SOBRE A  
POLÍTICA MONETÁRIA**

SÃO PAULO

2014

EDUARDO PAVINATO OLIMPIO

**POLÍTICA FISCAL, CRÉDITO SUBSIDIADO E SEUS EFEITOS SOBRE A  
POLÍTICA MONETÁRIA**

Dissertação apresentada à Escola de Economia de  
São Paulo da Fundação Getulio Vargas  
(FGV/EESP) como requisito para a obtenção do  
título de Mestre em Economia

Orientador: Clemens Nunes

São Paulo

2014

Olimpio, Eduardo Pavinato.

Política fiscal, crédito subsidiado e seus efeitos sobre a política monetária /  
Eduardo Pavinato Olimpio. - 2014.

74 f.

Orientador: Clemens Nunes

Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São Paulo.

1. Macroeconomia. 2. Política monetária. 3. Política Fiscal. I. Nunes, Clemens. II.  
Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São Paulo. III. Título.

CDU 336.2

EDUARDO PAVINATO OLIMPIO

**POLÍTICA FISCAL, CRÉDITO SUBSIDIADO E SEUS EFEITOS SOBRE A  
POLÍTICA MONETÁRIA**

Dissertação apresentada à Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getulio Vargas (FGV/EESP) como requisito para a obtenção do título de Mestre em Economia

Campo de conhecimento: Macroeconomia

**Data de aprovação: 12/01/2015**

**Banca Examinadora:**

---

Clemens Nunes  
(Orientador)  
EESP/FGV

---

Emerson Fernandes Marçal  
EESP/FGV

---

Cleomar Gomes da Silva  
Instituto de Economia/UFU

*À minha esposa, Gabi.*

# Agradecimentos

Apesar de um tanto clichê, preciso mencionar que é impossível incluir neste curto espaço o nome de todos que gostaria de agradecer. E mesmo que espaço houvesse, acredito que a memória me faria escapar algum nome. Espero que, com isto, me isente da responsabilidade de chatear alguém por causa das palavras que aqui escrevo, apesar de reconhecer o poder que estas exercem. Dito isto, seguem os agradecimentos.

Agradeço à minha esposa Gabriela, por seu apoio incondicional a este projeto, mesmo diante de todas as dificuldades. Sou muito grato e muito feliz por te ter como companheira. Amo você!

Agradeço aos meus pais, Eduardo e Maria Helena, que tornaram meu caminho até aqui muito mais fácil com todo seu apoio e educação. Agradeço também aos meus irmãos, Carol e Gabriel, à minha avó Claide e aos meus avós Waldemar, Percídia e Arlindo (com os quais já não posso compartilhar de perto este momento) e a toda a minha família e à família da Gabi, que me incentivaram ao longo de toda a trajetória e me propiciaram momentos de muita alegria nos fins de semana curtos diante de tanta correria.

Agradeço ao meu orientador, Clemens, pelo conhecimento a mim passado e por aceitar o desafio de me orientar à distância, e ao professor Ricardo Rochmann por toda a ajuda concedida.

Agradeço à Consenso pelo suporte institucional e financeiro e, principalmente, à equipe da Consenso Investimentos, Ronaldo, Guilherme, Bruno, Vini e Zé, pelas discussões econômicas, por todo o aprendizado e pelos happy-hours.

Agradeço a todos os colegas do Mestrado Profissional pelos momentos de dificuldade e alegria. Foi um prazer conhecê-los. Agradeço à minha analista, Denise, que me guiou no constante processo de auto-conhecimento. Agradeço também a todos os amigos espalhados por todos os cantos do Brasil e do mundo e que, de alguma forma, participaram da minha trajetória até aqui.

Finalmente quero agradecer a todos que, neste período, foram companheiros de república e que viveram de perto cada momento destes dois anos de mestrado - Daniel, Amorim, Renan, Matheus, Bixo, Ezequiel, Rafa, Danilo - muito obrigado.

*“In the department of economy, an act, a habit  
an institution, a law, gives birth not only to an effect,  
but to a series of effects. Of these effect, the first only  
is immediate; it manifests itself simultaneously with its cause  
- it is seen. The others unfold in succession - they are not seen:  
it is well for us if they are foreseen.  
- Frederic Bastiat, Essays on Political Economy*

# Resumo

Neste trabalho apresentamos um modelo DSGE de pequena escala com economia fechada para estudar os efeitos de um aumento do crédito subsidiado e de uma política fiscal expansionista sobre as decisões de política monetária. O modelo, construído com base na literatura nacional e internacional, é constituído por uma economia fechada, com formação de hábito dos consumidores, firmas atuando em um mercado de competição monopolística (NEISS; NELSON, 2003) e rigidez de preços a la Calvo (CHRISTIANO; EICHENBAUM; EVANS, 2005). O governo é inserido no modelo através da autoridade monetária, que segue a Regra de Taylor definida por Vasconcelos e Divino (2012), e através da autoridade fiscal, que segue uma meta de superávit primário como em Castro et al. (2011). Por fim, o volume de investimento financiado por crédito subsidiado e a taxa deste crédito são definidos exogenamente pela autoridade fiscal, afetando sua restrição orçamentária. Os resultados obtidos sugerem que a política fiscal expansionista é mais importante que o aumento do subsídio ao crédito para o aumento da taxa de juros real neutra. Estes efeitos, porém, explicam pouco da variância das variáveis macroeconômicas quando comparados aos choques de demanda e de produtividade. Além disso, o modelo mostra evidências de um caráter inflacionário recente da política monetária no Brasil.

**Palavras-chaves:** dsge, BNDES, regra de Taylor, regra fiscal, macroeconomia, crédito subsidiado



# Abstract

In this work we present a small-scale DSGE model with closed economy in order to study the monetary effects caused by an increase of the subsidized credit and an expansionary fiscal policy. The model is developed over several works on the Brazilian and international literature is based on a simple model of a closed economy with households consumption habit formation and firms acting in a monopolistic competitive market (NEISS; NELSON, 2003) and Calvo price rigidities (CHRISTIANO; EICHENBAUM; EVANS, 2005). The government is inserted through a monetary rule defined by Vasconcelos e Divino (2012) and through the fiscal authority via a primary surplus rule as in Castro et al. (2011). Finally, the amount of investment financed with subsidized credit and its interest are exogenously defined by the fiscal authority, affecting its budget constraint. Our results suggest that an expansionary political is more important than the increase of the credit subsidy in their effects on the neutral real interest rate. However, these effects have less relevance on the variance of the macroeconomic variables when compared to the effects of a demand or technology shocks. Moreover, the model evidences the inflacionary character of the recent monetary policy in Brazil.

**Key-words:** dsge, BNDES, Taylor rule, fiscal rule, macroeconomics, subsidized credit

# Lista de ilustrações

Figura 1 – Superávit primário recorrente do Governo Central . . . . .	16
Figura 2 – Repasses do Tesouro Nacional para o BNDES . . . . .	16
Figura 3 – % do PIB do valor dos repasses do Tesouro Nacional para o BNDES . . . . .	17
Figura 4 – Variação do PIB real e contribuição pela ótica da demanda . . . . .	18
Figura 5 – Taxa de juros SELIC (meta) e Expectativas de Inflação 12 meses a frente	19
Figura 6 – Swap DI de 12 meses deflacionado pelas expectativas de inflação 12 meses a frente e IPCA (com lag de 12 meses) . . . . .	19
Figura 7 – Taxa média do crédito direcionado e média da meta SELIC (dados mensais) . . . . .	41
Figura 8 – Estoque Capital . . . . .	42
Figura 9 – Variável Alpha . . . . .	43
Figura 10 – Resposta a um choque temporário de produtividade de 1 desvio padrão.	48
Figura 11 – Resposta a um choque temporário de demanda de 1 desvio padrão. . . . .	49
Figura 12 – Resposta a um choque monetário de 1 desvio padrão. . . . .	50
Figura 13 – Resposta a um choque no superávit primário de 1 desvio padrão. . . . .	51
Figura 14 – Resposta a um choque temporário na meta de superávit primário de 1 desvio padrão. . . . .	51
Figura 15 – Resposta a um choque temporário no percentual de arrecadação de 1 desvio padrão. . . . .	52
Figura 16 – Resposta a um choque temporário de 1 desvio padrão no volume de crédito subsidiado. . . . .	52
Figura 17 – Resposta a um choque temporário de 1 desvio padrão no juros do crédito subsidiado. . . . .	53
Figura 18 – Autocorrelações vetoriais das variáveis do modelo . . . . .	55
Figura 19 – Autocorrelações vetoriais das variáveis do modelo para diferentes valores da elasticidade intertemporal do consumo ( $\sigma$ ) . . . . .	56
Figura 20 – Autocorrelações vetoriais das variáveis do modelo para diferentes valores do parâmetro de formação de hábito ( $h$ ) . . . . .	56
Figura 21 – Autocorrelações vetoriais das variáveis do modelo para diferentes valores da dependência da Regra de Taylor com o crescimento do produto ( $\xi_3$ ) . . . . .	57
Figura 22 – Autocorrelações vetoriais das variáveis do modelo para diferentes valores do parâmetro AR(1) da Regra de Taylor ( $\phi_R$ ) . . . . .	58
Figura 23 – Resposta a um choque temporário de 1% no investimento. . . . .	58
Figura 24 – Resposta a um choque temporário de 1 desvio padrão nas variáveis fiscais.	61
Figura 25 – Choques fiscais trimestrais observados para a economia brasileira . . . . .	64

Figura 26 – Comparação entre a taxa de juro real neutra simulada e a taxa de juro real ex-post observada. . . . .	65
Figura 27 – Comparação entre a taxa de juro nominal simulada e a taxa SELIC observada. . . . .	66

# Lista de tabelas

Tabela 1 – Variáveis endógenas do modelo, medidas pelo desvio percentual em torno do estado estacionário. . . . .	35
Tabela 2 – Equações do modelo . . . . .	35
Tabela 3 – Variáveis exógenas do modelo, medidas pelo desvio percentual em torno do estado estacionário. . . . .	36
Tabela 4 – Parâmetros do modelo e calibração . . . . .	39
Tabela 5 – Média dos dados trimestrais entre o início de 2011 e o segundo trimestre de 2014 para as variáveis macroeconômicas relevantes ao modelo . . . .	40
Tabela 6 – Estimação da dinâmica do parâmetro $\hat{\rho}_t$ . . . . .	41
Tabela 7 – Estimação da dinâmica do parâmetro $\hat{\alpha}_t$ . . . . .	43

# Lista de abreviaturas e siglas

BCB	Banco Central do Brasil
BNDES	Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social
CEPREMAP	Centre pour la Recherche Économique et ses Applications
DSGE	Modelos estocásticos de equilíbrio geral
DYNARE	Pacote em MATLAB para solução de modelos DSGE desenvolvido pelo CEPREMAP
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IPEA	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada
IPEADATA	Base de dados econômicos disponibilizados pelo IPEA
PAC	Programa de Aceleração do Crescimento
PIB	Produto Interno Bruto
SELIC	Sistema Especial de Liquidação e de Custódia
SGS	Sistema Gerenciador de Séries Temporais do BCB

# Sumário

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO</b>	<b>15</b>
1.1	Conjuntura econômica	15
1.2	Objetivos do trabalho	17
<b>2</b>	<b>REVISÃO BIBLIOGRÁFICA</b>	<b>20</b>
<b>3</b>	<b>DESCRIÇÃO DO MODELO</b>	<b>23</b>
3.1	Famílias	24
3.2	Firmas	27
3.2.1	Rigidez de preços	30
3.3	Governo	31
3.3.1	Decisões da política fiscal	33
3.3.2	Autoridade Monetária	34
3.4	Restrição de recursos	34
3.5	Considerações sobre o fato de utilizarmos uma economia fechada	36
<b>4</b>	<b>CALIBRAÇÃO DO MODELO</b>	<b>38</b>
4.1	Base de dados	38
4.2	Estado estacionário	38
4.3	Dados do crédito subsidiado	40
4.4	Escolha dos parâmetros do modelo	43
4.4.1	Variáveis exógenas	45
<b>5</b>	<b>AVALIAÇÃO DO MODELO</b>	<b>47</b>
5.1	Funções Impulso Resposta	47
5.2	Autocorrelações	54
5.2.1	Testes de sensibilidade	54
5.3	Resposta a um choque exógeno no investimento	57
<b>6</b>	<b>EFEITOS SOBRE A POLÍTICA MONETÁRIA</b>	<b>60</b>
6.1	Resposta do hiato da taxa de juros real a choques fiscais	60
6.2	Análise ex-post da política monetária brasileira	62
6.2.1	Construção das séries utilizadas na simulação	62
6.2.2	Comparação da taxa de juros real	63
6.2.3	Comparação da taxa de juros nominal	66
<b>7</b>	<b>CONCLUSÃO</b>	<b>68</b>

**Referências . . . . . 69**

# 1 Introdução

Neste trabalho será discutido como as decisões de política fiscal podem afetar as decisões de política monetária. Utilizamos, para isso, um modelo DSGE de pequena escala e focamos nossa análise em dois pontos principais: superávit primário e crédito subsidiado. Para entender a motivação do trabalho dentro da economia brasileira, faremos uma breve descrição da conjuntura econômica recente. Em seguida discutiremos os objetivos deste trabalho.

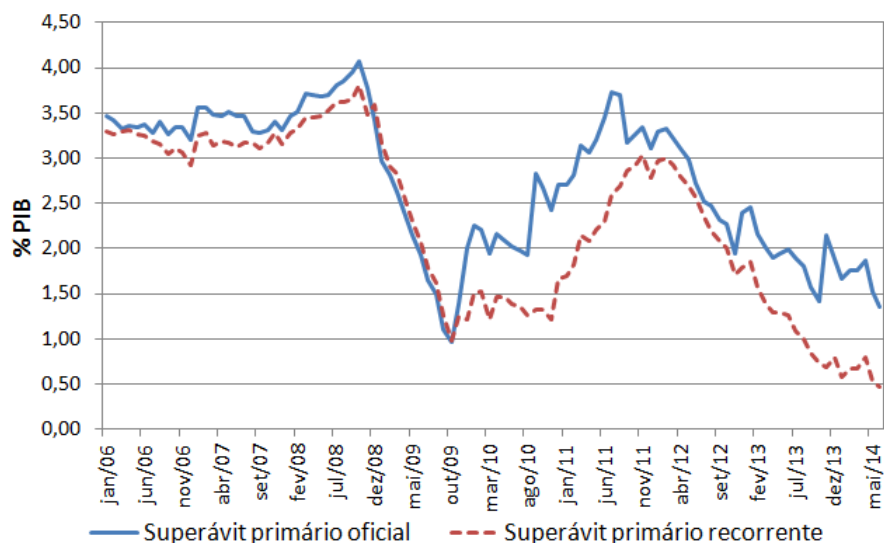
## 1.1 Conjuntura econômica

Após a crise que assolou os mercados financeiros em 2008, o governo brasileiro, diante de um cenário de recessão, decidiu tomar medidas fiscais anticíclicas visando estimular a demanda e os investimentos. Na média do biênio 2009-2010, o superávit primário recorrente do Governo central foi de 1,7% do PIB contra uma meta que, até 2008, era de 3,1% do PIB e vinha sendo superada (Figura 1). Além disso, os repasses do Tesouro ao BNDES para financiar operações subsidiadas de crédito para estimular o investimento das empresas cresceram 18 vezes entre 2007 e 2010 (Figura 2). Desde então, o Tesouro se tornou a principal fonte de financiamento do banco e seus repasses representam cerca de 8,5% do PIB contra 1,4% em 2008 (Figura 3). Estas condições permitiram que o Brasil se recuperasse de maneira rápida da crise, saindo de uma queda do PIB de -0,3% em 2009 para um crescimento de 7,5% em 2010, com forte contribuição dos investimentos (Figura 4).

Esse crescimento permitiu que o então Presidente Lula elege-se sua sucessora, a Presidente Dilma Rousseff que, em seu primeiro ano de governo, conduziu uma redução de gastos que permitiu que o superávit primário voltasse próximo ao patamar pré-crise, fechando o ano em 3% do PIB. O resultado, porém, foi um crescimento aquém do esperado ao longo dos anos seguintes com redução do consumo das famílias e da taxa de investimento. O governo passou a defender, então, o que ficou chamado de “nova matriz econômica”, com redução dos juros (e estímulo ao crédito), expansão fiscal e controle do câmbio. Neste ambiente, o Banco Central iniciou um processo de afrouxamento monetário, levando os juros básicos da economia de 12,50% em agosto de 2011 para 7,25% em outubro de 2012, mesmo com inflação acima da meta e expectativas em alta (Figura 5). Segundo a nova matriz adotada, com juros mais baixos haveria maior incentivo aos investimentos, estimulando o crescimento econômico. Ao longo de 2012 e 2013, os resultados não foram conforme o que era esperado pelo governo: o crescimento não decolou, a taxa de investimento não voltou ao patamar de 2010 e a inflação acelerou, em claro indicativo de que os juros estavam mais

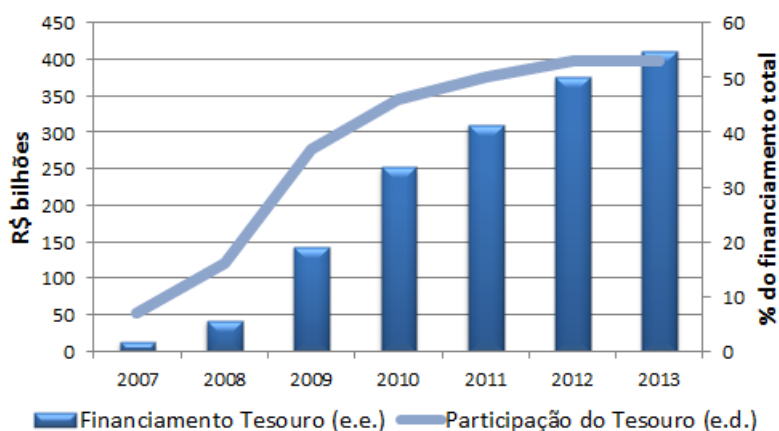


Figura 1 – Superávit primário recorrente do Governo Central



Fonte: Tesouro Nacional, elaborado pela consultoria AC Pastore & Associados

Figura 2 – Repasses do Tesouro Nacional para o BNDES

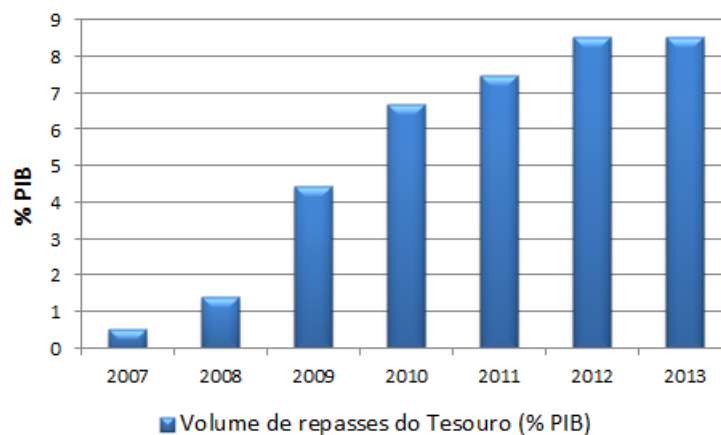


Fonte: BNDES, elaboração própria

baixos que o patamar considerado neutro.

Desde abril de 2013, o Banco Central voltou a elevar a taxa Selic até o patamar de 11,75% em janeiro de 2015. Em discursos de seus membros, o Copom vem defendendo que os efeitos de política monetária continuam os mesmos e que o aumento promovido deverá fazer com que a inflação convirja para a meta. De fato, é possível notar que a taxa de juros real ex-ante da economia (taxa Selic descontada pelas expectativas de inflação 12 meses à frente) subiu de 1,8% em abril de 2013 para 4,5% em abril de 2014 (Figura 6),

Figura 3 – % do PIB do valor dos repasses do Tesouro Nacional para o BNDES



Fonte: BNDES, IBGE, elaboração própria

mas uma avaliação criteriosa do quanto a política monetária é de fato restritiva em relação à dinâmica inflacionária passa pelo conhecimento da taxa de juros neutra da economia.

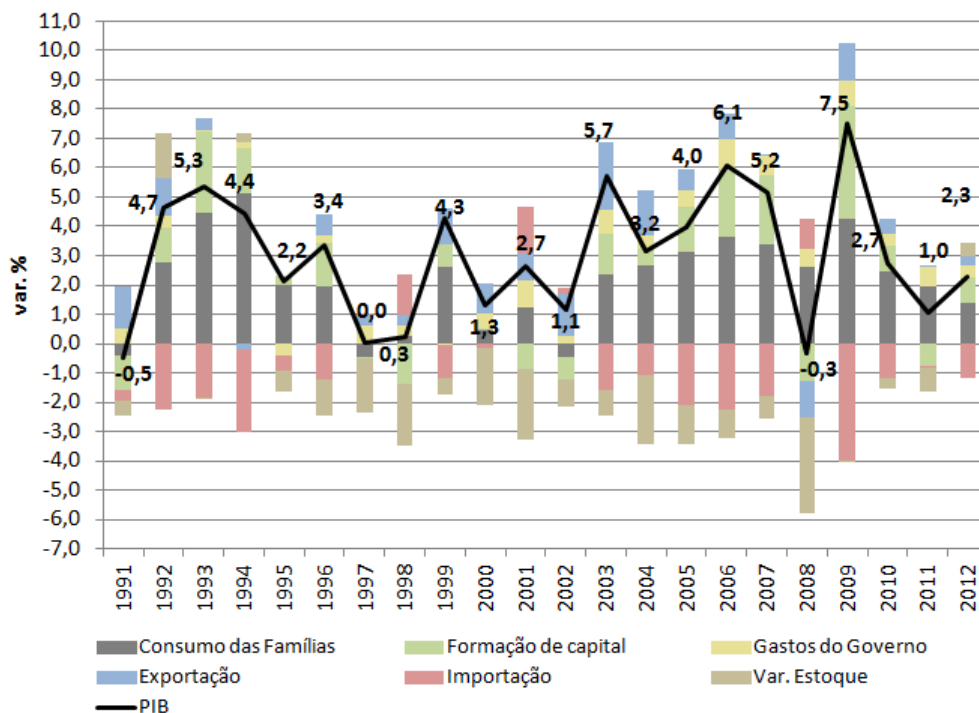
## 1.2 Objetivos do trabalho

Muitos economistas tem defendido que as políticas de expansão fiscal e crédito subsidiado promovidas pelo governo elevaram a taxa de juros real neutra, prejudicando os canais de transmissão da política monetária. O Banco Central tem se mostrado contrário a esta visão, defendendo que o aperto monetário realizado trará a inflação para a meta<sup>1</sup>. Este trabalho visa contribuir com essa discussão mensurando, utilizando um modelo DSGE para o mercado de bens incluindo a dinâmica da política fiscal e de crédito subsidiado, quais os efeitos dessa política sobre a taxa de juros neutra, de modo a entender a dinâmica da instância da política monetária ao longo dos últimos anos (medido pela diferença entre a taxa de juros definida pelo Banco Central e a taxa de juros neutra). Após sua reeleição, Dilma Rousseff tem reiterado que a dinâmica da política econômica será alterada ao longo do segundo mandato. Os primeiros sinais desta mudança estão na mudança de discurso e na escolha da nova equipe econômica<sup>2</sup>. Nesta linha o modelo proposto também pode ser utilizado para analisar os efeitos esperados de uma reversão das políticas até aqui implementadas.

<sup>1</sup> Ver, por exemplo, reportagem do Valor Econômico de 16/04/2014, disponível em <<http://www.valor.com.br/financas/3519632/politica-monetaria-no-brasil-tem-sido-adequada-diz-diretor-do-bc>> (último acesso em 03/12/2014)

<sup>2</sup> Ver, por exemplo, reportagem do Estado de São Paulo, disponível em <<http://economia.estadao.com.br/noticias/geral,em-carta-a-investidores-dilma-reforca-mensagem-de-aperto-das-contas-publicas,1601490>> (último acesso em 03/12/2014)

Figura 4 – Variação do PIB real e contribuição pela ótica da demanda

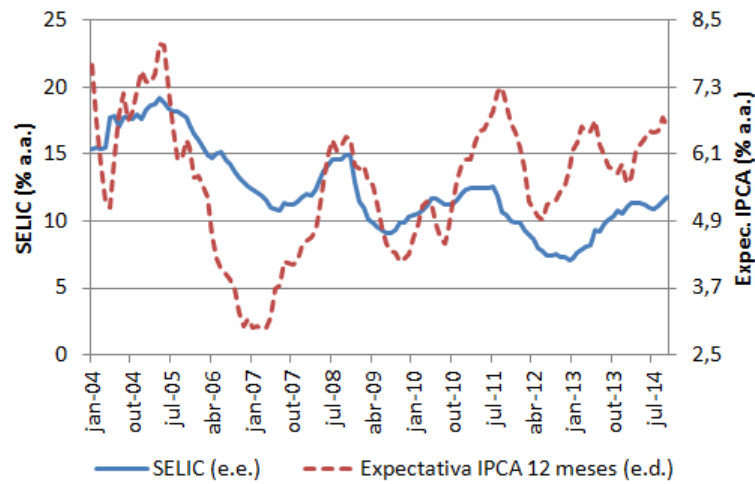


Fonte: IBGE, elaboração própria

Além do aspecto conjuntural do trabalho, cabe notar a importância em entender de forma clara os efeitos da política fiscal no processo inflacionário. Isto porque, em geral, as autoridades fiscal e monetária atuam de forma independente e, através do entendimento desse processo, pode-se chegar a um melhor compromisso entre os agentes de modo a alcançar o objetivo de promover um ambiente de crescimento sem ameaça inflacionária.

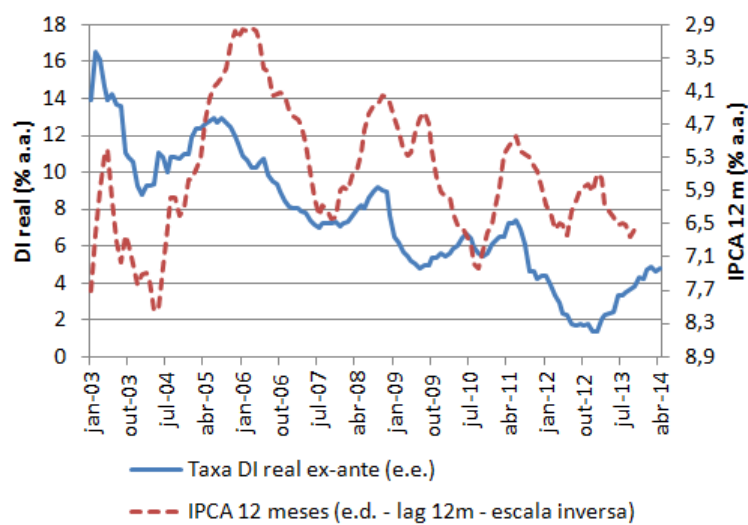
Buscando, portanto, contribuir com esta discussão, elaboramos o presente trabalho dividido da seguinte forma: no capítulo 2 fazemos uma breve revisão bibliográfica a respeito do problema tratado. No capítulo 3 descrevemos o modelo utilizado. No capítulo 4 mostramos como foi feita a calibração do modelo. Nos capítulos 5 e 6 discutimos os resultados obtidos e suas implicações para a política monetária. Finalmente, no capítulo 7 concluímos, enfatizando os principais resultados do trabalho e as possíveis melhorias para o modelo.

Figura 5 – Taxa de juros SELIC (meta) e Expectativas de Inflação 12 meses a frente



Fonte: BCB, elaboração própria

Figura 6 – Swap DI de 12 meses deflacionado pelas expectativas de inflação 12 meses a frente e IPCA (com lag de 12 meses)



Fonte: BCB, IBGE, elaboração própria

## 2 Revisão Bibliográfica

Os efeitos da política fiscal sobre a política monetária tem sido amplamente discutidos na literatura brasileira e internacional, principalmente após a crise de 2008, quando os governos agiram de maneira contra-cíclica através do aumento dos gastos públicos. Do ponto de vista teórico, esta problemática foi abordada pela primeira de maneira analítica por Sargent e Wallace (1981), que discutiram a incapacidade da política monetária no controle inflacionário em um regime de dominância fiscal. Leeper (1991) afirma que a resposta dos governos a choques de déficit fiscal exigem a ação da política monetária para a estabilidade de preços. Em trabalhos mais recentes, Leeper discute a problemática de que a decisão fiscal tem em geral caráter político ao passo que as decisões monetárias tem sido pautadas em estudos econômicos (LEEPER, 2011; LEEPER, 2010). Woodford (1996) desenvolve um estudo pelo qual o equilíbrio de preços é garantido apenas quando a autoridade fiscal está comprometida com a estabilidade da dívida pública.

Em geral, os estudo quantitativos do efeito da política fiscal nas decisões monetárias passam pela estimação do efeito do aumento de gastos do governo sobre a demanda. As estratégias para estimar os multiplicadores dos gastos públicos na demanda envolvem, de maneira geral, duas formas. A primeira é realizada através da estimativa de modelos autoregressivos vetoriais estruturais, como desenvolvido, por exemplo, por Ilzetzki, Mendoza e Végh (2013). A segunda forma de estimação é por modelos DSGE, entre os quais citamos Monacelli e Perotti (2008). A maioria dos trabalhos desenvolvidos para o Brasil seguem esta última abordagem, em geral seguindo a literatura internacional (COGAN et al., 2010; FORNI; MONTEFORTE; SESSA, 2009; DAVIG; LEEPER, 2011; STÄHLER; THOMAS, 2011). Para o Brasil, destacamos os trabalhos recentes de Carvalho e Valli (VALLI; CARVALHO, 2010; CARVALHO; VALLI, 2010; CARVALHO; VALLI, 2011) e Cavalcanti e Vereda (2014). O modelo SAMBA (CASTRO et al., 2011), utilizado pelo Banco Central do Brasil, também inclui um governo que segue uma meta de superávit primário, e nos serviu de base para a inclusão da política fiscal no presente modelo. Em geral, os modelos DSGE recentes seguem o trabalho de Smets e Wouters (2003), de destacada importância para os modelos novo-keynesianos (WOODFORD, 2009) utilizados na literatura mundial recente. No presente trabalho, porém, partimos da formulação de Neiss e Nelson (2003) por dois motivos principais: (i) utilizar um modelo simplificado do mercado de bens para entender os efeitos sobre a taxa de juros real neutra de maneira agregada; (ii) avaliar os resultados de uma abordagem diferente àquela amplamente utilizada na literatura.

No que tange aos efeitos do crédito subsidiado na economia, a maior parte dos trabalhos realizados para o Brasil tem como foco seus efeitos microeconômicos. Lundberg (2011) apresenta um estudo detalhado do papel do BNDES sobre a taxa de juros dos

empréstimos na economia brasileira. Dado seu tamanho, é inegável o papel do crédito subsidiado na alocação de recursos no Brasil. Os defensores dos bancos públicos e do crédito subsidiado utilizam o racionamento de crédito e dificuldades de financiamento de longo prazo como justificativas para a importância dos subsídios do governo (ARONOVICH; FERNANDES, 2006). Existem evidências internacionais para tal efeito, como mostrado em Banerjee e Duflo (2014). Porém, existem evidências contradizentes a respeito da efetividade do BNDES em atender a esta necessidade no Brasil. Lazzarini et al. (2011) apontam para o fato de que o BNDES subsidia, em grande parte, firmas que teriam acesso normal ao crédito. Oliveira (2013), porém, mostra evidência de que empresas que utilizam o financiamento do BNDES tem maior demanda por investimento. Coelho, Mello e Rezende (2013) mostram indícios de que a concorrência dos bancos públicos não afetam de maneira significativa o comportamento dos bancos privados. No âmbito internacional, o trabalho de Beck e Levine (2002) também aponta para o fato de que a participação do governo no sistema bancário não explica o crescimento da indústria. Por fim, em linha com a evidência internacional mostrada por Dinc e Arbor (2005), Claessens, Feijen e Laeven (2008) e Carvalho (2010) apontam para o fato de que o BNDES aloca recursos de forma política, o que vai contra a eficiência dos subsídios. Este último trabalho aponta, ainda, para o fato de que as empresas realocam geograficamente os investimentos de maneira a favorecer o acesso ao crédito subsidiado, sem alteração do nível de investimento agregado. Dentro deste contexto, é preciso também entender a importância do crédito subsidiado para a condução da política monetária. Nesta linha, os trabalhos de Goldfajn e Bicalho (2011) e Perrelli e Roache (2014) incluem em suas regressões para obtenção da taxa de juros neutra o crédito direcionado, no primeiro caso, e o volume de crédito concedido pelo BNDES no segundo, obtendo coeficientes estatisticamente significativos e positivos, ou seja, em que a taxa de juros neutra aumenta com o aumento do crédito subsidiado. O trabalho de dissertação de Santin (2013) discute esta problemática no contexto de um modelo DSGE, e obtém como resultado o fato de que a potência da política monetária é reduzida com a inclusão de políticas de crédito subsidiado.

Por fim, é importante destacar a literatura a respeito da taxa de juros neutra e sua utilização como medida da instância da política monetária. Esta ideia remonta ao economista sueco Knut Wicksell (WICKSELL, 1907), que definiu a taxa de juros neutra como aquela que mantém o nível de preços da economia constante. Woodford (2003) retomou este conceito ao definir a diferença entre a taxa de juros corrente e a taxa de juros neutra como a variável chave para a dinâmica inflacionária e, portanto, para a tomada de decisão da autoridade monetária. Segundo ele, esta taxa é definida como aquela que mantém a demanda agregada igual ao produto potencial, sendo a taxa de equilíbrio dos retornos no caso de preços totalmente flexíveis. A taxa de juros neutra é uma variável não observável e existem diversas abordagens que visam estimar esta taxa, utilizando modelos DSGE, médias históricas, série baseadas em regras de Taylor e filtro

de Kalman. Bernhardsen e Gerdrup (2007) e Giammatioli e Valla (2004) apresentam um resumo das diversas técnicas utilizadas. Orphanides e Williams (2007) mostram que erros de estimativa da taxa de juros neutra incorporados ao processo de decisão da autoridade monetária prejudicam a estabilização da inflação. Ainda assim, conforme apontado por Amato (2005), estas estimativas servem como um bom guia para o processo de decisão dos Bancos Centrais, sendo que Neiss e Nelson (2003) sugerem que esta pode ser uma medida mais eficiente que o *gap* do produto para o processo de decisão da autoridade monetária. Entre as estimativas recentes da taxa de juros neutra realizadas para o Brasil destacam-se os trabalhos de Magud e Tsounta (2012), Goldfajn e Bicalho (2011), Gottlieb (2013) e Perrelli e Roache (2014).

Os modelos DSGE vem sendo utilizados por diversos Bancos Centrais ao redor do mundo para estimar a taxa de juros neutra e guiar o processo de decisão da política monetária. O trabalho de Neiss e Nelson (2003) foi pioneiro neste sentido realizando uma estimativa para o Reino Unido e medindo a atuação (instância) da autoridade monetária ao longo do tempo através da taxa de juros real. Nesta mesma linha foram realizados trabalhos similares para diversos países, sendo os mais importantes para o escopo do modelo que apresentaremos os artigos de Fuentes e Gredig (2007) para o Chile, Lam e Tkacz (2004) para o Canadá e Giammatioli e Valla (2004) para a zona do Euro. Optamos por aplicar a metodologia utilizada nestes artigos para este trabalho por dois motivos principais: (i) possibilidade de avaliar efeitos de curto prazo que afetam a decisão da autoridade monetária partindo de um modelo microfundamentado; (ii) possibilidade de fazer uma análise isolada dos efeitos das variáveis exógenas sobre a taxa de juros neutra.

## 3 Descrição do modelo

Para analisar os efeitos macroeconômicos do crédito subsidiado utilizamos um modelo DSGE de economia fechada, incluindo firmas, famílias e o governo, que toma decisões de política monetária e fiscal. Porém, antes de descrevermos detalhadamente o modelo e suas equações, são necessárias algumas observações.

A primeira consideração que devemos fazer é que há um trade-off entre a complexidade do modelo e o completo entendimento dos efeitos que desejamos analisar. Apesar de desejável, é impossível conceber um modelo que possa representar de forma perfeita o funcionamento da economia. Portanto, simplificações são necessárias, sendo importante que se tenham claras as limitações impostas e como são afetadas as variáveis que se deseja observar (HOWITT et al., 2008). Adicionar complexidade ao modelo pode trazer benefícios do ponto de vista de ajustar melhor aos efeitos observados ao custo de prejudicar o entendimento de quais são as reais causas do fenômeno observado.

A segunda consideração importante a ser feita é a respeito da escolha de um modelo DSGE para a análise do problema. Apesar das diversas críticas apresentadas na literatura a respeito da construção destes modelos (CANZONERI; CUMBY; DIBA, 2007), estes são amplamente utilizados pela maioria dos Bancos Centrais ao redor do mundo para a análise dos efeitos de política monetária (TOVAR, 2009), sendo este o primeiro motivo para a escolha. Outro fator importante é o fato de que as alterações de política econômica promovidas pelo governo brasileiro depois da crise de 2008 e, em especial, a partir de 2010 com o financiamento do crédito subsidiado pelo Tesouro, não permitem que se tenham dados suficientes para uma análise econométrica completa do problema do ponto de vista agregado devido à dificuldade de lidar com a endogeneidade do problema com os dados disponíveis.

Por fim, devemos analisar as limitações do modelo DSGE escolhido, levando em conta a impossibilidade de inclusão de todos os efeitos da economia real, como mencionado anteriormente. Primeiramente, devemos levar em conta a simplificação de considerarmos a economia fechada, assunto que será abordado na seção 3.5. Outro fator importante que ignoramos, é a presença dos intermediadores financeiros e de um mercado de crédito, uma vez que consideramos que o governo empresta diretamente para as famílias (que investem nas firmas). Voltaremos a estes pontos ao discutirmos os resultados obtidos utilizando o modelo proposto.

Tendo estes pontos em mente, seguimos com o detalhamento do modelo e das suas equações. Nas seções seguintes são descritos os 3 agentes do nosso modelo da economia: famílias, firmas e governo. O modelo que utilizamos para o mercado de bens segue de perto



o modelo desenvolvido por Neiss e Nelson (2003) para o estudo da economia inglesa. Para analisar os efeitos da política fiscal, incluímos o governo neste modelo seguindo de perto o modelo SAMBA utilizado pelo Banco Central do Brasil (CASTRO et al., 2011), fazendo uma consideração adicional de o governo concede crédito subsidiado para financiamento do investimento. Para a Regra de Taylor utilizamos o artigo de Vasconcelos e Divino (2012). Um resumo dos parâmetros do modelo, suas variáveis e as equações finais utilizadas na simulação encontra-se nas tabelas 1, 2, 3 e 4.

### 3.1 Famílias

Consideramos as famílias agentes ricardianos que maximizam sua utilidade esperada de acordo com a restrição orçamentária. Esta restrição é afetada pelo fato de que o governo concede um volume de crédito subsidiado (definido como um percentual  $\alpha_t$  do aumento do capital) a uma taxa  $\rho_t$  inferior à taxa de mercado, de modo que as famílias tomam todo este crédito. A utilidade das famílias se dá pelo consumo, via formação de hábito, pelo lazer e pelo balanço real em dinheiro. O agente representativo das famílias escolhe, a cada período, o consumo, a oferta de trabalho, o investimento, o balanço real de dinheiro e o balanço em títulos. Essa formulação é parecida com os modelos mais comuns na literatura, baseados no modelo de Smets e Wouters (2003). Além disso, introduzimos na restrição orçamentária o fato de que as famílias podem financiar parte de seus investimentos com crédito subsidiado oferecido pelo governo. Como a taxa de juros deste crédito é inferior à taxa dos títulos, as famílias tomam todo o crédito oferecido.

O problema de maximização das famílias se resume na seguinte equação:

$$\begin{aligned}
\max \quad & E_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j \left[ \lambda_{t+j} \frac{\sigma}{\sigma-1} \left( \frac{C_{t+j}}{C_{t+j-1}^h} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + b l_{t+j} + \frac{\gamma}{1-\epsilon} \left( \frac{M_{t+j}}{P_{t+j}} \right)^{1-\epsilon} \right] \\
\text{s.a.} \quad & C_{t+j} + \frac{M_{t+j}}{P_{t+j}} + \frac{B_{t+j+1}}{P_{t+j}} + X_{t+j} + \frac{(1+\rho_{t+j-1})\alpha_{t+j-1}}{1+\pi_{t+j-1}} X_{t+j-1} = \dots \\
& w_{t+j} N_{t+j} + z_{t+j} K_{t+j} + (1 + R_{t+j-1}) \frac{B_{t+j}}{P_{t+j}} + \frac{M_{t+j-1}}{P_{t+j}} + \dots \\
& \alpha_{t+j} X_{t+j} - \Phi H(X_{t+j}) - \frac{T_{t+j}}{P_{t+j}}
\end{aligned} \tag{3.1}$$

Na equação acima,  $\lambda_t$  é o choque de demanda,  $C_t$  é o consumo agregado,  $N_t = 1 - l_t$  é a oferta de trabalho dos agentes ( $l_t$  é o lazer),  $\frac{M_t}{P_t}$  é a quantidade real de dinheiro em posse das famílias,  $B_t$  é a quantidade nominal de títulos em posse das famílias,  $P_t$  é o nível de preços agregado da economia,  $K_t$  é o estoque de capital,  $R_t$  é a taxa de juros nominal,  $w_t$  é o nível de salários reais,  $z_t$  é o retorno sobre o capital e  $T_t$  são os impostos líquidos (lump-sum) cobrados pelo governo. A variável  $X_t = K_{t+1} - (1 - \delta) K_t$  indica o investimento em capital ( $\delta$  é a depreciação), que envolve um custo de ajuste  $\Phi H(X_t)$ . Uma parcela  $\alpha_t$  do investimento é financiada a uma taxa de juros subsidiada  $\rho_t < R_t$ . A inflação é definida segundo  $\pi_t = \frac{P_{t+1}}{P_t} - 1$ . Seguindo Neiss e Nelson (2003), os parâmetros

do modelo são definidos de modo que  $b > 0$ ,  $\gamma > 0$ ,  $\epsilon > 0$ ,  $\beta \in (0, 1)$ ,  $\delta \in [0, 1)$ ,  $h \in [0, 1)$ ,  $\Phi > 0$  e  $\eta \in [1, \infty)$ .

As famílias otimizam sua utilidade esperada escolhendo seu consumo ( $C_t$ ), a oferta de trabalho ( $N_t$ ), a demanda por dinheiro ( $M_t$ ), a demanda por títulos do governo ( $B_{t+1}$ ), a demanda por capital ( $K_{t+1}$ ).

Pela escolha do consumo:

$$\lambda_t \left( \frac{C_t}{C_{t-1}^h} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \frac{1}{C_t} - \psi_t - \beta h E_t \lambda_{t+1} \left( \frac{C_{t+1}}{C_t^h} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \frac{1}{C_t} = 0 \quad (3.2)$$

definindo  $\psi_t$  como o multiplicador de Lagrange do problema de otimização. Por esta equação, obtemos, no estado estacionário:

$$\bar{C}^{\frac{h-\sigma h-1}{\sigma}} = \frac{\bar{\psi}}{\bar{\lambda}(1-\beta h)} \quad (3.3)$$

Linearizando a equação em torno do estado estacionário, temos:

$$\left[ \frac{\beta h^2(\sigma-1) + \beta h\sigma - 1}{(1-\beta h)\sigma} \right] \hat{c}_t - \frac{h(\sigma-1)}{(1-\beta h)\sigma} \hat{c}_{t-1} - \hat{\psi}_t + \frac{(1-\beta h\rho_\lambda)}{(1-\beta h)} \hat{\lambda}_t = \frac{\beta h(\sigma-1)}{\sigma(1-\beta h)} E_t \hat{c}_{t+1} \quad (3.4)$$

na qual utilizamos que o choque de demanda segue um processo autoregressivo da forma ( $\rho_\lambda \in (0, 1)$ ):

$$\hat{\lambda}_t = \rho_\lambda \hat{\lambda}_{t-1} + \varepsilon_{\lambda t} \quad (3.5)$$

As variáveis marcadas com um chapéu ( $\hat{\cdot}$ ) são as aproximações lineares do crescimento destas variáveis em torno do estado estacionário (marcado por uma barra acima da variável), por exemplo,  $C_t \simeq \bar{C}(1 + \hat{c}_t)$ .

Da oferta de trabalho ótima das famílias resulta:

$$\psi_t w_t = b \quad (3.6)$$

$$\bar{\psi} \bar{w} = b \quad (3.7)$$

$$\hat{\psi}_t = -\hat{w}_t \quad (3.8)$$

Portanto, na aproximação linear do problema o peso da restrição orçamentária na maximização da utilidade decresce com o aumento do salário real.

Pela otimização da condição de máximo em relação a  $M_t$  (para mais detalhes ver seção 2.2 de Walsh (2010)), obtemos a equação de Fischer:

$$1 + R_t = (1 + E_t \pi_t) (1 + r_t) \quad (3.9)$$

$$1 + \bar{R} = (1 + \bar{\pi}) (1 + \bar{r}) \quad (3.10)$$

Para estas três variáveis, utilizamos a aproximação linear de sua variação nominal em torno do equilíbrio, exemplo,  $R_t = \bar{R} + \hat{R}_t$ , obtendo:

$$\hat{R}_t = (1 + \bar{\pi}) \hat{r}_t + (1 + \bar{r}) E_t \hat{\pi}_t \quad (3.11)$$

Pela escolha da demanda por títulos do governo, usando a equação 3.9 e o fato de que a inflação é da forma  $\pi_t = \frac{P_{t+1}}{P_t} - 1$ :

$$-\psi_t + (1 + r_t) E_t \psi_{t+1} = 0 \quad (3.12)$$

$$\bar{r} = \frac{1}{\beta} - 1 \quad (3.13)$$

$$E_t \hat{\psi}_{t+1} = \hat{\psi}_t - \hat{r}_t \quad (3.14)$$

Pela demanda por dinheiro, utilizando as equações 3.9 e 3.12:

$$\gamma \left( \frac{M_t}{P_t} \right)^{-\epsilon} - \psi_t + \frac{\psi_t}{1 + R_t} = 0 \quad (3.15)$$

$$\left( \frac{\bar{M}}{\bar{P}} \right)^{-\epsilon} = \frac{\bar{\psi}}{\gamma} \left( \frac{\bar{R}}{1 + \bar{R}} \right) \quad (3.16)$$

$$\frac{\hat{R}_t}{\bar{R}} = -\hat{\psi}_t - \epsilon \hat{m}_t \quad (3.17)$$

na qual utilizamos que  $\left( \frac{M_t}{P_t} \right) \simeq \left( \frac{\bar{M}}{\bar{P}} \right) (1 + \hat{m}_t)$ .

Pela escolha do capital  $K_{t+1}$  obtemos:

$$\psi_t [1 + \phi H'(X_t) - \alpha_t] = \beta E_t \psi_{t+1} [(1 - \delta) (1 + \phi H'(X_{t+1}) - \alpha_{t+1}) + z_{t+1} - \dots] \quad (3.18)$$

$$\frac{(1 + \rho_t) \alpha_t}{1 + \pi_t} + \beta^2 E_t \psi_{t+2} [(1 - \delta) \frac{(1 + \rho_{t+1}) \alpha_{t+1}}{1 + \pi_{t+1}}]$$

Assumimos, da mesma forma que em Neiss e Nelson (2003), que  $H(X_t) = X_t^\eta$ , de modo que reescrevemos a equação acima da forma:

$$\psi_t \left[ 1 + \phi \eta X_t^{\eta-1} - \alpha_t \right] = \beta E_t \psi_{t+1} \left[ (1 - \delta) \left( 1 + \phi \eta X_t^{\eta-1} - \alpha_{t+1} \right) + z_{t+1} - \dots \right. \\ \left. \frac{(1+\rho_t)\alpha_t}{1+\pi_t} \right] + \beta^2 E_t \psi_{t+2} \left[ (1 - \delta) \frac{(1+\rho_{t+1})\alpha_{t+1}}{1+\pi_{t+1}} \right] \quad (3.19)$$

No estado estacionário, utilizando as equações 3.13 e 3.10 temos:

$$\phi \eta \bar{X}^{\eta-1} = \beta \left( \frac{\bar{z}}{1 - \beta(1 - \delta)} - \frac{1}{\beta} \right) + \frac{\bar{\alpha}}{1 + \bar{\pi}} (1 + \bar{\pi} - \beta(1 + \bar{\rho})) \quad (3.20)$$

Nota-se que, no estado estacionário, o investimento depende diretamente da depreciação do capital, da diferença entre a rentabilidade do capital e da taxa de juros real e do benefício do juros subsidiado, dado pela diferença entre a taxa de juros real e a taxa de juros subsidiada.

Fazendo a linearização da equação de aumento de capital, usamos  $X_t \simeq \bar{X}(1 + \hat{x}_t)$ ,  $\alpha_t \simeq \bar{\alpha} + \hat{\alpha}_t$  e  $\rho_t \simeq \bar{\rho} + \hat{\rho}_t$  e a equação 3.14, obtendo:

$$(\eta - 1) \eta \phi \bar{X}^{\eta-1} (\hat{x}_t - \beta(1 - \delta) E_t \hat{x}_{t+1}) + (1 + \phi \eta \bar{X}^{\eta-1} - \bar{\alpha}) \hat{r}_t + \dots \\ \beta^2 (1 - \delta) \frac{(1 - \bar{\rho})}{1 + \bar{\pi}} \bar{\alpha} E_t \hat{r}_{t+1} = \beta E_t \hat{z}_{t+1} + \hat{\alpha}_t - \beta(1 - \delta) E_t \hat{\alpha}_{t+1} + \dots \\ \frac{\beta(1 + \bar{\rho})}{1 + \bar{\pi}} (\beta(1 - \delta) E_t \hat{\alpha}_{t+1} - \alpha_t) + \frac{\beta \bar{\alpha}}{1 + \bar{\pi}} (\beta(1 - \delta) E_t \hat{\rho}_{t+1} - \rho_t) - \dots \\ \frac{\beta(1 + \bar{\rho}) \bar{\alpha}}{(1 + \bar{\pi})^2} (\beta(1 - \delta) E_t \hat{\pi}_{t+1} - E_t \pi_t) \quad (3.21)$$

Pela definição da variável de quasi-investimento:

$$X_t = K_{t+1} - (1 - \delta) K_t \quad (3.22)$$

$$\bar{X} = \delta \bar{K} \quad (3.23)$$

$$\hat{k}_{t+1} = \delta \hat{x}_t + (1 - \delta) \hat{k}_t \quad (3.24)$$

## 3.2 Firmas

No modelo das firmas, assumimos que há uma grande quantidade de produtores de bens finais que atuam em um mercado competitivo produzindo um bem final homogêneo que agrega a produção de bens intermediários. Assumimos também que há um contínuo de firmas de bens intermediários, indexados pelo índice  $i \in [0, 1]$  que atuam em um mercado de competição monopolística da forma descrita por Dixit e Stiglitz (1977).

Para os produtores de bens finais, a função de transformação dos bens intermediários é da forma:

$$Y_t = \left( \int_0^1 Y_{it}^\varrho \, di \right)^{\frac{1}{\varrho}} \quad (3.25)$$

na qual o parâmetro  $\varrho \in (0, 1)$  determina o grau de substituição entre bens diferenciáveis.

O problema de maximização do lucro das firmas de bens finais é dado por:

$$\begin{aligned} \max \quad & P_t Y_t - \int_0^1 P_{it} Y_{it} \, di \\ \text{s.a.} \quad & Y_t = \left( \int_0^1 Y_{it}^\varrho \, di \right)^{\frac{1}{\varrho}} \end{aligned} \quad (3.26)$$

Dessa forma obtemos a função de demanda dos bens intermediários e a função de preços agregados:

$$\frac{P_{it}}{P_t} = \left( \frac{Y_{it}}{Y_t} \right)^{\varrho-1} \quad (3.27)$$

$$P_t = \left( \int_0^1 P_{it}^{\frac{\varrho}{\varrho-1}} \, di \right)^{\frac{\varrho-1}{\varrho}} \quad (3.28)$$

As firmas de bens intermediários utilizam capital e trabalho para produção. Assumimos que a produção segue uma função Cobb-Douglas:

$$Y_{it} = A_t N_{it}^\varphi K_{it}^{1-\varphi} \quad (3.29)$$

na qual o parâmetro  $\varphi \in (0, 1)$  determina a participação do trabalho na função Cobb-Douglas.

As firmas de bens intermediários visam atender à demanda de seus produtos minimizando os custos de produção (em termos reais):

$$\begin{aligned} \min \quad & w_t N_{it} + z_t K_{it} \\ \text{s.a.} \quad & Y_{it} = A_t N_{it}^\varphi K_{it}^{1-\varphi} \end{aligned} \quad (3.30)$$

Resolvemos o problema de minimização, notando que, pelo teorema do envelope, o multiplicador de Lagrange do problema é o custo real marginal de produção. Introduzimos a variável  $\mu_t$  como o markup bruto, dado pelo inverso do custo real marginal de produção. Pela escolha da demanda por trabalho, temos:

$$\mu_t w_t = \varphi \frac{Y_{it}}{N_{it}} \quad (3.31)$$

Cabe notar que não colocamos o índice  $i$  nos custos de salário e aluguel de capital das firmas por estas variáveis serem iguais para toda a economia. Isso também implica que o custo marginal é também independente da firma, de modo que  $\mu$  também não possui índice. Pela escolha do capital, temos:

$$\mu_t z_t = (1 - \varphi) \frac{Y_{it}}{K_{it}} \quad (3.32)$$

A solução do problema é simétrica de modo que todas as firmas realizam as mesmas escolhas. Do ponto de vista agregado podemos então escrever:

$$\mu_t w_t = \varphi \frac{Y_t}{N_t} \quad (3.33)$$

$$\mu_t z_t = (1 - \varphi) \frac{Y_t}{K_t} \quad (3.34)$$

$$Y_t = A_t N_t^\varphi K_t^{1-\varphi} \quad (3.35)$$

No estado estacionário:

$$\bar{\mu}\bar{w} = \varphi \frac{\bar{Y}}{\bar{N}} \quad (3.36)$$

$$\bar{\mu}\bar{z} = (1 - \varphi) \frac{\bar{Y}}{\bar{K}} \quad (3.37)$$

$$\bar{Y} = \bar{A}\bar{N}^\varphi \bar{K}^{1-\varphi} \quad (3.38)$$

Log-linearizando as equações:

$$\hat{w}_t = \hat{y}_t - \hat{\mu}_t - \hat{n}_t \quad (3.39)$$

$$\hat{z}_t = \hat{y}_t - \hat{\mu}_t - \hat{k}_t \quad (3.40)$$

$$\hat{y}_t = \hat{a}_t + \varphi \hat{n}_t + (1 - \varphi) \hat{k}_t \quad (3.41)$$

A variável  $A_t$  é a produtividade da economia. Assumimos que o crescimento da produtividade segue um processo AR(1), seguindo Neiss e Nelson (2003):

$$\hat{a}_t = \rho_a \hat{a}_{t-1} + \varepsilon_{at} \quad (3.42)$$

na qual  $\rho_a \in [0, 1)$ .

### 3.2.1 Rigidez de preços

Seguindo Christiano, Eichenbaum e Evans (2005) assumimos que as firmas podem ajustar os preços em  $t$  com uma probabilidade  $1 - \theta$ , maximizando o lucro esperado (reajuste a la Calvo). Seja  $\tilde{P}_{it}$  o preço escolhido pelas firmas que podem reajustar o preço em  $t$ . Devido ao fato de o equilíbrio ser simétrico, podemos deixar de lado o índice  $i$  do preço de ajuste (todas as firmas que reajustam escolhem o mesmo preço). O problema de maximização é dado por:

$$\begin{aligned} \max E_{t-1} \sum_{j=0}^{\infty} (\beta\theta)^j \psi_{t+j} \left( \tilde{P}_t J_{tj} - \frac{P_{t+j}}{\mu_{t+j}} \right) Y_{i,t+j} \\ \text{onde } \frac{P_{it}}{P_t} = \left( \frac{Y_{it}}{Y_t} \right)^{\varrho-1} \end{aligned} \quad (3.43)$$

A variável  $J_{tj}$  indica como é atualizado o preço das firmas ao longo do tempo se não puderem realizar um novo reajuste. Dadas as características da economia brasileira e a inércia da inflação, optamos pelo modelo no qual os preços são reajustados da forma  $P_{it} = (1 + \pi_{t-2}) P_{i,t-1}$  de modo que:

$$J_{tj} = \begin{cases} \prod_{k=0}^{j-1} (1 + \pi_{t+k-1}) & \text{se } j \geq 1 \\ 1 & \text{se } j = 0 \end{cases} \quad (3.44)$$

Segundo este tipo de rigidez, os preços agregados se movimentam, de acordo com as equações 3.27 e 3.44, da forma:

$$P_t = \left[ (1 - \theta) \tilde{P}_t^{\frac{\varrho}{\varrho-1}} + \theta \left( (1 + \pi_{t-2}) P_{t-1} \right)^{\frac{\varrho}{\varrho-1}} \right]^{\frac{\varrho-1}{\varrho}} \quad (3.45)$$

Definimos a variável auxiliar  $\tilde{p}_t = \frac{\tilde{P}_t}{P_t}$  e linearizamos a equação 3.45 em torno do estado estacionário, obtendo:

$$\hat{\tilde{p}}_t = \frac{\theta}{1 - \theta} \left( \frac{\hat{\pi}_{t-1} - \hat{\pi}_{t-2}}{1 + \bar{\pi}} \right) \quad (3.46)$$

Voltando ao problema de otimização, a escolha de  $\tilde{P}_t$  resulta na equação:

$$E_{t-1} \sum_{j=0}^{\infty} (\beta\theta)^j \psi_{t+j} \left( \tilde{P}_t J_{tj} - \frac{P_{t+j}}{\varrho \mu_{t+j}} \right) Y_{i,t+j} = 0 \quad (3.47)$$

Obtemos, então, no estado estacionário:

$$\bar{\mu} = \frac{1}{\varrho} \quad (3.48)$$

Também notamos que, caso os preços sejam totalmente flexíveis, ou seja,  $\theta = 0$ , então o markup é constante. Este conceito é importante e será utilizado para determinar o comportamento da taxa de juros real neutra da economia.

Linearizando a equação 3.47 em torno do estado estacionário, temos:

$$\hat{p}_t = E_{t-1} \left[ \sum_{j=1}^{\infty} (\beta\theta)^j (1 + \bar{\pi})^{j-1} (\hat{\pi}_{t+j-1} - \hat{\pi}_{t+j-2}) + \hat{\mu}_t \dots \right. \\ \left. + \sum_{j=1}^{\infty} (\beta\theta)^j (1 + \bar{\pi})^j (\hat{\mu}_{t+j} - \hat{\mu}_{t+j-1}) \right] \quad (3.49)$$

Usando as equações 3.46 e 3.49, obtemos a curva de Philips:

$$\hat{\pi}_t = \frac{1}{1 + \beta(1 + \bar{\pi})} \hat{\pi}_{t-1} + \frac{\beta(1 + \bar{\pi})}{1 + \beta(1 + \bar{\pi})} E_t \hat{\pi}_{t+1} + \frac{(1 - \theta)(1 - \beta\theta(1 + \bar{\pi}))}{\theta(1 + \beta(1 + \bar{\pi}))} \hat{\mu}_t \quad (3.50)$$

### 3.3 Governo

Seguindo o modelo de política fiscal incluído no modelo SAMBA do Banco Central do Brasil (CASTRO et al., 2011), assumimos que o governo segue uma meta de superávit primário estabelecida de maneira a manter a dívida pública aproximadamente estável ao longo do tempo. Também de acordo com as regras estabelecidas pelo Tesouro Nacional, o crédito subsidiado não entra na conta do superávit primário, de modo que consideramos este efeito apenas na restrição orçamentária do governo. O superávit primário do governo é dado por:

$$S_t = T_t - \frac{G_t}{Y_t} \quad (3.51)$$

onde  $S_t$  é a razão entre o superávit primário e o PIB nominal,  $G_t$  são os gastos reais do governo e  $T_t$  são os impostos cobrados pelo governo (lump-sum) sobre o PIB nominal, sendo que o total de impostos cobrados é  $T_t P_t Y_t$ . Linearizando, obtemos:

$$\bar{S} = \bar{T} - \frac{\bar{G}}{\bar{Y}} \quad (3.52)$$

$$\bar{S}\hat{s}_t = \bar{T}\hat{t}_t - \frac{\bar{G}}{\bar{Y}} (\hat{g}_t - \hat{y}_t) \quad (3.53)$$

A restrição orçamentária do governo em cada instante de tempo é dada por:

$$\left( \frac{1 + R_{t-1}}{1 + \pi_{t-1}} \right) \tilde{B}_t \frac{Y_{t-1}}{Y_t} + \alpha_t \frac{X_t}{Y_t} = S_t + \tilde{B}_{t+1} + \alpha_{t-1} \left( \frac{1 + \rho_{t-1}}{1 + \pi_{t-1}} \right) \frac{X_{t-1}}{Y_t} \quad (3.54)$$

onde a variável  $\tilde{B}_t = \frac{B_t}{P_{t-1} Y_{t-1}}$  indica a razão dos títulos comprados (no começo do período) pelo PIB nominal.



Linearizando a restrição orçamentária, obtemos:

$$\bar{S} = \left( \frac{\bar{R} - \bar{\pi}}{1 + \bar{\pi}} \right) \bar{B} + \left( \frac{\bar{\pi} - \bar{\rho}}{1 + \bar{\pi}} \right) \frac{\bar{\alpha} \bar{X}}{\bar{Y}} \quad (3.55)$$

$$\begin{aligned} \bar{S} \hat{s}_t = & \bar{B} \left[ \left( \frac{1 + \bar{R}}{1 + \bar{\pi}} \right) (\hat{b}_t - \hat{y}_t + \hat{y}_{t-1}) - \hat{b}_{t+1} \right] + \frac{\bar{B}}{1 + \bar{\pi}} \hat{R}_{t-1} + \bar{\alpha} \frac{\bar{X}}{\bar{Y}} \left[ \hat{x}_t - \left( \frac{1 + \bar{\rho}}{1 + \bar{\pi}} \right) \hat{x}_{t-1} \right] - \dots \\ & \bar{\alpha} \frac{\bar{X}}{(1 + \bar{\pi}) \bar{Y}} \hat{\rho}_t + \frac{\bar{X}}{\bar{Y}} \left[ \hat{\alpha}_t - \left( \frac{1 + \bar{\rho}}{1 + \bar{\pi}} \right) \hat{\alpha}_{t-1} \right] - \bar{\alpha} \frac{\bar{X}}{\bar{Y}} \left( \frac{\bar{\pi} - \bar{\rho}}{1 + \bar{\pi}} \right) \hat{y}_t + \left[ \frac{(1 + \bar{\rho}) \bar{\alpha} (\bar{X} / \bar{Y}) - (1 + \bar{R}) \bar{B}}{(1 + \bar{\pi})^2} \right] \hat{\pi}_{t-1} \end{aligned} \quad (3.56)$$

É possível notar pela equação acima que a restrição orçamentária permite que o superávit primário diminua caso haja redução dos juros nominais ou caso a captação de títulos cresça. O crescimento da economia também permite que um superávit primário menor. Em relação ao crédito subsidiado, vemos que caso o capital da economia cresça dado um mesmo percentual de subsídio (a uma mesma taxa), é necessário um aumento do superávit primário. Desta forma um aumento do volume de subsídios deve ser acompanhado por uma redução da proporção de capital subsidiado ou por um aumento da taxa subsidiada para que o superávit primário se mantenha constante. A inflação tem, neste caso, dois efeitos contrários: por um lado facilita o pagamento da dívida e por outro aumenta o subsídio.

O governo realiza o superávit primário de acordo com sua meta ( $\tilde{S}_t$ ), mas de forma suavizada:

$$S_t = \bar{S} + \phi_s (S_{t-1} - \bar{S}) + \tilde{\phi}_s (\tilde{S}_t - \bar{S}) - \delta s_t \quad (3.57)$$

onde  $\bar{S}$  é a meta em estado estacionário e  $\delta s_t = \bar{S} \delta \hat{s}_t$  é o choque percentual no superávit primário em relação ao seu valor no estado estacionário, que toma-se com o sinal negativo de modo que um choque positivo implica um aumento dos gastos (redução do superávit). No estado estacionário temos  $\bar{S} = \tilde{S}$ . Linearizando a equação acima:

$$\hat{s}_t = \phi_s \hat{s}_{t-1} + \tilde{\phi}_s \hat{\tilde{S}}_t - \delta \hat{s}_t \quad (3.58)$$

A meta de superávit primário é ajustada de modo a estabilizar a relação dívida/PIB do governo. Desta forma, segue uma regra da forma:

$$\tilde{S}_t = \bar{S} + \zeta_s (\tilde{S}_{t-1} - \bar{S}) + \phi_b (\tilde{B}_t - \bar{B}) + \delta \tilde{s}_t \quad (3.59)$$

onde  $\delta \tilde{s}_t = \bar{S} \delta \hat{\tilde{S}}_t$  é o choque (percentual) na meta de superávit primário em relação ao estado estacionário. Linearizando a equação:

$$\hat{s}_t = \zeta_s \hat{s}_{t-1} + \phi_b \frac{\bar{B}}{\bar{S}} \hat{b}_t + \delta \hat{s}_t \quad (3.60)$$

### 3.3.1 Decisões da política fiscal

O governo pode decidir a respeito do cumprimento da meta de superávit primário e como a meta varia ao longo do tempo. Em linha com Castro et al. (2011), assumimos que as decisões de política fiscal são exógenas, da forma:

$$\delta \hat{s}_t = \varepsilon_{st} \quad (3.61)$$

$$\delta \hat{s}_t = \tilde{\varepsilon}_{st} \quad (3.62)$$

$$T_t = \bar{T} + \xi_T (T_{t-1} - \bar{T}) + \varepsilon_{Tt} \quad (3.63)$$

$$\hat{t}_t = \xi_T \hat{t}_{t-1} + \varepsilon_{Tt} \quad (3.64)$$

Também assumimos que o percentual do investimento da economia financiado a juros subsidiados é um ruído branco em torno da média  $\bar{\alpha}$ :

$$\alpha_t = \bar{\alpha} + \hat{\alpha}_t \quad (3.65)$$

$$\hat{\alpha}_t = \rho_\alpha \hat{\alpha}_{t-1} + \varepsilon_{\alpha t} \quad (3.66)$$

A taxa de subsídio depende dos juros nominais e assumimos um processo da seguinte forma:

$$\rho_t = \bar{\rho} + \hat{\rho}_t \quad (3.67)$$

$$\hat{\rho}_t = \rho_\rho \hat{\rho}_{t-1} + \xi_R \hat{R}_t + \tilde{\rho}_t \quad (3.68)$$

na qual  $\tilde{\rho}_t = \varepsilon_{\rho t}$  é um choque também exógeno.

Nas equações acima, assume-se  $\xi_T \in [0, 1)$ ,  $\rho_\alpha \in [0, 1)$  e  $\rho_\rho \in [0, 1)$ . Os processos referentes ao crédito subsidiado são discutidos em detalhe na seção 4.3.

No próximo capítulo discutiremos a calibração do modelo e retornaremos a estas formulações e de que forma realizamos esta escolha para os processos de ajuste do crédito subsidiado.

### 3.3.2 Autoridade Monetária

Consideramos que a autoridade monetária é autônoma e realiza sua política mediante o ajuste dos juros nominais da economia. A regra de Taylor utilizada para o ajuste dos juros nominais, seguindo Vasconcelos e Divino (2012), depende dos juros no período anterior, da inflação corrente, da inflação corrente e esperada e do crescimento da economia. Logo:

$$R_t = \phi_R R_{t-1} + (1 - \phi_R) \left[ \xi_1 \pi_t + \xi_2 E_t \pi_{t+1} + \xi_3 \left( \frac{Y_t}{Y_{t-1}} - 1 \right) \right] + \delta R_t \quad (3.69)$$

na qual  $\delta R_t = \delta \hat{R}_t$  é o choque de política monetária. Linearizando a regra de Taylor obtemos:

$$\hat{R}_t = \phi_R \hat{R}_{t-1} + (1 - \phi_R) [\xi_1 \hat{\pi}_t + \xi_2 E_t \hat{\pi}_{t+1} + \xi_3 (\hat{y}_t - \hat{y}_{t-1})] + \delta \hat{R}_t \quad (3.70)$$

na qual consideramos que o choque  $\delta \hat{R}_t$  é o choque exógeno de política monetária:

$$\delta \hat{R}_t = \varepsilon_{Rt} \quad (3.71)$$

## 3.4 Restrição de recursos

Para completar o modelo, utilizamos a restrição de recursos da economia, sendo oferta de bens deve ser igual à demanda, incluindo o custo do investimento:

$$Y_t = C_t + X_t + \phi X_t^\eta + G_t \quad (3.72)$$

No estado estacionário, temos que:

$$\bar{Y} = \bar{C} + \bar{X} (1 + \phi \bar{X}^{\eta-1}) + \bar{G} \quad (3.73)$$

Pela linearização da equação, obtemos:

$$\hat{y}_t = \frac{\bar{C}}{\bar{Y}} \hat{c}_t + \frac{\bar{X} (1 + \phi \bar{X}^{\eta-1})}{\bar{Y}} \hat{x}_t + \frac{\bar{G}}{\bar{Y}} \hat{g}_t \quad (3.74)$$

Tabela 1 – Variáveis endógenas do modelo, medidas pelo desvio percentual em torno do estado estacionário.

#	Variável	Descrição
1	$\hat{c}_t$	Consumo agregado
2	$\hat{\psi}_t$	Utilidade marginal do consumo
3	$\hat{w}_t$	Salário real
4	$\hat{R}_t$	Juros nominais*
5	$\hat{\pi}_t$	Inflação*
6	$\hat{r}_t$	Juros reais*
7	$\hat{m}_t$	Quantidade real de moeda
8	$\hat{x}_t$	Quasi-investimento
9	$\hat{k}_t$	Capital
10	$\hat{\mu}_t$	Mark-up bruto
11	$\hat{z}_t$	Rentabilidade do capital*
12	$\hat{n}_t$	Emprego
13	$\hat{y}_t$	Renda
14	$\hat{g}_t$	Gastos do governo
15	$\hat{b}_t$	Relação dívida/PIB do governo
16	$\hat{s}_t$	Relação superávit primário/PIB do governo
17	$\hat{\tilde{s}}_t$	Relação superávit primário/PIB do governo (meta)

Nota: As variáveis marcadas com \* são medidas pelo desvio nominal da variável em torno do estado estacionário.

Fonte: Elaboração Própria

Tabela 2 – Equações do modelo

#	Equação	Descrição
1	3.4	Escolha do consumo
2	3.8	Oferta de trabalho
3	3.11	Equação de Fischer
4	3.14	Demanda por títulos públicos
5	3.17	Demanda por moeda
6	3.21	Oferta de capital
7	3.24	Relação entre capital e investimento
8	3.40	Demanda por capital
9	3.39	Demanda por trabalho
10	3.41	Produção de bens
11	3.50	Curva de Philips
12	3.53	Superávit primário
13	3.56	Restrição orçamentária do governo
14	3.58	Regra fiscal
15	3.60	Meta de superávit primário
16	3.70	Regra de política monetária
17	3.74	Restrição de recursos da economia

Fonte: Elaboração Própria

Tabela 3 – Variáveis exógenas do modelo, medidas pelo desvio percentual em torno do estado estacionário.

#	Variável	Descrição	Equação	Choque	Desvio Padrão
1	$\hat{\lambda}_t$	Choque de demanda	3.5	$\varepsilon_\lambda$	0,054
2	$\hat{a}_t$	Choque de tecnologia	3.42	$\varepsilon_a$	0,038
3	$\hat{\alpha}_t$	Percentual do capital financiado com subsídio*	3.66	$\varepsilon_\alpha$	0,09
4	$\hat{\rho}_t$	Taxa de juros subsidiada*	3.68	$\varepsilon_\rho$	0,0004
5	$\delta\hat{s}_t$	Choque no superávit primário	3.61	$\varepsilon_s$	0,016
6	$\delta\hat{\tilde{s}}_t$	Choque na meta de superávit primário	3.62	$\tilde{\varepsilon}_s$	0,0029
7	$\hat{t}_t$	Imposto sobre a renda	3.64	$\varepsilon_T$	0,0048
8	$\delta\hat{R}_t$	Choque de política monetária*	3.71	$\varepsilon_R$	0,0029

Nota: As variáveis marcadas com \* são medidas pelo desvio nominal da variável em torno do estado estacionário. Os valores para o desvio padrão são discutidos na seção 4.4.1.

Fonte: Elaboração Própria

### 3.5 Considerações sobre o fato de utilizarmos uma economia fechada

Grande parte dos modelos DSGE desenvolvidos para a economia brasileira utilizam a aproximação de uma pequena economia aberta. No presente modelo, seguimos Neiss e Nelson (2003) e Lam e Tkacz (2004), de modo que não incluímos no modelo o exterior e, nesta seção, argumentamos o motivo para tal escolha.

Primeiramente, nota-se que o presente modelo considera apenas um tipo de firma, não fazendo a distinção entre firmas de bens tradables e non-tradables como, por exemplo, em Cavalcanti e Vereda (2014). Dessa forma, caso seguissemos a opção por incluir o setor externo, a contribuição à renda viria apenas das importações líquidas. No Brasil, porém, esta contribuição é de apenas pouco mais que 1% do PIB. Assim, como em nosso modelo estamos apenas interessados nos efeitos referentes à política monetária, a simplificação é justificada.

Em segundo lugar, pode-se argumentar o efeito na demanda causado por um choque cambial é relevante para a determinação da resposta da política monetária. Este efeito, porém, pode ser incorporado na calibração da elasticidade intertemporal do consumo (ver seção 2.8 do paper de Neiss e Nelson (2003)). Dessa forma, optamos por utilizar um valor um pouco mais alto para o parâmetro  $\sigma$ .

Por fim, o fato de assumirmos a economia fechada impede que sejam incorporados choques de no prêmio de risco dos juros brasileiro que, de fato, possuem efeito relevante para a economia local, conforme discutido, por exemplo, em Carvalho e Valli (2010). Em

realidade, não capturamos em nosso modelo nenhum tipo de fricção no mercado de crédito e juros, que tem efeitos importantes do ponto de vista macroeconômico, conforme discutido (no caso do prêmio de risco) por Cavalcanti e Vereda (2011) e, em mais detalhes no caso de fricções financeiras, por Gertler e Karadi (2011). Porém, consideramos importante entender os efeitos domésticos que afetam a taxa de juros real e a condução da política monetária. Uma evolução natural do presente modelo seria a inclusão do efeito do prêmio de risco do país e de fricções financeiras. Parte desta dinâmica, porém, pode ser entendida através de um choque exógeno nos juros nominais através da condição de paridade a descoberto<sup>1</sup>.

---

<sup>1</sup> Um aumento do risco país, por exemplo, eleva a ponta longa da curva de juros, tendo efeito similar a um choque de política monetária.

## 4 Calibração do modelo

Definimos os parâmetros do modelo de acordo com a literatura. Neste capítulo apresentamos como os valores foram escolhidos e como foi feita a calibração do modelo apresentado neste trabalho.

A tabela 4 apresenta os parâmetros utilizados para calibração do modelo, os valores utilizados e a referência utilizada. Damos preferência para modelos mais recentes para que possamos capturar de forma mais próxima a dinâmica da economia brasileira incluindo dados mais próximos da atualidade. A estratégia de calibração do modelo é baseada em Stähler e Thomas (2011), na qual os parâmetros são escolhidos baseados em dois fatores: (i) reproduzir as razões importantes de estado estacionário de acordo com os dados da economia real; (ii) ficarem próximos do intervalo estabelecido pela literatura corrente. Com isso tentamos fazer com que o modelo fique mais próximo das condições correntes da economia brasileira, que passou por diversas mudanças no que tange a política econômica nos últimos anos. A mesma estratégia é também utilizada por Cavalcanti e Vereda (2014), referência que utilizamos de base para verificação das principais razões utilizadas.

### 4.1 Base de dados

Para os dados referentes às Contas Nacionais, como PIB, consumo privado, gastos do governo e investimentos, utilizamos a tabela completa do PIB divulgada trimestralmente pelo IBGE. Para os dados dos impostos como proporção do PIB, utilizamos os dados de arrecadação divulgados pela Receita Federal.

Os dados referentes à inflação, meta da taxa SELIC, crédito subsidiado e finanças públicas foram retirados do sistema SGS do Banco Central do Brasil. O BCB divulga os dados de créditos com recursos direcionados desde março de 2011, sendo a partir de quando foram feitas as análises deste trabalho no que tange a parte referente ao crédito subsidiado (seção 4.3).

### 4.2 Estado estacionário

Para o cálculo das principais razões utilizadas para calibração do modelo, utilizamos dados trimestrais de janeiro de 2011 a junho de 2014. Esta escolha reflete a decisão de analisar dados mais próximos à atual condução da política monetária e, portanto, selecionamos os dados referentes ao governo de Dilma Rousseff. Além disso, esta escolha reflete também a disponibilidade dos dados de crédito subsidiado, disponíveis a partir de

Tabela 4 – Parâmetros do modelo e calibração

Par.	Descrição	Valor	Referência
$\beta$	Fator de desconto intertemporal das famílias	0,99	N&N 2003
$\sigma$	Elasticidade intertemporal de substituição do consumo	0,6	N&N 2003
$h$	Formação do hábito de consumo das famílias	0,69	S 2008
$\frac{1}{\sigma\epsilon}$	Elasticidade de escala da demanda pelo dinheiro	1	N&N 2003
$\delta$	Depreciação do capital	0,025	V&D 2012
$\varphi$	Participação do trabalho na função de produção	0,552	SAMBA
$\bar{\mu}$	Markup bruto de preços no estado estacionário	1,2	D 2003
$\phi$	Custo de ajuste do capital	0,75	N&N 2003
$\eta$	Parâmetro da função de ajuste do capital	2	N&N 2003
$\theta$	Probabilidade de ajuste de preços a la Calvo	0,74	SAMBA
$\xi_1$	Regra de Taylor: ajuste pela inflação corrente	1,3993	V&D 2012
$\xi_2$	Regra de Taylor: ajuste pela inflação esperada	0,2903	V&D 2012
$\xi_3$	Regra de Taylor: ajuste pelo crescimento	0,0979	V&D 2012
$\phi_R$	Regra de Taylor: dependência da taxa anterior	0,8285	V&D 2012
$\phi_S$	Parâmetro AR(1) da regra do superávit primário	0,49	SAMBA
$\tilde{\phi}_S$	Dependência do superávit com a meta	0,41	SAMBA
$\zeta_S$	Parâmetro AR(1) da meta de superávit primário	0,76	SAMBA
$\xi_T$	Parâmetro AR(1) da arrecadação federal em relação ao PIB	0,80	SAMBA
$\phi_b$	Dependência da meta de superávit com a relação dívida/PIB	0,02	SAMBA
$\rho_\lambda$	Parâmetro AR(1) do choque de demanda	0,66	C&V 2010
$\rho_a$	Parâmetro AR(1) do choque de produtividade	0,89	S 2008
$\bar{G}/\bar{Y}$	Gastos totais do governo/PIB no estado estacionário	0,20	-
$\bar{K}/\bar{Y}$	Estoque de capital/PIB no estado estacionário	3,70	-
$\bar{C}/\bar{Y}$	Consumo privado/PIB no estado estacionário	0,62	-
$\bar{S}$	Superávit primário sobre o PIB nominal no estado estacionário	0,03	-
$\bar{T}$	Arrecadação pública sobre o PIB nominal no estado estacionário	0,23	-
$\bar{B}$	Volume de título/PIB no estado estacionário	3	-
$\bar{\alpha}$	Percentual médio de financiamento do investimento	0,86	-
$\rho_\alpha$	Parâmetro AR(1) do percentual de crédito subsidiado	0,58	-
$\bar{\rho}$	Taxa média do crédito subsidiado	0,018	-
$\rho_\rho$	Parâmetro AR(1) da taxa de juros do crédito subsidiado	0,84	-
$\xi_R$	Dependência de $\hat{\rho}_t$ com os juros nominais	0,08	-

Nota: As referências são N&N2003 (NEISS; NELSON, 2003), S 2008 (SILVEIRA, 2008), V&D 2012 (VASCONCELOS; DIVINO, 2012), D 2003 (DIB, 2003), SAMBA (CASTRO et al., 2011), C&V 2010 (CARVALHO; VALLI, 2010).

Fonte: Elaboração Própria

março de 2011. Assumimos o estado estacionário do modelo como a média das razões ao longo deste período e o resultado obtido é mostrado na tabela 5.



Tabela 5 – Média dos dados trimestrais entre o início de 2011 e o segundo trimestre de 2014 para as variáveis macroeconômicas relevantes ao modelo

Parâmetro	Descrição	Valor
$\bar{C}/\bar{Y}$	Razão entre o consumo privado e o PIB	0,62
$\bar{X} (1 + \phi \bar{X}^{\eta-1}) / \bar{Y}$	Razão entre o investimento e o PIB	0,18
$\bar{G}/\bar{Y}$	Razão entre os gastos do governo e o PIB	0,20
$\bar{S}$	Superávit primário em relação ao PIB	0,025
$\bar{T}$	Arrecadação federal em relação ao PIB	0,23
$\bar{K}/\bar{Y}$	Razão entre o estoque de capital e o PIB	3,7
$\bar{B}$	Dívida bruta do governo geral em relação ao PIB	0,57
$\bar{\pi}$	Inflação (IPCA) trimestral	0,015
$\bar{R}$	Taxa SELIC trimestral	0,024
$\bar{\alpha}$	Razão entre o volume de crédito direcionado e o (quasi-)investimento	0,86
$\bar{\rho}$	Média ponderada (pelo volume) da taxa de juros do crédito direcionado	0,018

Fonte: Elaboração Própria

### 4.3 Dados do crédito subsidiado

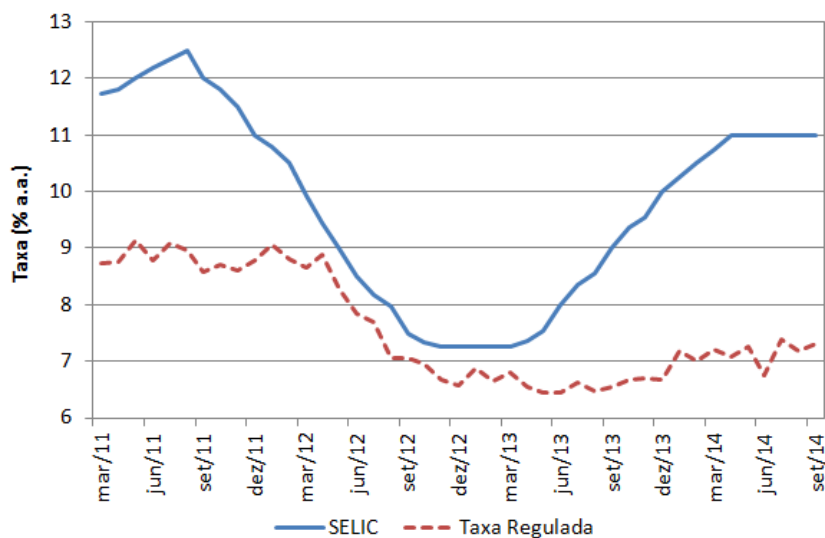
Para analisar os dados do crédito subsidiado e calcular  $\bar{\rho}$  e  $\bar{\alpha}$ , utilizamos os dados de crédito com recursos direcionados disponíveis no sistema SGS do Banco Central do Brasil. Incluímos as alíneas subsidiadas e associadas a investimento, como queremos capturar em nosso modelo. Dessa forma, foram utilizados os dados de créditos direcionados do BNDES, recursos para financiamento imobiliário e crédito rural, tanto para pessoa física quanto para a pessoa jurídica.

Da forma pela qual o modelo apresentado foi concebido, consideramos que o governo escolhe o volume de empréstimos subsidiados e as famílias tomam todo este crédito. Isto faz sentido se olharmos a figura 7, notando que a taxa de juros subsidiada se mantém inferior a meta SELIC. Outro aspecto importante a ser analisado é o fato de que o movimento da taxa de juros do crédito subsidiado tem relação com o movimento da taxa de juros nominal.

Portanto, analisamos possíveis modelos para explicar o movimento da taxa de juros do crédito subsidiado e chegamos à relação apresentada na equação 3.68. Apesar da limitação dada pelo tamanho da amostra (mesmo utilizando dados mensais), os parâmetros da equação que apresenta a dinâmica da variável  $\hat{\rho}$  foram estimados através de um modelo autoregressivo utilizando a ferramenta OxMetrics, cujo resultado é apresentado na tabela 6.

No caso do percentual  $\alpha$  que o governo financia do investimento, avaliamos o volume

Figura 7 – Taxa média do crédito direcionado e média da meta SELIC (dados mensais)



Fonte: BCB, Elaboração própria

Tabela 6 – Estimação da dinâmica do parâmetro  $\hat{\rho}_t$ 

Variável	Coef.	Erro	Valor-t
Const.	9E-4	6E-4	1,48
$\hat{\rho}_{t-1}$	0,84	0,05	18,1
$\hat{R}_t$	0,08	0,02	3,44
$R^2$	0,95		
# obs.	42		

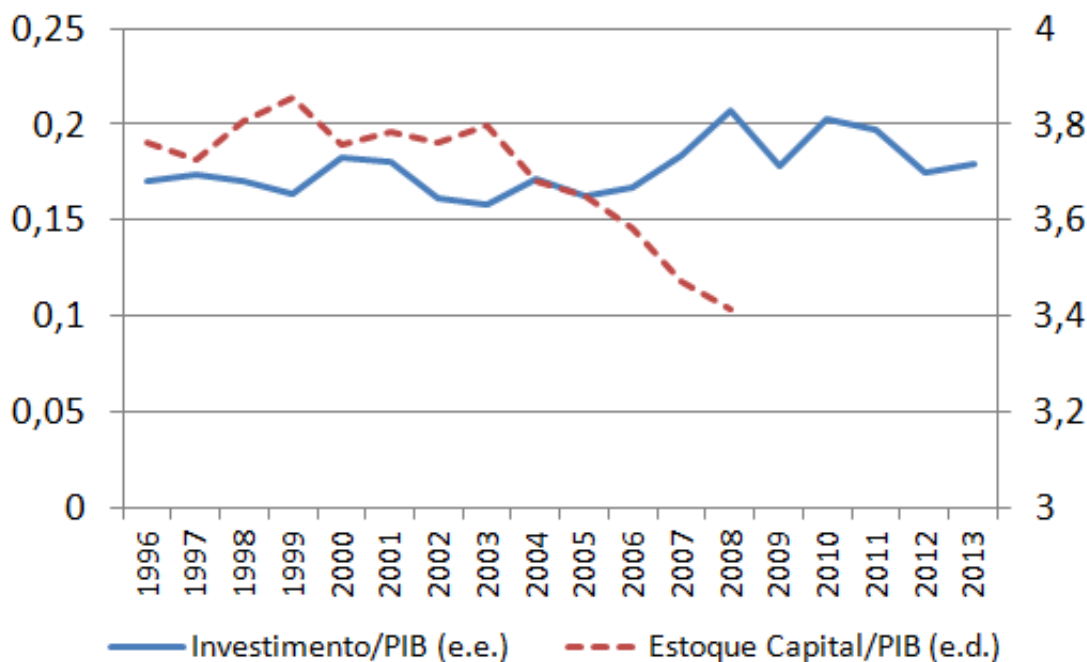
Fonte: Elaboração própria

de crédito subsidiado em relação ao investimento. Porém, o investimento, incluindo o custo, é dado, no estado estacionário, por  $\bar{X} (1 + \phi \bar{X}^{\eta-1})$ , de modo que simplesmente dividir o volume de crédito subsidiado pelo investimento resulta numa estimativa de  $\alpha$  dividido pelo custo de ajuste do investimento,  $\bar{\alpha} / (1 + \phi \bar{X}^{\eta-1})$ . Da forma como o modelo é montado, consideramos que o governo financia diretamente o capital, de modo que não incluímos no crédito subsidiado a função de ajuste do investimento de modo que temos que buscar uma estratégia alternativa para estimar esta variável. Optamos por utilizar a estimativa do IPEA para o volume de capital da economia (MORANDI; REIS, 2002) em relação ao PIB e, com o valor escolhido para a depreciação (discutido na seção 4.4), estimamos  $\bar{X}/\bar{Y}$  através da equação 3.23 e, com isso, determinamos  $\alpha$  como:

$$\alpha = \frac{V_{\text{créd. subs.}}/Y}{\bar{X}/\bar{Y}} \quad (4.1)$$

pela qual consideramos que estamos utilizando apenas a aproximação linear de alpha, ou seja, as alterações do volume de crédito subsidiado em relação a  $X$  depende apenas da

Figura 8 – Estoque Capital



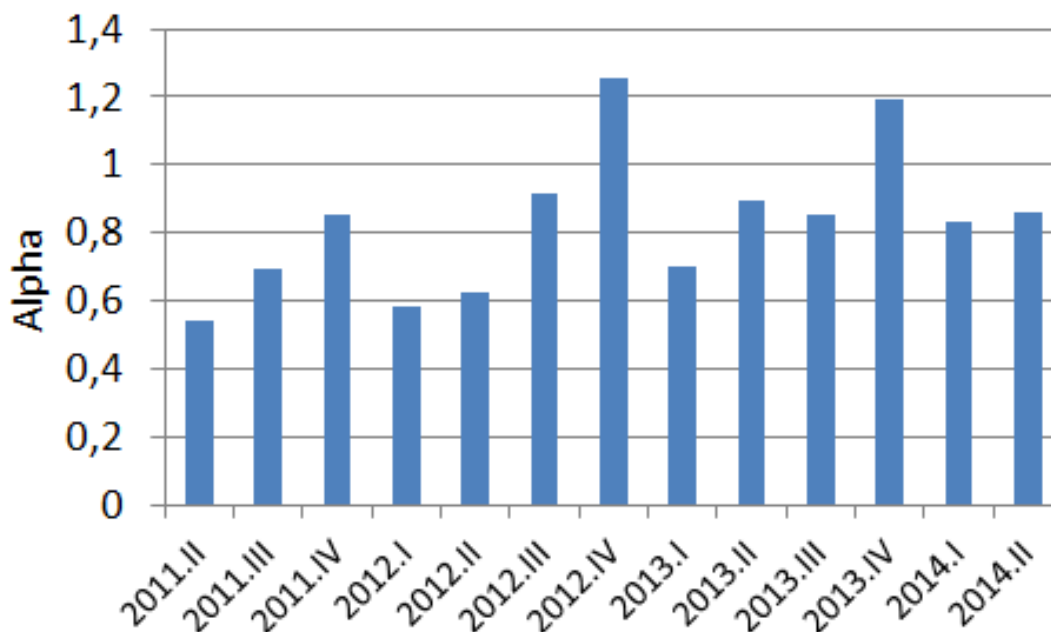
Fonte: IBGE, IPEA, Elaboração própria

variação do volume de crédito subsidiado.

Nesta estimativa enfrentamos o problema de que os dados de estoque de capital tem divulgação anual e o último valor disponível é para o ano de 2008 (uma vez que o dado é calculado apenas com os números finais do PIB). Dessa forma, analisamos a relação entre o estoque de capital e o PIB utilizando dados anuais entre 1996 e 2008 e assumimos que o número obtido não tenha se alterado de forma significativa para o período atual, apesar de os dados ao longo da crise mostrarem que houve uma queda da variável (figura 8). Pelo modelo que utilizamos, a queda no estoque de capital em relação ao PIB mesmo com a manutenção dos níveis de investimento em relação ao PIB é explicado por um aumento do custo de ajuste do investimento. Portanto, pode ser que o custo de ajuste que estimamos para o presente modelo tenha se alterado ao longo dos últimos, fato que não abordamos em detalhes neste trabalho, mas que deve ser explorado para uma calibração mais precisa do modelo.

Utilizando a equação 3.23 e a taxa de depreciação do capital  $\delta = 0,025$ , obtemos  $\bar{X}/\bar{Y} = 0,092$ . Utilizamos este valor na equação 4.1 para, junto com o volume de recursos direcionados obter o gráfico mostrado na figura 9. Com estes dados, obtemos  $\bar{\alpha} = 0,86$ . O tamanho da amostra nos impede de fazermos uma análise mais profunda desses dados, como ajuste sazonal. Além disso, para uma estimativa mais precisa da variável  $\alpha$ , necessitaríamos que o dado de estoque de capital se estendesse até o período recente, quando há dados disponíveis para o crédito subsidiado. Dessa forma, fizemos uma análise simplificada

Figura 9 – Variável Alpha



Fonte: IBGE, IPEA, Elaboração própria

em que consideramos uma regressão simples do tipo AR(1) com uma dummy para o primeiro trimestre<sup>1</sup>, obtendo a regressão mostrada na tabela 7. Para a dinâmica do modelo consideramos, portanto, que o choque seja do tipo AR(1), conforme mostrado na 3.66, apesar do reconhecimento que a análise realizada é superficial dada a quantidade de dados disponíveis.

Tabela 7 – Estimação da dinâmica do parâmetro  $\hat{\alpha}_t$ 

Variável	Coef.	Erro	Valor-t
Const.	0,08	0,04	2,20
$\hat{\alpha}_{t-1}$	0,58	0,26	2,17
Dummy 1T	-0,25	0,08	3,23
$R^2$	0,58		
# obs.	11		

Fonte: Elaboração própria

#### 4.4 Escolha dos parâmetros do modelo

Primeiramente, optamos por utilizar o modelo de política fiscal do modelo SAMBA do BCB (CASTRO et al., 2011) e a regra de Taylor utilizada em Vasconcelos e Divino (2012). Dessa forma, os parâmetros escolhidos para a dinâmica das variáveis referentes à

<sup>1</sup> Testamos ajustes para todos os trimestres, sendo este o único cujo coeficiente teve significância a 10%.

política fiscal e monetária foram retirados destes mesmos artigos. Escolhemos, portanto,  $\xi_1 = 1,3993$ ,  $\xi_2 = 0,2903$ ,  $\xi_3 = 0,0979$  e  $\phi_R = 0,8285$  para a regra de Taylor e  $\phi_S = 0,49$ ,  $\tilde{\phi}_S = 0,41$ ,  $\zeta_S = 0,76$ ,  $\xi_T = 0,80$  e  $\phi_b = 0,02$  para a dinâmica das variáveis fiscais. Para completar os parâmetros da parte fiscal e da restrição de recursos, utilizamos os valores das variáveis em estado estacionário calculadas na seção 4.2 e os valores obtidos na seção 4.3 para o crédito subsidiado. Pela regressão apresentada na tabela 6 utilizamos  $\rho_\rho = 0,84$  e  $\xi_R = 0,08$ . Pela regressão apresentada na tabela 7 utilizamos  $\rho_\alpha = 0,57$ . É importante fazer a ressalva de que, para satisfazer a equação , utilizamos  $\bar{S} = 0,03$  enquanto os dados analisados indicam um valor de 0,025. Ressaltamos, porém, que no estado estacionário o superávit primário deve ser igual à meta de superávit, cuja média no período analisado foi 0,029. Outra variável de difícil calibração é a dívida total do governo federal em relação ao PIB,  $\bar{B}$ . Apesar de ser sugestivo utilizar a dívida federal em relação ao PIB, conforme apresentado na tabela 5, cabe lembrar que a simplificação que fizemos em relação ao sistema financeiro implica que as famílias poupam apenas através de títulos públicos, de modo que a utilização da dívida do governo subestima essa variável. Em Castro et al. (2011), por exemplo, é utilizado  $\bar{B} = 2$ . Em nosso modelo, utilizamos a equação 3.55 e os valores estimados para as demais variáveis para obter  $\bar{B} = 3$ .

A escolha das demais variáveis foram realizadas de acordo com a literatura e de modo a aproximar as relações em estado estacionário obtidas pelo modelo com a tabela 5. Para o fator de desconto intertemporal das famílias,  $\beta$ , Cavalcanti e Vereda (2011) mostram que na literatura brasileira, em geral, temos  $\beta \in [0,98; 0,99]$ . Utilizamos  $\beta = 0,99$  de modo que os obtidos para a inflação e juros nominais no estado estacionário do modelo ficaram próximos dos valores da tabela 5. Este valor é idêntico ao utilizado em diversos artigos da literatura brasileira (KANCZUK, 2002; SILVA; PORTUGAL, 2010; ARAÚJO et al., 2006), sendo também o valor utilizado por Neiss e Nelson (2003). Para o parâmetro de formação de hábito, utilizamos o parâmetro calibrado por Silveira (2008), que inclui a formação de hábito na função utilidade de maneira similar ao modelo presente neste trabalho. O valor escolhido,  $h = 0,69$  é próximo ao resultado obtido em trabalhos mais recentes para a literatura nacional <sup>2</sup>.

De modo a obter valores próximos aos da economia recente para o volume de investimentos e estoque de capital, mais cinco parâmetros foram escolhidos utilizando a literatura brasileira e internacional. O primeiro foi o markup bruto de preços no estado estacionário,  $\bar{\mu} = 1,2$ , escolhido de acordo com Dib (2003) e Araújo et al. (2006). O segundo é a participação do trabalho na função de produção, para o qual utilizamos o valor apresentado em Castro et al. (2011) <sup>3</sup>. O terceiro parâmetro escolhido foi a depreciação

<sup>2</sup> Cavalcanti e Vereda (2014), por exemplo, utilizam  $h = 0,65$

<sup>3</sup> No modelo apresentado do modelo SAMBA, o valor calibrado (0,448) é para a participação do capital na função Cobb-Douglas que, em nosso modelo, é equivalente a  $1 - \phi$ . Dessa forma, utilizamos  $\phi = 0,552$

do capital,  $\delta = 0,025$ , seguindo Vasconcelos e Divino (2012) e Carvalho e Valli (2010). Por fim, escolhemos os parâmetros da função de custo de investimento, para os quais utilizamos  $\phi = 0,75$  e  $\eta = 2$ , implicando no mesmo formato quadrático da função de custo utilizado por Neiss e Nelson (2003) e Lam e Tkacz (2004)<sup>4</sup>.

Para os parâmetros  $\sigma$  e  $\epsilon$ , optamos por seguir a mesma prescrição de Neiss e Nelson (2003), utilizando  $\sigma = 0,6$  e  $\frac{1}{\sigma\epsilon} = 1$ . Para modelos similares ao apresentado neste trabalho, encontramos  $\sigma$  em torno de 0,5 para o Brasil,<sup>5</sup> mas, fazendo a consideração de que o modelo considera a economia fechada (seção 3.5), optamos por utilizar um valor um pouco superior.

Por fim, para o parâmetro de ajuste de preços a la Calvo,  $\theta$ , Areosa e Medeiros (2007) encontram uma probabilidade alta de que os preços não são reotimizados a cada instante de tempo, implicando  $\theta > 0,9$ . Fazendo uma calibração Bayesiana da economia brasileira, Silveira (2008) encontra  $\theta = 0,89$ , com 90% de probabilidade de o valor se encontrar dentro do intervalo  $[0,83; 0,97]$ . Em modelos que incluem também a rigidez de salários, os valores encontrados para este parâmetro para a fixação dos preços livres é bastante inferior. Castro et al. (2011) encontra  $\theta = 0,74$  e Carvalho e Valli (2010) obtém  $\theta$  entre 0,72 e 0,74. Cavalcanti e Vereda (2011) assumem uma faixa admissível entre 0,70 e 0,95 de acordo com a literatura nacional e internacional. No presente trabalho utilizamos  $\theta = 0,74$ , seguindo também Neiss e Nelson (2003)<sup>6</sup>, considerando que este valor está também em acordância com a literatura brasileira.

#### 4.4.1 Variáveis exógenas

O presente modelo inclui oito variáveis exógenas, sendo seis delas respectivas a decisões do poder público<sup>7</sup>. As demais variáveis exógenas referem-se a choques exógenos de demanda (variável  $\hat{\lambda}_t$ ) e de oferta (produtividade,  $\hat{a}_t$ ). Um resumo das variáveis exógenas do modelo encontra-se na tabela 3. Nesta seção discutiremos as escolhas referentes à dinâmica destas variáveis e dos parâmetros que governam esta dinâmica.

Para os choques referentes às decisões do poder público, utilizamos os resultados dos artigos em que baseamos a construção do modelo<sup>8</sup>. Para a dinâmica do superávit primário

<sup>4</sup> Cavalcanti e Vereda (2011) debatem a forma da função de custo do investimento e sugerem que o expoente  $\eta \in [2; 8]$ . Optamos por manter a função de ajuste do investimento de acordo com os artigos mencionados no texto, que nos serviram de base para a construção do modelo.

<sup>5</sup> A calibração do parâmetro  $\sigma$  em Silveira (2008), que corresponde a  $1/\sigma$  em nosso modelo, obtém valores em torno de 2, com 90% de probabilidade de o parâmetro se encontrar no intervalo  $[1,46; 2,86]$ . Para este mesmo parâmetro, Cavalcanti e Vereda (2011) consideram um intervalo  $[1; 3]$  como plausível dentro da literatura nacional e internacional.

<sup>6</sup> Neste trabalho o parâmetro de ajuste de preços é escolhido de forma que  $\theta = 0,75$

<sup>7</sup> São elas: juros nominais (Regra de Taylor), superávit primário, meta de superávit primário, arrecadação de impostos, taxa de juros do crédito subsidiado e volume de recursos para o crédito direcionado.

<sup>8</sup> Nestes casos a discussão será focada na escolha do valor do desvio padrão dos choques uma vez que a escolha dos parâmetros das equações que estabelecem a dinâmica das variáveis foi discutida na seção

(equação 3.61), meta de superávit primário (equação 3.62) e arrecadação (equação 3.64), utilizamos Castro et al. (2011), com desvios padrão  $\varepsilon_s = 0,016^9$ ,  $\tilde{\varepsilon}_s = 0,0029$  e  $\varepsilon_T = 0,0048$ . Para o choque na Regra de Taylor, utilizamos o valor obtido em Vasconcelos e Divino (2012),  $\varepsilon_R = 0,0029$ . Cabe destacar que outros trabalhos, que utilizam especificações diferentes para a Regra de Taylor, encontram valores próximos para este desvio padrão (CASTRO et al., 2011; CARVALHO; VALLI, 2010). Em relação às variáveis referentes ao crédito subsidiado, utilizamos o desvio padrão dos resíduos das regressões mostradas nas tabelas 6 e 7 para obter  $\varepsilon_\rho = 0,0004$  e  $\varepsilon_\alpha = 0,09$ .

Para o choque de produtividade, optamos por utilizar os valores calibrados por Silveira (2008), cuja especificação do choque é idêntica à utilizada no presente trabalho. Dessa forma, utilizamos  $\rho_a = 0,89$  e  $\varepsilon_a = 0,038$ . Em relação ao choque de demanda, seguimos Carvalho e Valli (2010), com  $\rho_\lambda = 0,66$  e  $\varepsilon_a = 0,054$ .

---

4.4

<sup>9</sup> Como a prescrição para o choque de superávit primário no modelo SAMBA é ligeiramente diferente do que optamos utilizar neste trabalho, para este valor utilizamos o valor calibrado por Carvalho e Valli (2010)

## 5 Avaliação do modelo

Neste capítulo avaliamos o poder explicativo do modelo em relação às variáveis da economia real e fazemos uma análise de sensibilidade de alguns parâmetros. Todas as simulações foram realizadas utilizando o software MATLAB juntamente com a plataforma DYNARE para modelos DSGE desenvolvido pelo CEPREMAP. Como estamos interessados em estudar os efeitos da política fiscal e de crédito subsidiado na política monetária, focaremos nossa análise nas variáveis relevantes à política monetária.

### 5.1 Funções Impulso Resposta

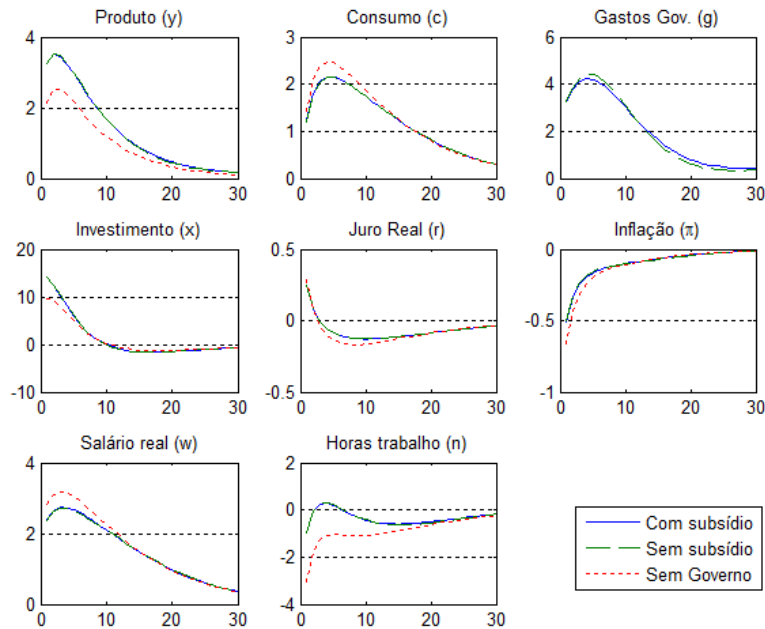
Para cada uma das variáveis exógenas do modelo, geramos a função de impulso-reposta correspondente aos 30 trimestres subsequentes a um choque de um desvio padrão (tabela 3). Para facilitar a visualização dos dados, apresentamos os gráficos de algumas variáveis selecionadas, as quais consideramos mais importantes para a avaliação de efeitos sobre a política monetária. Para efeito de comparação, avaliamos 3 versões diferentes do mesmo modelo: o modelo completo com crédito subsidiado, o mesmo modelo sem crédito subsidiado e outro que não inclui o governo.

Na figura 10 são mostradas as respostas para um choque de tecnologia. Conforme esperado, há um aumento do PIB com queda da inflação. A introdução do governo no modelo, aumenta a resposta do produto e do investimento. Esse efeito é causado por dois fatores. Primeiro, o governo aumenta a arrecadação e aumenta seus gastos na economia, agindo de maneira pró-cíclica. Este aspecto da política fiscal é conhecido na literatura, sendo marcante em economias emergentes (CABALLERO; KRISHNAMURTHY, 2004). Em segundo lugar, a possível redução das horas de trabalho e aumento dos salários reais causada pelo aumento da produtividade é anulada pelo fato de que parte do crescimento é colhido na forma de impostos para financiar os gastos do governo. Desta forma, os ganhos de produtividade para o trabalhador, segundo o modelo proposto, são reduzidos pela introdução do governo. É importante destacar, porém, que isto não necessariamente indica redução do bem-estar social, visto que o governo age pela redistribuição de renda, elevando o bem-estar social (NERI, 2006; SOARES, 2010). Também notamos que a introdução do crédito subsidiado não altera de maneira significativa as funções resposta, o que também é esperado visto que a variável  $\alpha$  não tem dependência com as demais variáveis do modelo, sendo totalmente exógena. Além disso, a dependência de  $\rho$  com a taxa de juros nominal é também baixa. Este efeito acontece também para os demais choques (com exceção dos choques de  $\alpha$  e  $\rho$ ), de modo que não voltaremos a este ponto na discussão dos demais gráficos. Decidimos, porém, manter ambos os modelos (com e sem subsídio) no gráfico de



modo a manter a análise completa.

Figura 10 – Resposta a um choque temporário de produtividade de 1 desvio padrão.



Nota: O eixo vertical dos gráficos representam o crescimento percentual (para as variáveis correspondentes a crescimento) ou o desvio em relação à média (medido em %).

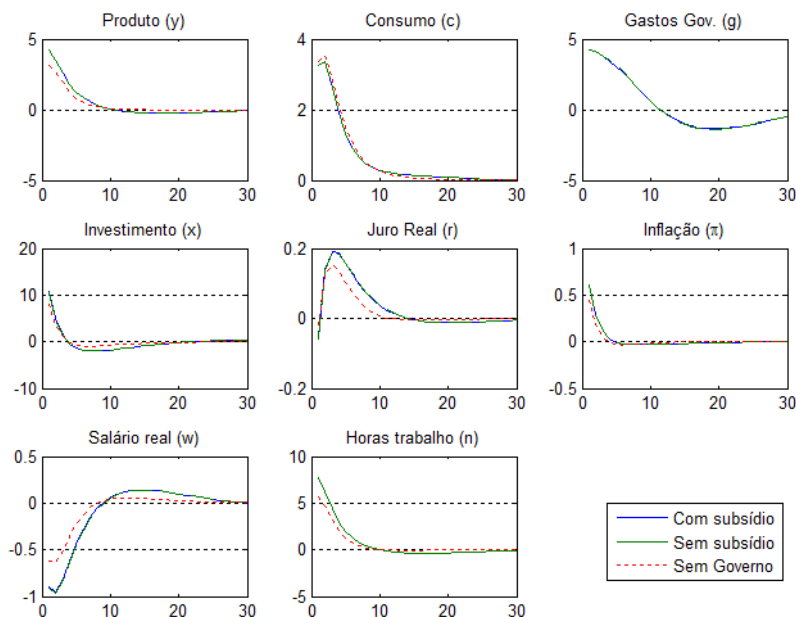
Fonte: Elaboração Própria

Na figura 11 são mostradas as respostas para um choque de demanda (variável  $\lambda$ ). Neste caso há um aumento do produto, também incentivado pelo carácter pró-cíclico dos gastos governamentais. Isto aumenta a inflação dos preços e os juros reais da economia. Apesar do incentivo de curto prazo estimular o investimento, vemos que o aumento dos juros reais desincentiva o investimento a médio prazo, sendo este efeito mais pronunciado no modelo que inclui o governo (efeito de crowding-out). Isso leva a uma redução do produto a longo prazo, efeito este que não está presente no modelo sem o governo. Com a queda do produto e com os estímulos pró-cíclicos de curto prazo, o governo é obrigado a reduzir seus gastos de forma a cumprir a regra fiscal.

Para o choque de política monetária (figura 12), os efeitos observado também estão de acordo com a literatura, uma vez que o aumento no juro real reduz a inflação através da redução do investimento e do consumo. Novamente observamos o carácter pró-cíclico do governo: com a queda do produto a arrecadação é afetada negativamente e o governo é obrigado a ajustar as contas públicas para manter a regra fiscal. Além disso, o aumento da dívida altera a regra fiscal, exigindo maior esforço da autoridade fiscal. Com isso, a queda do investimento e do emprego é maior neste caso quando comparado com o modelo que não inclui o governo.

Em seguida, analisamos os efeitos das decisões de política fiscal. De maneira geral,

Figura 11 – Resposta a um choque temporário de demanda de 1 desvio padrão.



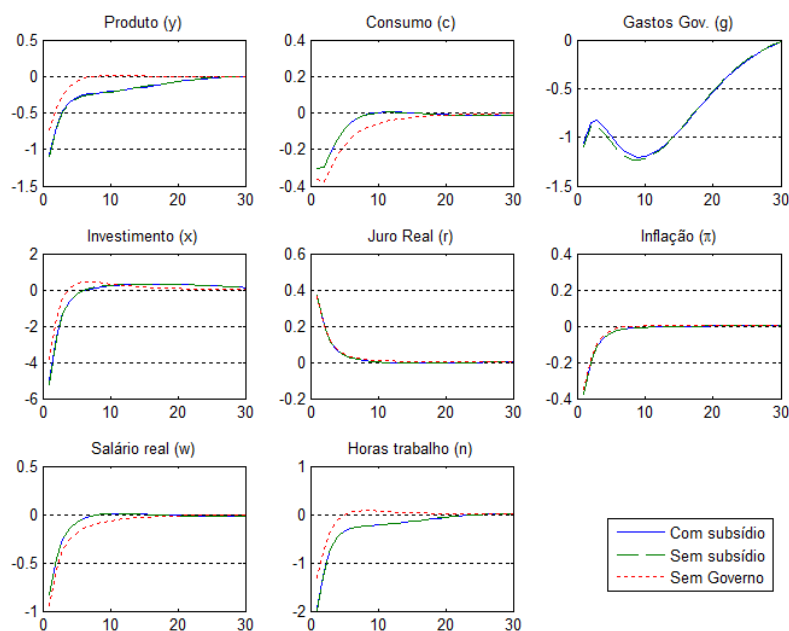
Nota: O eixo vertical dos gráficos representam o crescimento percentual (para as variáveis correspondentes a crescimento) ou o desvio em relação à média (medido em %).

Fonte: Elaboração Própria

a ordem de magnitude destes efeitos é bastante inferior aos efeitos descritos previamente. A decomposição de variância do modelo indica que a variação das variáveis é explicada quase totalmente pelos choques de produtividade, demanda e monetário. Contudo, é importante destacar que, sendo o modelo um projeto inicial, descartamos a correlação entre os choques, o que deve ser incluído em versão futura. Além disso, o movimento das variáveis fiscais podem ser muito acima do desvio simulado, o que aumenta a importância destes movimentos.

Nos gráficos a seguir, incluímos apenas os modelos que incluem subsídio, salientando que a diferença entre o modelo com e sem subsídio é mínima. Na figura 13 são apresentadas as funções de impulso-resposta para um choque no superávit primário. Há um aumento no produto devido a um aumento do consumo do governo. Como há aumento da inflação e do juro real, e o crescimento da renda se dá, pela ótica da oferta, pelo aumento da carga de trabalho. Para um choque temporário de elevação da meta de superávit primário (figura 14), há uma redução do crescimento do PIB a curto prazo, puxado pela queda dos gastos do governo. Há redução da inflação, permitindo à política monetária a redução da taxa de juros, incentivando o investimento e o crescimento a médio prazo. Por fim, na figura 15, vemos que um aumento temporário dos impostos eleva o produto devido a um aumento dos gastos do governo. A curto prazo há um estímulo para o investimento, mas o aumento nos juros reais faz com que o investimento caia a médio prazo. O aumento do produto é acompanhado por um aumento na carga de trabalho para atender ao aumento da demanda

Figura 12 – Resposta a um choque monetário de 1 desvio padrão.



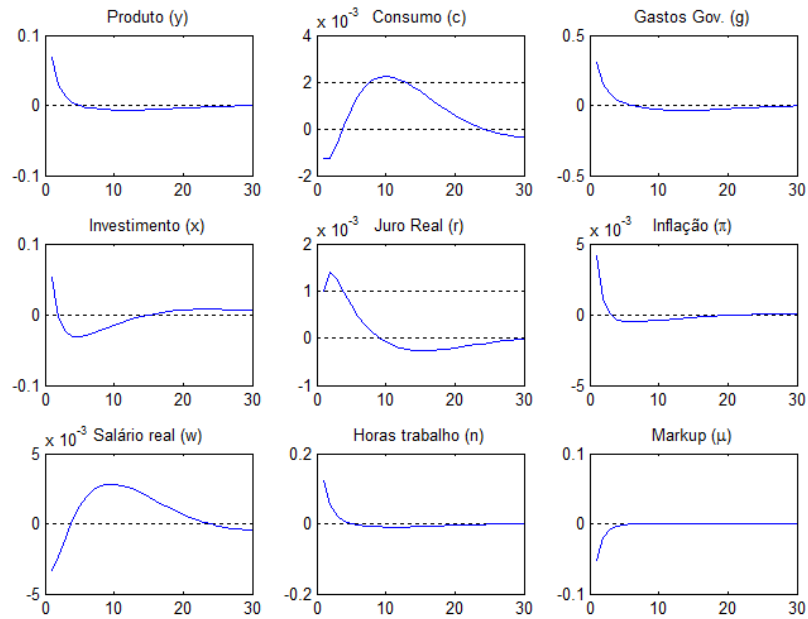
Nota: O eixo vertical dos gráficos representam o crescimento percentual (para as variáveis correspondentes a crescimento) ou o desvio em relação à média (medido em %).

Fonte: Elaboração Própria

do governo.

Finalmente, avaliamos a resposta das variáveis macroeconômicas aos choques referentes à política de crédito subsidiado. Na figura 16, vemos que um aumento no volume de crédito direcionado gera um aumento no consumo privado e nos salários reais, causados pelo repasse do investimento mais barato nos preços (levando a uma redução da inflação). Como a conta do crédito subsidiado deve ser paga, o governo é obrigado a promover um corte de gastos para cumprir com a regra fiscal, reduzindo o produto e os juros reais, incentivando o investimento. Dessa forma, promovido o ajuste fiscal, há novamente um aumento do PIB e do investimento. Estes resultados tem como variável chave o fato de que o governo faz o ajuste de suas contas após o aumento da concessão de crédito subsidiado. Caso a opção fosse pela manutenção dos gastos públicos, isto equivaleria a um choque no superávit primário (figura 13), o que atuaria no sentido de elevar a inflação e reduzir o investimento a médio e longo prazo. Portanto, vemos que o modelo retrata um balanço de forças entre a política de crédito subsidiado e a política fiscal no que tange seus efeitos na inflação, nos juros reais e no investimento. Na figura 17 vemos mais um efeito que se soma aos demais efeitos fiscais, referente a um choque (negativo) na taxa de juros do crédito subsidiado. Neste caso, vemos que o aumento do investimento no curto prazo traz maior inflação e obriga a autoridade monetária a elevar os juros, o que retrai o investimento a médio prazo. Também o governo aumenta seu déficit, sendo obrigado a fazer um ajuste

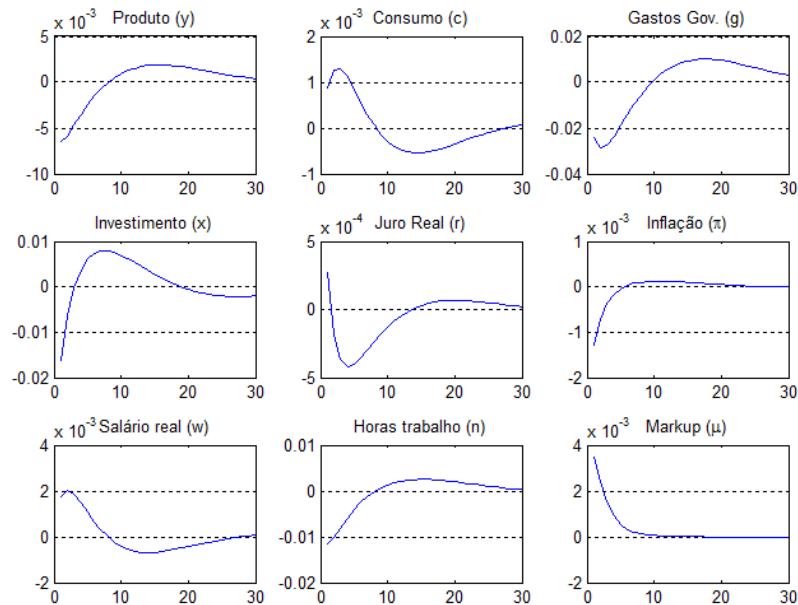
Figura 13 – Resposta a um choque no superávit primário de 1 desvio padrão.



Nota: O eixo vertical dos gráficos representam o crescimento percentual (para as variáveis correspondentes a crescimento) ou o desvio em relação à média (medido em %).

Fonte: Elaboração Própria

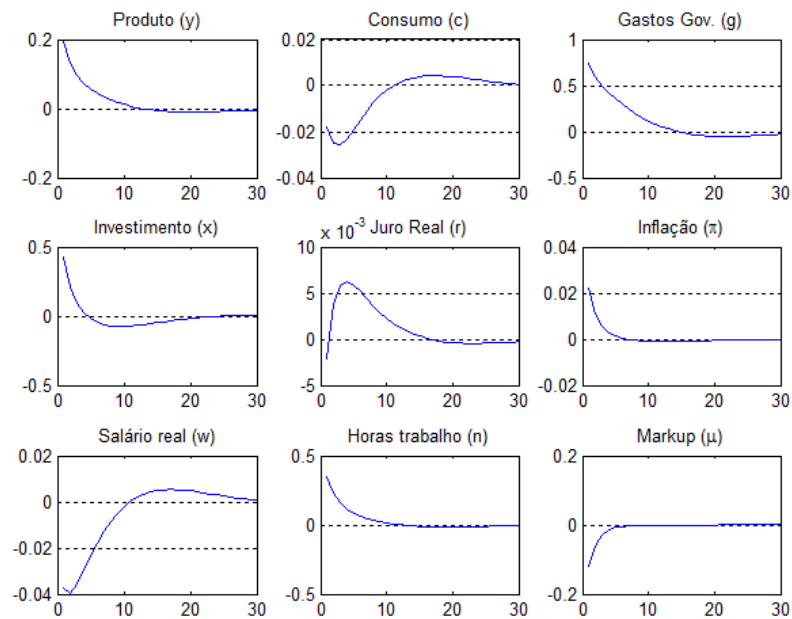
Figura 14 – Resposta a um choque temporário na meta de superávit primário de 1 desvio padrão.



Nota: O eixo vertical dos gráficos representam o crescimento percentual (para as variáveis correspondentes a crescimento) ou o desvio em relação à média (medido em %).

Fonte: Elaboração Própria

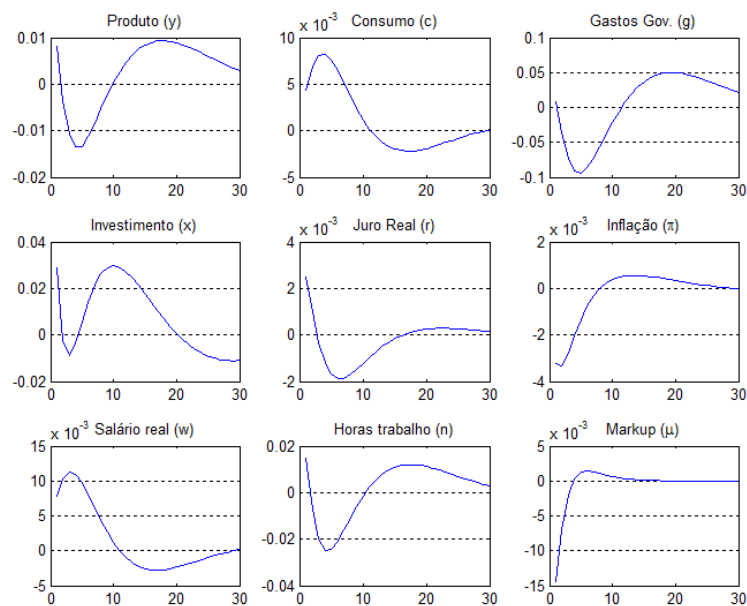
Figura 15 – Resposta a um choque temporário no percentual de arrecadação de 1 desvio padrão.



Nota: O eixo vertical dos gráficos representam o crescimento percentual (para as variáveis correspondentes a crescimento) ou o desvio em relação à média (medido em %).

Fonte: Elaboração Própria

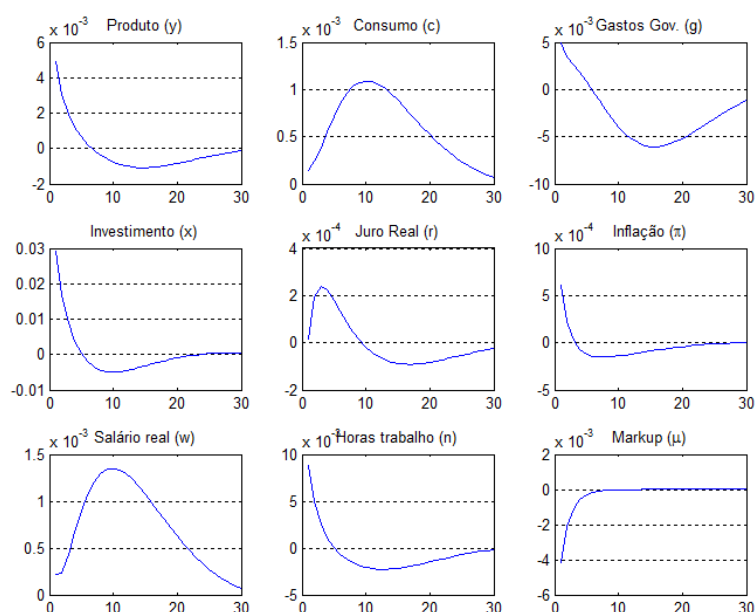
Figura 16 – Resposta a um choque temporário de 1 desvio padrão no volume de crédito subsidiado.



Nota: O eixo vertical dos gráficos representam o crescimento percentual (para as variáveis correspondentes a crescimento) ou o desvio em relação à média (medido em %).

Fonte: Elaboração Própria

Figura 17 – Resposta a um choque temporário de 1 desvio padrão no juros do crédito subsidiado.



Nota: O eixo vertical dos gráficos representam o crescimento percentual (para as variáveis correspondentes a crescimento) ou o desvio em relação à média (medido em %).

Fonte: Elaboração Própria

fiscal, atuando, a médio prazo, contrário ao crescimento. Como a renda do capital e dos títulos públicos aumenta, o consumo é estimulado a médio prazo, compensando, em partes, a queda no crescimento. Este efeito é também acompanhado de um aumento nos salários reais. Este aumento eleva o custo real e, como há rigidez de preços, o markup cai inicialmente.

Alguns comentários se fazem necessários a respeito dos resultados do modelo. Os efeitos de política fiscal obtidos não incluem três fatos documentados na literatura (STÄHLER; THOMAS, 2011; CAVALCANTI; VEREDA, 2014): (i) o governo participa do mercado de trabalho, afetando o emprego e os salários reais; (ii) o governo investe diretamente; (iii) a economia possui indivíduos não-ricardianos, que recebem transferências diretas do governo, afetando diretamente a resposta do consumo privado a choques fiscais (VALLI; CARVALHO, 2010). Outro fator importante no que tange à dívida pública é o fato de o modelo não incorporar um prêmio de risco para os títulos, o que afeta as políticas monetária e fiscal, conforme discutido por Carvalho e Valli (2011).

A respeito da forma como o crédito subsidiado afeta as variáveis macroeconômicas, deve-se ter em mente que o modelo altera a restrição orçamentária das famílias, mas não gera distorções capazes de alterar de maneira significativa o processo de decisão das famílias. Esta abordagem vai em linha com os trabalhos de Carvalho (2010) e Lazzarini et al. (2011), que mostram evidências de que o crédito subsidiado através do BNDES não

altera a alocação de recursos de maneira agregada. Uma visão alternativa a esta poderia ser testada neste modelo, por exemplo, caso o subsídio reduzisse o custo de formação do capital. Na seção 5.3, porém, testamos esta hipótese alternativa de maneira mais simples, observando o comportamento do modelo a um choque exógeno no investimento.

## 5.2 Autocorrelações

Para avaliar o comportamento do modelo comparado com as variáveis macroeconômicas reais, calculamos as autocorrelações vetoriais das variáveis do modelo e comparamos com o cálculo obtido com as variáveis reais. Na figura 18 apresentamos os dados obtidos para 4 variáveis relevantes para o estudo da política monetária (produto, juros nominal e real e inflação). O dado do produto foi calculado pela série encadeada trimestral divulgada pelo IBGE e os dados de inflação e juro nominal foram obtidos do sistema SGS do Banco Central, para os quais calculamos a média trimestral. O juro real foi obtido pela razão entre o juro nominal e a expectativa de inflação<sup>1</sup>. As autorrelações vetoriais dos dados reais foram calculadas entre o terceiro trimestre de 2009 e o segundo trimestre de 2014 (últimos 5 anos). Em relação à amostra escolhida, buscamos avaliar o desempenho do modelo após a crise de 2008. Rodamos uma análise alternativa a partir de 2004, que possui um erro amostral menor mas optamos por não incluir no texto por estarmos interessados nos efeitos pós-crise. Os resultados obtidos em relação ao modelo e à análise realizada mudam muito pouco, com exceção das correlações entre o juro real e a inflação, que apresentam uma inversão quando incluímos os dados da crise de 2008.

Pela figura 18 nota-se que o modelo prevê uma persistência maior do produto e da taxa de juros do que o observado. Para a taxa de juros real e inflação, a persistência modelada é próxima à empírica. Avaliando o modelo e as autocorrelações apresentadas no artigo de Neiss e Nelson (2003), vemos que, de fato, o modelo utilizado é caracterizado pela persistência no produto. A persistência no juro nominal nos indica que, em versão futura do modelo, devemos testar Regras de Taylor alternativas à utilizada. Para as correlações cruzadas, vemos que o modelo ajusta bem a relação do juro real com a inflação defasada, mas que o inverso não acontece. A relação entre o produto e a inflação também fica próxima à empírica, ao passo que a relação com os juros mostra mais persistência que o empírico (efeito da persistência do produto e do juro nominal acima do observado).

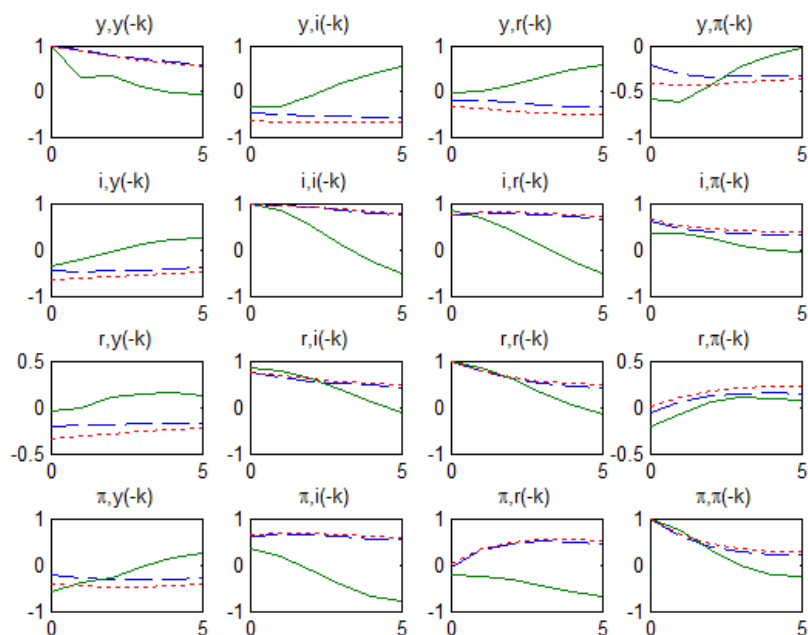
### 5.2.1 Testes de sensibilidade

Motivados pelos resultados discutidos acima, fizemos alguns teste de sensibilidade do modelo de modo a avaliar o efeito da mudança de alguns parâmetros sobre as

---

<sup>1</sup> Como não temos dados de expectativa para o trimestre subsequente, aproximamos este dado por uma média entre a inflação corrente (trimestral) e a expectativa 12 meses a frente (em base trimestral).

Figura 18 – Autocorrelações vetoriais das variáveis do modelo



Nota: Linha sólida - Empírico; Tracejada - Modelo com crédito subsidiado; Pontilhada - Modelo sem governo.

Fonte: IBGE, BCB, Elaboração Própria

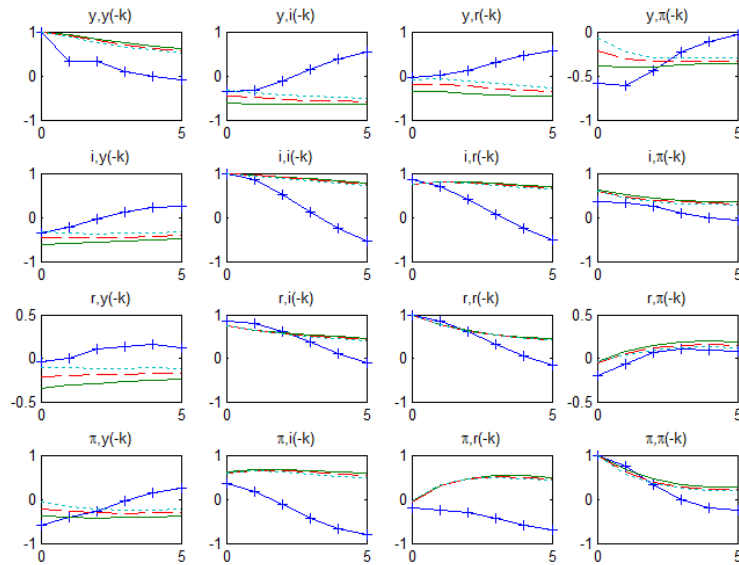
autocorrelações.

Na figura 19 fizemos o teste para 3 diferentes especificações da variável  $\sigma$ , motivados pela discussão da seção 3.5. Observamos que para valores maiores de  $\sigma$  a dependência do produto com as demais variáveis analisadas é reduzida, mas o efeito para as demais variáveis não é significativo. Isso se deve ao fato de que o parâmetro  $\sigma$  está associado à demanda, e o efeito deste parâmetro ocorre principalmente sobre o consumo. Apesar da redução marginal que esta variável tem sobre a persistência do produto, esta ainda é insuficiente para aproximar os dados empíricos. Outra variável que afeta a demanda é o parâmetro de formação de hábito,  $h$ . A análise de sensibilidade das autorrelações para diferentes valores de  $h$  é mostrada na figura 20 pela qual nota-se que o modelo é menos sensível a alterações desta variável.

Observando a persistência do juro real e do produto, testamos também a sensibilidade do resultado à variações de parâmetros da Regra de Taylor. Mais especificamente, testamos a variação da resposta da autoridade monetária ao crescimento do produto ( $\xi_3$ ) e o parâmetro AR(1) da regra monetária ( $\phi_R$ ). Os resultados são mostrados nas figuras 21 e 22. Para o parâmetro  $\phi_R$ , para a estabilidade do modelo estabelecido não podemos utilizar  $\phi_R < 0,75$ , o que motivou os valores escolhidos. Podemos notar que uma maior dependência da Regra de Taylor com o crescimento aproxima à observação empírica a correlação do produto com as demais variáveis e reduz marginalmente a persistência dos

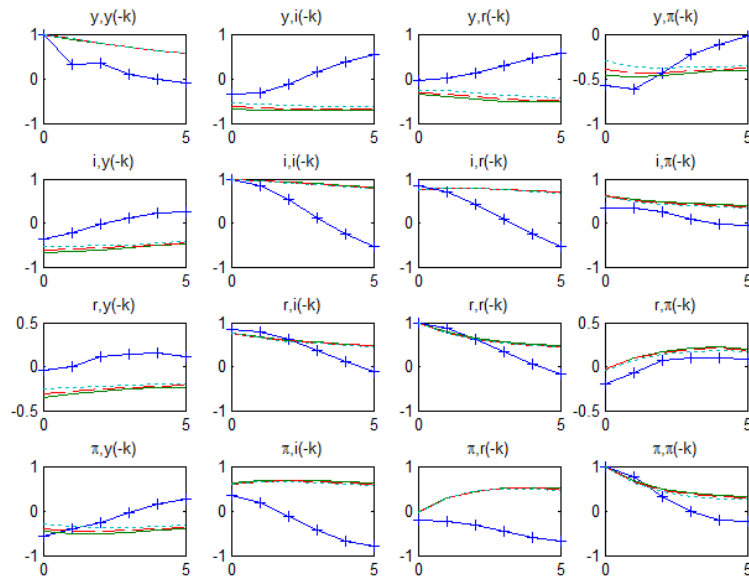


Figura 19 – Autocorrelações vetoriais das variáveis do modelo para diferentes valores da elasticidade intertemporal do consumo ( $\sigma$ )



Linha com marcador: Empírico; Sólida:  $\sigma = 0, 4$ ; Tracejada:  $\sigma = 0, 6$ ; Pontilhada:  $\sigma = 0, 8$ .  
 Fonte: IBGE, BCB, Elaboração Própria

Figura 20 – Autocorrelações vetoriais das variáveis do modelo para diferentes valores do parâmetro de formação de hábito ( $h$ )

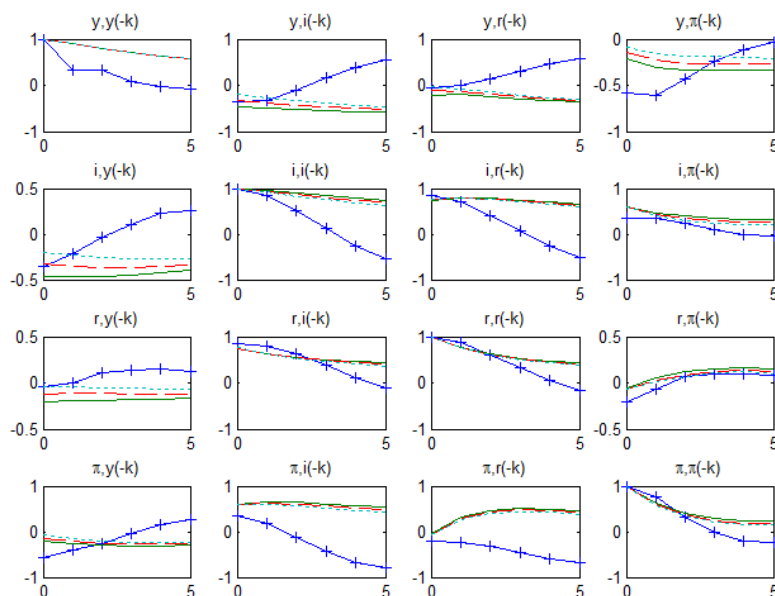


Linha com marcador: Empírico; Sólida:  $h = 0, 3$ ; Tracejada:  $h = 0, 45$ ; Pontilhada:  $h = 0, 6$ .  
 Fonte: IBGE, BCB, Elaboração Própria

juros nominais (mas ainda distante do valor empírico). Também a alteração de  $\phi_R$  reduz marginalmente a persistência dos juros nominais, mas ainda distante do valor empírico calculado. Contudo, cabe notar que neste caso uma persistência maior dos juros nominais

( $\phi_R$  maior) aproxima às observações empíricas as correlações da inflação com os juros (nominais e reais).

Figura 21 – Autocorrelações vetoriais das variáveis do modelo para diferentes valores da dependência da Regra de Taylor com o crescimento do produto ( $\xi_3$ )



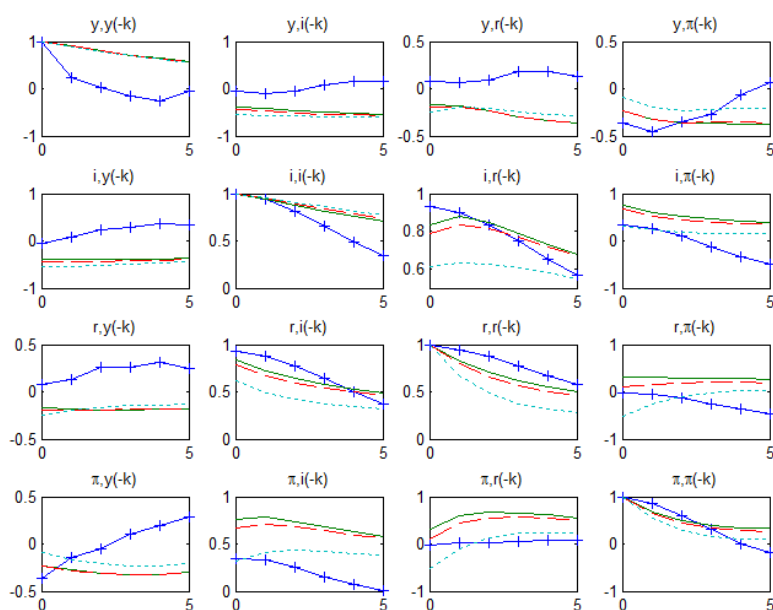
Linha com marcador: Empírico; Sólida:  $\xi_3 = 0, 1$ ; Tracejada:  $\xi_3 = 0, 2$ ; Pontilhada:  $\xi_3 = 0, 3$ .  
Fonte: IBGE, BCB, Elaboração Própria

### 5.3 Resposta a um choque exógeno no investimento

Conforme discutimos previamente, o resultado de um choque na taxa e no volume do crédito subsidiado é muito inferior do efeito de um choque de oferta e demanda. Um dos motivos para isso é o fato de que, apesar de alterar a restrição orçamentária do governo e das famílias, o efeito do crédito subsidiado, da forma como foi incluído no modelo, não altera de maneira direta o custo e o retorno dos investimentos. Desta forma, parte dos possíveis efeitos do crédito subsidiado em relação aos estímulos para o investimento não são capturados pelo modelo. Para entender melhor este efeito, montamos um modelo alternativo no qual incluímos um choque exógeno no investimento na equação 3.21. O resultado obtido para um choque de 1% no investimento é apresentado na figura 23.

Pode-se notar que o efeito é também pequeno quando comparados aos efeitos associados a choques de tecnologia, demanda e monetário, sendo da mesma ordem de magnitude dos efeitos observados para os choques relacionados ao crédito subsidiado. O choque de investimento, conforme esperado, aumenta os salários reais e as horas de trabalho. O produto inicialmente tem um choque positivo e o governo age de forma pró-cíclica, sendo obrigado a economizar quando o produto cai novamente com o aumento

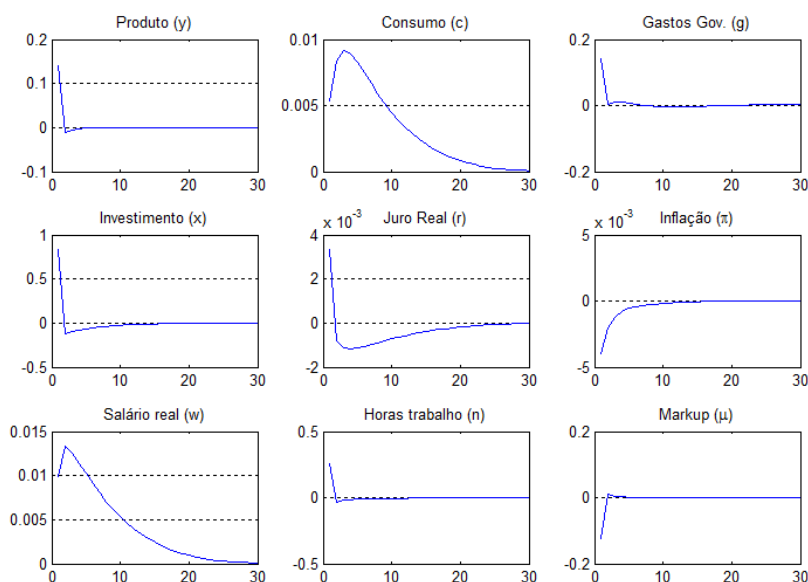
Figura 22 – Autocorrelações vetoriais das variáveis do modelo para diferentes valores do parâmetro AR(1) da Regra de Taylor ( $\phi_R$ )



Linha com marcador: Empírico; Sólida:  $\phi_R = 0,75$ ; Tracejada:  $\phi_R = 0,8$ ; Pontilhada:  $\phi_R = 0,9$ .

Fonte: IBGE, BCB, Elaboração Própria

Figura 23 – Resposta a um choque temporário de 1% no investimento.



Nota: O eixo vertical dos gráficos representam o crescimento percentual (para as variáveis correspondentes a crescimento) ou o desvio em relação à média (medido em %).

Fonte: Elaboração Própria

dos juros. Vemos, portanto, que um choque exógeno no investimento tem efeito similar à

redução dos juros subsidiados, atuando, portanto, na potencialização dos efeitos.

Para o desenvolvimento futuro deste modelo, outras alternativas para a inclusão dos efeitos do crédito subsidiado sobre o investimento deverão ser testadas, como a inclusão da correlação entre os choque no crédito subsidiado e o choque tecnológico (no caso de os investimentos terem efeito positivo sobre a produtividade) e dependência do custo de ajuste do investimento com a taxa do crédito subsidiado.

## 6 Efeitos sobre a política monetária

Neste capítulo discutiremos os resultados obtidos para os efeitos da política fiscal sobre a política monetária. Para isso seguiremos o conceito de taxa de juros real neutra, que a remonta a Wicksell (1907). Um conceito mais moderno destas ideias, chamado de *framework* Neo-Wickselliano, é discutido em detalhes por Woodford (2003). Neiss e Nelson (2003) mostram que a análise do hiato da taxa de juros real são um bom indicativo para o entendimento do processo inflacionário, sugerindo ser esta uma medida mais confiável que a análise do hiato no produto. Dessa forma, realizamos 3 estudos utilizando o modelo apresentado para entender como a política fiscal afeta a política monetária no que tange aos seus efeitos na taxa de juros. Primeiro, avaliamos como os choques na política fiscal e de crédito subsidiado afetam o hiato na taxa de juros real e o hiato do produto. Em seguida, baseando-se nos dados reais da economia, utilizamos o modelo para calcular a taxa de juros real neutra e comparamos o resultado com os juros reais ex-post. Por fim, calculamos a prescrição da taxa de juros nominais e comparamos com a taxa praticada pelo Banco Central do Brasil. É importante notar que os experimentos realizados com o modelo incorrem de diversas incertezas referentes ao processo de calibração e ajuste dos parâmetros. Além disso, a dinâmica da taxa de juros (nominal e real) depende da Regra de Taylor utilizada no modelo<sup>1</sup>. O trabalho de Vasconcelos e Divino (2012), de onde foi retirada a Regra de Taylor que utilizamos em nosso modelo, conclui que o comportamento da política monetária brasileira está de acordo com as práticas observadas em economias mais desenvolvidas. Porém, a janela em que o estudo foi realizado é anterior ao período em que analisamos<sup>2</sup>, de modo que podemos entender a análise como a comparação entre a política monetária pré-crise e a realizada.

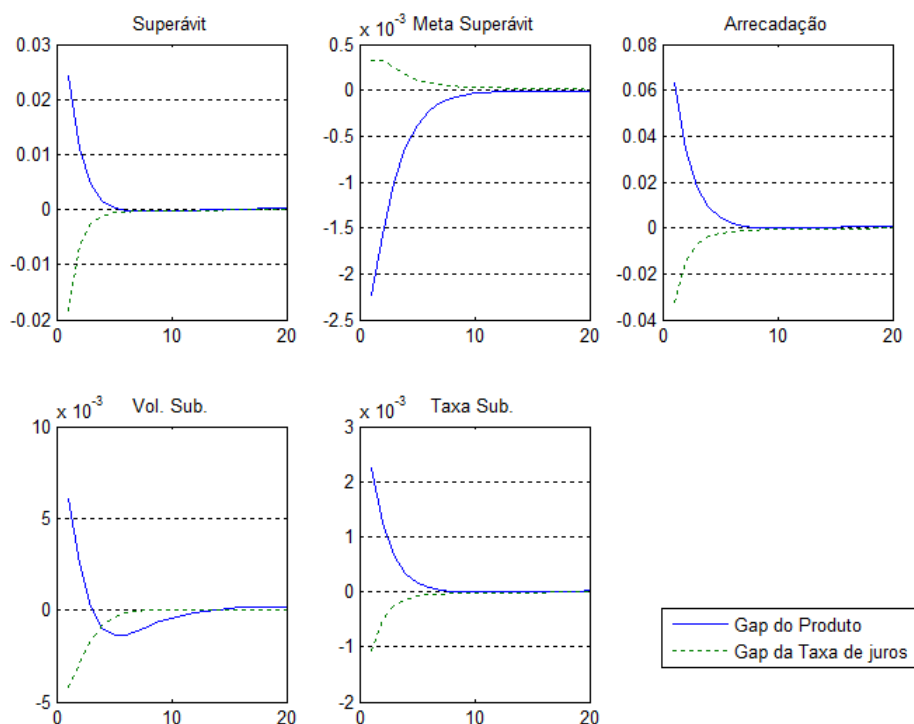
### 6.1 Resposta do hiato da taxa de juros real a choques fiscais

Seguindo o artigo de Neiss e Nelson (2003), calculamos a resposta da taxa de juros reais neutra a choques fiscais. A taxa neutra é obtida substituindo a equação que representa a curva de Phillips (equação 3.50) para o caso em que os preços são totalmente flexíveis e o markup bruto é constante ( $\mu = 0$ ). Para obter o resultado mostrado na figura 24 obtemos as funções de impulso-resposta do produto e da taxa de juro real para o caso de preços flexíveis, que simulam a taxa de juro real neutra e o produto potencial, e subtraímos este resultado das funções de impulso-resposta para o caso com rigidez de preços. Esta análise fornece a resposta do hiato da taxa de juros real a choques fiscais. A análise foi realizada

<sup>1</sup> Uma evolução natural do trabalho realizado seria o teste de novas prescrições para a Regra de Taylor

<sup>2</sup> Os autores utilizam o período anterior à crise internacional em 2008

Figura 24 – Resposta a um choque temporário de 1 desvio padrão nas variáveis fiscais.



Nota: O eixo vertical dos gráficos representam o crescimento percentual (para o produto) ou o desvio em relação à média (medido em %) para a taxa de juro real.

Fonte: Elaboração Própria

utilizando o modelo completo. Salientamos que as curvas obtidas para o caso sem subsídio os resultados são praticamente idênticos<sup>3</sup>.

A primeira observação a ser feita é que o tamanho do efeito deste choque é pequeno quando comparados aos efeitos dos choques de demanda, produtividade e monetário. Contudo, os resultados indicam, conforme esperado, que choques expansionistas da política fiscal<sup>4</sup> elevam o hiato do produto e geram um hiato negativo da taxa de juro real, o que corresponde a formação de processos inflacionários. Neste sentido, podemos notar que o modelo sugere que a política fiscal expansionista e de aumento do crédito subsidiado (seja ela pelo aumento do volume ou redução da taxa) atuam no sentido contrário à política monetária.

<sup>3</sup> Obviamente esta comparação é feita apenas para os choques de superávit primário, meta de superávit primário e arrecadação

<sup>4</sup> É importante notar que choques expansionistas correspondem a choques negativos na meta de superávit primário.

## 6.2 Análise ex-post da política monetária brasileira

A seguir buscamos observar o comportamento recente da política monetária quando comparada às simulações do modelo. Cabe lembrar que a simulação que fizemos é ex-post, de modo que assumimos, ao resolver o modelo de forma determinística<sup>5</sup>, que os agentes tem conhecimento da trajetória. Apesar de ser distante da realidade, utilizamos esta abordagem para avaliar de que maneira o modelo poderia ser utilizado como ferramenta no caso de conhecimento (mesmo que incerto) da dinâmica das variáveis. Antes de mostrarmos os resultados obtidos, abordaremos de que forma reconstruímos as séries das variáveis exógenas do modelo.

### 6.2.1 Construção das séries utilizadas na simulação

Para construção do modelo determinístico, ao invés de utilizarmos os choques da forma mostrada na tabela 3, assumimos que a dinâmica das variáveis  $\hat{a}$  (produtividade),  $\hat{\lambda}$  (fator da demanda),  $\hat{s}$  (superávit primário em relação ao PIB),  $\hat{t}$  (arrecadação em relação ao PIB),  $\hat{\alpha}$  (proporção do investimento financiado com crédito direcionado) e  $\hat{\rho}$  (taxa de juros do crédito subsidiado) são conhecidas. Não assumimos nenhum choque monetário, ou seja, o Banco Central sugere, em nosso modelo determinístico, a prescrição implícita pela Regra de Taylor. Não utilizamos a meta de superávit primário neste caso pois, pelo modelo determinístico, a realização do superávit é conhecido.

As séries das variáveis  $\hat{\alpha}$  e  $\hat{\rho}$  são discutidas na seção 4.3. Para a arrecadação federal em relação ao PIB, cruzamos os dados de arrecadação divulgados mensalmente pela Receita Federal com os dados de PIB nominal do IBGE e calculamos  $\hat{t}$  pelo logaritmo natural da razão entre os resultados de trimestres seguidos. Para o superávit primário,  $\hat{s}$ , utilizamos a mesma abordagem utilizando o resultado primário consolidado do governo divulgado pelo Banco Central do Brasil.

A variável  $\hat{a}$  foi calculada utilizando o resíduo de Solow, seguindo o procedimento sugerido por Mussolini e Teles (2011). Para isso, utilizamos a relação mostrada na equação 3.41, sendo que utilizamos como proxy da variável da carga de trabalho a série de horas trabalhadas em São Paulo divulgadas pela FIESP<sup>6</sup>. A variável  $\hat{n}$  foi obtida pelo logaritmo natural da razão entre as divulgações de fechamento do trimestre<sup>7</sup>. Para a variável  $\hat{k}$  utilizamos o fato de que o investimento ( $I$ ) mostrado nas contas nacionais é equivalente a:

$$I_t = X_t + \phi X_t^\eta \quad (6.1)$$

<sup>5</sup> Para a realização desta análise utilizamos os algoritmos de solução de problemas determinísticos da plataforma DYNARE

<sup>6</sup> Esta série foi extraída do IPEADATA

<sup>7</sup> Ajustamos esta série sazonalmente utilizando o algoritmo X-12 ARIMA implementado no OxMetrics.

Linearizando a equação acima e dividindo o resultado por  $\bar{Y}$ , obtemos:

$$\frac{\bar{I}}{\bar{Y}} \hat{i}_t = \frac{\bar{X}}{\bar{Y}} (1 + \phi \eta \bar{X}^{\eta-1}) \quad (6.2)$$

Dessa forma, utilizando a série encadeada ajustada sazonalmente do investimento nas Contas Nacionais divulgadas pelo IBGE, e utilizando a equação 3.20 e os parâmetros da tabela 4 reconstruímos a série de  $\hat{x}_t$ . Com isso, utilizando a equação 3.24 reconstruímos a série de  $\hat{k}_t$ . Para o valor inicial de  $\hat{k}_t$ , utilizamos o último dado do estoque de capital (divulgado pelo IPEA) disponível, para o ano de 2008, calculamos a variação anual para aquele ano e colocamos esta variação em base trimestral. O resíduo de Solow é então calculado pela equação 3.41 utilizando o valor de  $\varphi$  mostrado na tabela 4.

Por fim, para obter o fator  $\hat{\lambda}$  seguimos o procedimento utilizado por Neiss e Nelson (2003) e utilizamos as equações 3.4 e 3.14 para obter a seguinte relação:

$$\hat{\lambda}_t = \frac{-\beta g_1 (\hat{c}_{t+2} - \hat{c}_{t+1}) + g_2 (\hat{c}_{t+1} - \hat{c}_t) - g_1 (\hat{c}_t - \hat{c}_{t-1}) - g_3 \hat{r}_t}{g_4} \quad (6.3)$$

onde  $g_1 = h(1-\sigma)$ ,  $g_2 = 1-\beta h\sigma + \beta h^2(1-\sigma)$ ,  $g_3 = \sigma(1-\beta h)$  e  $g_4 = -\sigma(1-\beta h\rho_\lambda)(1-\rho_\lambda)$ . A série do consumo ( $\hat{c}_t$ ) é obtida pela série encadeada divulgada pelo IBGE. Para a taxa de juros real, utilizamos a inflação (IPCA) trimestral média ( $\pi_t$ ) e a taxa de juros SELIC média ao longo de cada trimestre para obter  $R_t$ , de modo que obtemos  $r_t$  pela equação de Fischer (3.9). Obtemos  $\hat{r}_t$  subtraindo  $r_t$  de seu valor no estado estacionário calculado pela equação 3.13, cujo valor é 1,01% ao trimestre, ou 4,10% ao ano. Utilizando  $\hat{c}_t$  e  $\hat{r}_t$  e os parâmetros da tabela 4 calculamos  $\hat{\lambda}_t$  através da equação 6.3.

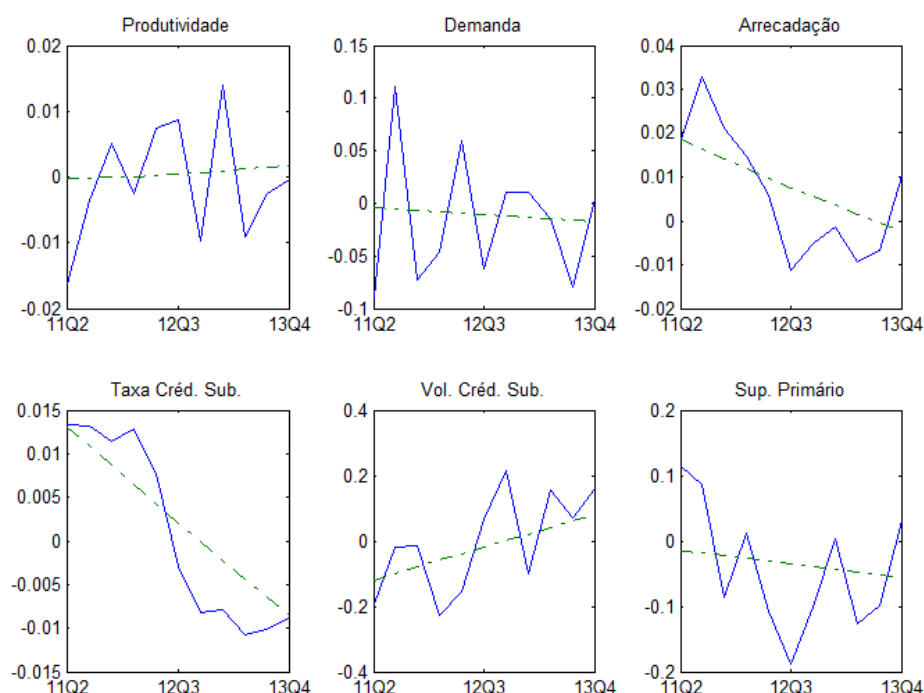
Os resultados obtidos são mostrados na figura 25. Escolhemos efetuar a análise entre o segundo trimestre de 2011 (a partir de quando temos os dados para o crédito direcionado) até o quarto trimestre de 2013. Apesar de termos dados até o segundo trimestre de 2014, a equação 6.3 exige que utilizemos os dados de consumo avançados em dois trimestres de maneira que não podemos utilizar os últimos dados. Para cada uma das variáveis calculamos a componente de tendência através de um filtro HP com fator de *smoothing* 1600, conforme indicado para dados trimestrais por Ravn e Uhlig (2002). Os filtros foram calculados para 5 anos, a menos que a série calculada seja mais curta, e os resultados obtidos foram truncados para a janela de interesse. Este filtro fez-se necessário para análise da dinâmica dos juros reais neutros, conforme discutido a seguir.

## 6.2.2 Comparação da taxa de juros real

Para o cálculo da dinâmica da taxa de juros real utilizamos os choques com os filtros HP. Isto se fez necessário visto que as séries apresentam alta variância e, em um modelo sem rigidez de preços, isto implica alta variância da inflação, de modo que a



Figura 25 – Choques fiscais trimestrais observados para a economia brasileira



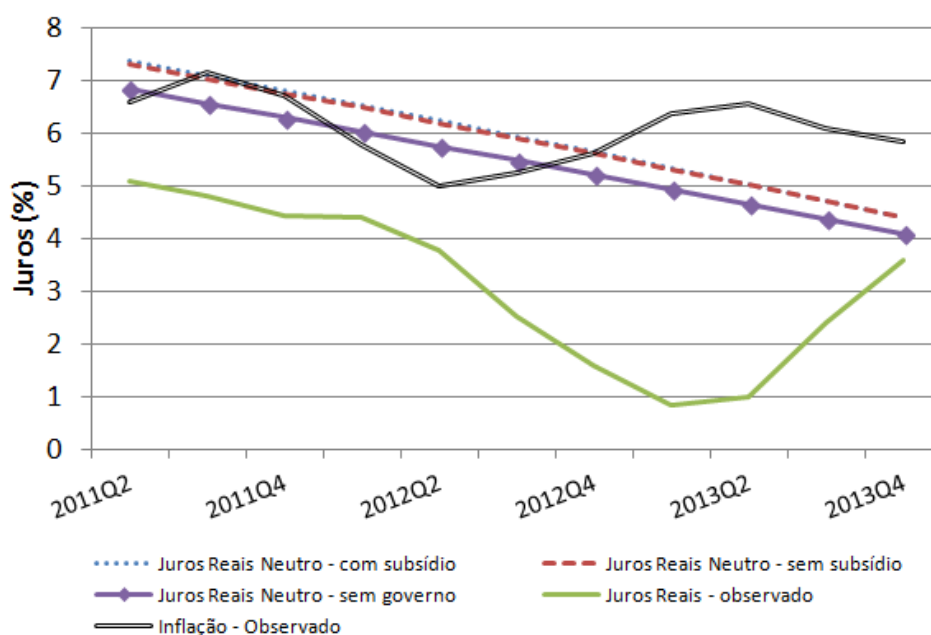
Nota: A linha tracejada representa um filtro HP da variável com fator 1600.

Fonte: Elaboração Própria

taxa de juros reais simulada apresenta uma variação não compatível com a realidade. O resultado obtido é apresentado na figura 26, e é comparado com a taxa de juro real ex-post da economia brasileira. Também é mostrada a dinâmica da inflação no mesmo período. Vemos que a taxa de juros real para o modelo com subsídio apresenta uma diferença média de 0,03% para o modelo sem subsídio. Este modelo, por sua vez, apresenta uma diferença média de 0,45% com o modelo sem governo. Dessa forma, vemos que a política fiscal é mais relevante para a dinâmica da política monetária que a política de subsídios. Em relação a todos os modelos vemos que a taxa de juros real ex-post esteve abaixo da taxa neutra, indicando uma dinâmica inflacionária.

Enfatizamos que é preciso olhar com cuidado o exercício quantitativo aqui apresentado uma vez que o resultado tem diversos erros de mensuração, a começar pela calibração e pelas *proxies* utilizadas para os choques. Além disso, é impossível que os agentes da economia saibam de antemão o comportamento futuro das variáveis, de modo que não fazemos aqui um julgamento de mérito a respeito das decisões tomadas pelo Banco Central do Brasil. Mas a análise aqui mostrada lança luz a respeito do fato estilizado amplamente discutido pelos analistas de que as políticas fiscal e monetária atuaram de forma expansionista durante o governo Dilma Rousseff através da chamada "nova matriz econômica".

Figura 26 – Comparação entre a taxa de juro real neutra simulada e a taxa de juro real ex-post observada.

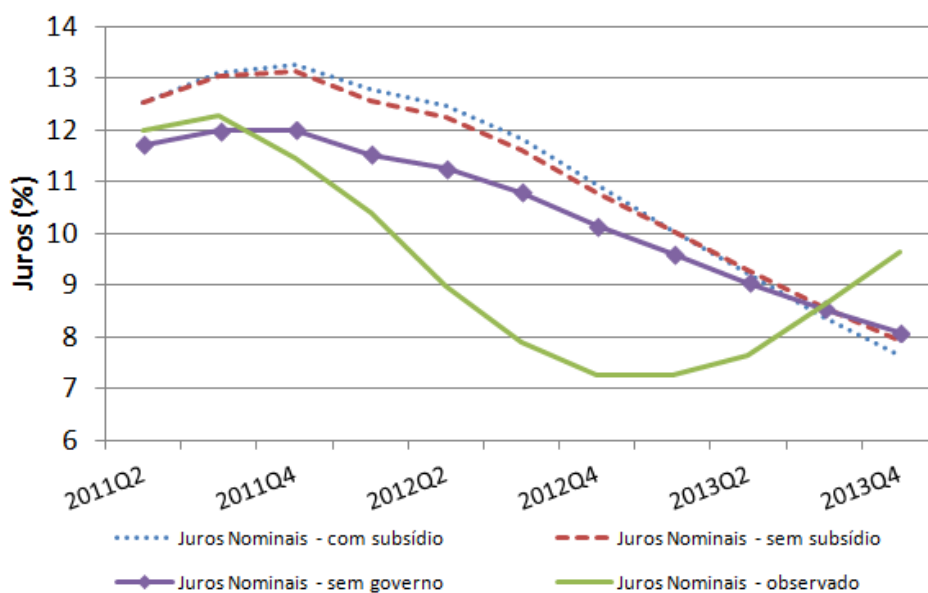


Fonte: Elaboração Própria

Outro fato que é importante mencionar é o fato de que o resultado obtido para os juros reais neutros da economia estão em linha com outros trabalhos para a literatura brasileira. Gottlieb (2013) utiliza diversos métodos de estimação abordados na literatura e encontra valores para a média entre 2011 e setembro de 2012 entre 4,25% e 5,81% ao ano. Com nosso modelo obtivemos uma taxa de juro real média de 5,9% a.a. no período analisado. Magud e Tsounta (2012) também utilizam diversas metodologias e encontram juros reais entre 4,5 e 5,7% a.a. para o Brasil com dados até maio de 2012.

Goldfajn e Bicalho (2011) discutem os determinantes da taxa de juros real neutra no Brasil, seguindo o exemplo de Bernhardsen e Gerdrup (2007), separando os efeitos estruturais (taxa de juro real de longo prazo) dos efeitos conjunturais (taxa de juro real de curto prazo). No modelo apresentado neste trabalho, estudamos os efeitos de curto prazo, visto que assumimos que os efeitos de longo prazo estão incorporados na variável  $\beta$ . Entre os efeitos conjunturais utilizados nos artigos acima citados estão a despesa fiscal e o crédito direcionado. Pode-se notar que o resultado obtido pelos autores indica que o crédito direcionado tem pouco efeito sobre o juro real e a variável fiscal tem um efeito relativamente maior. Mas ambos os efeitos são pequenos quando comparados com o efeito de um choque de oferta, medido pelo hiato do produto. Desta forma, o modelo aqui apresentado também apresenta resultados em linha com a literatura. Perrelli e Roache (2014) utilizam uma estimação parecida com Goldfajn e Bicalho (2011), porém inclui especificamente o efeito do BNDES no cálculo da taxa de juros neutra de curto prazo. Os autores encontram que

Figura 27 – Comparação entre a taxa de juro nominal simulada e a taxa SELIC observada.



Fonte: Elaboração Própria

o efeito do BNDES é significativo ao passo que o efeito de um choque nos gastos públicos não é estatisticamente significativo. Estes resultados contrapõem as conclusões obtidas neste trabalho. É importante destacar que todos os trabalhos que estimam taxa de juro real neutra enfatizam os erros envolvidos neste processo, de modo que é impossível ter certeza a respeito de seu valor exato. Uma evolução natural do presente trabalho seria a estimativa do erro envolvido no processo de estimação utilizado.

### 6.2.3 Comparação da taxa de juros nominal

Como na discussão anterior limitamos nossa análise para os choques com os filtros HP para obter a taxa de juros real, decidimos também realizar o experimento de calcular a solução determinística para a taxa de juros nominal, seguindo a prescrição discutida por Vasconcelos e Divino (2012) de modo a compará-la com os valores da SELIC no mesmo período. Neste caso, como incluímos a rigidez de preços, utilizamos os choques sem o filtro. O resultado obtido é mostrado na figura 27.

Pelo resultado obtido, notamos que o Banco Central afrouxou a política monetária antes do que seria prescrito pela Regra de Taylor utilizada. Recentemente o Banco Central voltou a elevar a taxa SELIC de modo a combater a pressão inflacionária, de modo que os juros nominais estariam hoje acima do prescrito pela Regra de Taylor. É preciso realizar uma análise para janelas mais longas para avaliar de forma mais clara o comportamento da autoridade monetária em relação ao modelo. Com os dados disponíveis, notamos que, inicialmente, a taxa SELIC estaria próxima aos valores modelados, mas a partir de Agosto

de 2011<sup>8</sup> houve uma reversão e o afrouxamento ocorreu em antecipação ao movimento de baixa de juros gerado pela Regra de Taylor modelada.

---

<sup>8</sup> Em agosto de 2011 o Banco Central do Brasil surpreendeu o mercado com uma queda de juros de 25 bps interrompendo uma série de alta da taxa iniciada em abril de 2010.

## 7 Conclusão

Neste trabalho apresentamos um modelo DSGE utilizado para entender os efeitos da política fiscal e de crédito subsidiado na política monetária. Utilizando este modelo também foi realizada uma avaliação da dinâmica recente dos juros no Brasil e estimamos a taxa de juros real da economia para entender a dinâmica da instância monetária nos últimos anos.

É importante reconhecer que podemos melhorar o modelo de diversas formas. Primeiramente, o processo de calibração pode ser melhorado utilizando mais dados e eventualmente pela estimação bayesiana dos parâmetros. Em segundo lugar, podemos utilizar diversas prescrições diferentes da Regra de Taylor para melhor ajustar aos dados. O modelo não inclui fricções financeiras e setor externo, que podem gerar efeitos não abordados no presente trabalho. Por fim, a introdução do investimento público e de consumidores não-ricardianos que recebem transferências diretas do governo gerariam distorções causadas pelos choques fiscais não capturados pelo modelo (CAVALCANTI; VEREDA, 2014; CARVALHO; VALLI, 2011). Além disso, é importante destacar que o modelo supõe que a autoridade fiscal é comprometida com a estabilidade da dívida, o que, segundo Woodford (1996) garante o funcionamento da Regra de Taylor para o controle da inflação.

Através do modelo, estimamos que os efeitos do crédito subsidiado são mixtos, com o aumento do volume de crédito direcionado na economia elevando o consumo e reduzindo a inflação (devido à ação da política monetária implícita no modelo, que eleva os juros com o aumento do produto), enquanto a redução da taxa dos juros eleva a inflação. No entanto, é importante destacar que o modelo prevê que o efeito agregado do crédito subsidiado no que tange a ação da política monetária é irrelevante.

Concluimos também que choques fiscais expansionistas elevam a inflação e o *gap* do produto, de modo que a autoridade monetária é obrigada a elevar os juros. Este efeito, apesar de significativo, é pequeno quando comparado aos efeitos dos choques de demanda e produtividade. Este resultado é esperado uma vez que o modelo supõe um governo comprometido com uma regra de superávit primário de modo a manter a relação dívida/PIB estável.

Utilizando os dados da economia real, calculamos também a taxa de juros real da economia e a dinâmica da taxa de juros nominal indicada pela regra monetária. Os resultados obtidos indicam que a dinâmica da política monetária durante o estabelecimento da “nova matriz econômica” foi expansionista do ponto de vista inflacionário, com as taxas de juros reais ex-post ficando abaixo da estimativa da taxa de juros neutra.

## Referências

- AMATO, J. D. The role of the natural rate of interest in monetary policy. *CESifo Economic Studies*, v. 51, n. 4, p. 729–755, 2005. Citado na página 22.
- ARAÚJO, M. d. G. D. S. et al. Working Paper Series. *Banco Central do Brasil Working Paper Series*, n. 103, 2006. Citado na página 44.
- AREOSA, W. D.; MEDEIROS, M. Inflation Dynamics in Brazil : The Case of a Small Open Economy. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 27, n. 1, p. 131–166, 2007. Citado na página 45.
- ARONOVICH, S.; FERNANDES, A. G. A Atuação do Governo no Mercado de Crédito: Experiências de IFDs em Países Desenvolvidos. *Revista do BNDES*, v. 13, n. 25, p. 3–34, 2006. Citado na página 21.
- BANERJEE, A. V.; DUFLO, E. Do Firms Want to Borrow More ? Testing Credit Constraints Using a Directed Lending Program. *The Review of Economic Studies*, v. 81, n. 2, p. 572–607, 2014. Citado na página 21.
- BECK, T.; LEVINE, R. Industry growth and capital allocation:. *Journal of Financial Economics*, v. 64, n. 2, p. 147–180, 2002. ISSN 0304405X. Citado na página 21.
- BERNHARDSEN, T.; GERDRUP, K. The Neutral Real Interest Rate. *Economic Bulletin*, v. 78, p. 52–64, 2007. Citado 2 vezes nas páginas 22 e 65.
- CABALLERO, R.; KRISHNAMURTHY, A. Fiscal Policy and Financial Depth. *NBER Macroeconomics Annual*, v. 10532, 2004. Citado na página 47.
- CANZONERI, M. B.; CUMBY, R. E.; DIBA, B. T. Euler Equations and Money Market Interest Rates : A Challenge for Monetary Policy Models. *Journal of Monetary Economics*, v. 54, n. 7, p. 1863–1881, 2007. Citado na página 23.
- CARVALHO, D. R. The Real Effects of Government-Owned Banks : Evidence from an Emerging Market. 2010. Citado 2 vezes nas páginas 21 e 53.
- CARVALHO, F.; VALLI, M. An Estimated DSGE Model with Government Investment and Primary Surplus Rule : The Brazilian Case. In: *Encontro Brasileiro de Econometria (32)*. [S.l.: s.n.], 2010. Citado 5 vezes nas páginas 20, 36, 39, 45 e 46.
- CARVALHO, F.; VALLI, M. Fiscal policy in Brazil through the lens of an estimated DSGE model. *Banco Central do Brasil Working Paper Series*, n. 240, 2011. Citado 3 vezes nas páginas 20, 53 e 68.
- CASTRO, M. R. de et al. SAMBA: Stochastic Analytical Model with a Bayesian Approach. *Banco Central do Brasil Working Paper Series*, n. 239, 2011. Citado 11 vezes nas páginas 7, 8, 20, 24, 31, 33, 39, 43, 44, 45 e 46.
- CAVALCANTI, M. A. F. H.; VEREDA, L. Propriedades dinâmicas de um modelo DSGE com parametrizações alternativas para o Brasil. *Texto para discussão IPEA*, n. 1588, 2011. Citado 3 vezes nas páginas 37, 44 e 45.

- CAVALCANTI, M. A. F. H.; VEREDA, L. Multiplicadores dos gastos públicos em um modelo DSGE para o Brasil. *Trabalhos para discussão - FGV*, 2014. Disponível em: <[http://eesp.fgv.br/sites/eesp.fgv.br/files/file/MarcoCavalcanti\\\_artigo3.pdf](http://eesp.fgv.br/sites/eesp.fgv.br/files/file/MarcoCavalcanti\_artigo3.pdf)>. Citado 6 vezes nas páginas 20, 36, 38, 44, 53 e 68.
- CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy. *Journal of political Economy*, v. 113, p. 1–45, 2005. Citado 3 vezes nas páginas 7, 8 e 30.
- CLAESSENS, S.; FEIJEN, E.; LAEVEN, L. Political Connections and Preferential Access to Finance: The Role of Campaign Contributions. *Journal of Financial Economics*, v. 88, n. 3, p. 554–580, 2008. Citado na página 21.
- COELHO, C. A.; MELLO, J. a. M. P. de; REZENDE, L. Do Public Banks Compete with Private Banks ? Evidence from Concentrated Local Markets in Brazil. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 45, n. 8, p. 1581–1615, 2013. Citado na página 21.
- COGAN, J. F. et al. New Keynesian versus old Keynesian government spending multipliers. *Journal of Economic dynamics and control*, v. 34, n. 3, p. 281–295, 2010. Citado na página 20.
- DAVIG, T.; LEEPER, E. M. Monetary-Fiscal Policy Interactions and Fiscal Stimulus. *European Economic Review*, v. 55, n. 11, p. 211–227, 2011. Citado na página 20.
- DIB, A. An Estimated Canadian DSGE Model with Nominal and Real Rigidities. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, v. 36, n. 4, p. 949–972, 2003. Citado 2 vezes nas páginas 39 e 44.
- DINC, S.; ARBOR, A. Politicians and banks. *Journal of Financial Economics*, v. 77, n. 2, p. 453–479, 2005. Citado na página 21.
- DIXIT, A. K.; STIGLITZ, J. E. Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity. *The American Economic Review*, p. 297–308, 1977. Citado na página 27.
- FORNI, L.; MONTEFORTE, L.; SESSA, L. The General Equilibrium Effects of Fiscal Policy: Estimates for the Euro Area. *Journal of Public Economics*, v. 93, n. 3, p. 559–585, 2009. ISSN 1556-5068. Citado na página 20.
- FUENTES, R.; GREDIG, F. Estimating the Chilean natural rate of interest. *Central Bank of Chile Working Papers*, n. 448, 2007. Citado na página 22.
- GERTLER, M.; KARADI, P. A Model of Unconventional Monetary Policy. *Journal of Monetary Economics*, v. 58, n. 1, p. 17–34, 2011. Citado na página 37.
- GIAMMATIOLI, N.; VALLA, N. The natural real interest rate and monetary policy: a review. *Journal of Policy Modeling*, v. 26, p. 641–660, 2004. Citado na página 22.
- GOLDFAJN, I.; BICALHO, A. A Longa travessia para a normalidade: os juros reais no Brasil. *Textos para discussão Itaú Unibanco*, n. 02, 2011. Citado 3 vezes nas páginas 21, 22 e 65.
- GOTTLIEB, J. W. F. *Estimativas e Determinantes da Taxa de Juros Real Neutra no Brasil*. Tese (Doutorado) — PUC Rio, 2013. Citado 2 vezes nas páginas 22 e 65.

- HOWITT, P. et al. Beyond DSGE Models: Toward an Empirically Based Macroeconomics. *Middlebury College Economics Discussion Paper*, n. 08, 2008. Citado na página 23.
- ILZETZKI, E.; MENDOZA, E.; VéGH, C. How Big (Small?) are Fiscal Multipliers? *Journal of Monetary Economics*, Cambridge, MA, v. 60, n. 2, p. 239–254, out. 2013. Citado na página 20.
- KANCZUK, F. Juros Reais e Ciclos reais brasileiros. *Revista Brasileira de Economia*, v. 56, n. 2, p. 249–267, 2002. Citado na página 44.
- LAM, J.-p.; TKACZ, G. Estimating Policy-Neutral Interest Rates for Canada Using a Dynamic Stochastic General-Equilibrium Framework. *Swiss Journal of Economics and Statistics*, v. 140, n. I, p. 89–126, 2004. Citado 3 vezes nas páginas 22, 36 e 45.
- LAZZARINI, S. G. et al. What Do Development Banks Do ? Evidence from BNDES , 2002-2009. *Harvard Business School Working Papers*, v. 12-047, 2011. Disponível em: <<http://www.iepecdg.com.br/uploads/artigos/SSRN-id1969843.pdf>>. Citado 2 vezes nas páginas 21 e 53.
- LEEPER, E. M. Equilibria under ‘active’ and ‘passive’ monetary and fiscal policies. *Journal of Monetary Economics*, v. 27, n. 1, p. 129–147, 1991. Citado na página 20.
- LEEPER, E. M. Monetary science, fiscal alchemy. *NBER Working Paper Series*, n. 15610, p. 1–76, 2010. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w16510>>. Citado na página 20.
- LEEPER, E. M. Anchors Aweigh: How Fiscal Policy Can Undermine ‘Good’ Monetary Policy. *Monetary Policy under Financial Turbulence*, n. 1991, p. 411–453, 2011. Disponível em: <[http://www.bcch.cl/eng/studies/central-banking/pdf/v16/Vol16\\\_411-453.pdf](http://www.bcch.cl/eng/studies/central-banking/pdf/v16/Vol16\_411-453.pdf)>. Citado na página 20.
- LUNDBERG, E. L. Bancos Oficiais e Crédito Direcionado - O que diferencia o mercado de crédito brasileiro? *Banco Central do Brasil Working Paper Series*, n. 258, 2011. Citado na página 20.
- MAGUD, N. E.; TSOUNTA, E. To Cut or Not to Cut? That is the (Central Bank’s) Question: In Search of the Neutral Interest Rate in Latin America. *IMF Working Paper*, v. 12, n. 243, 2012. ISSN 1556-5068. Disponível em: <<http://www.ssrn.com/abstract=2162155>>. Citado 2 vezes nas páginas 22 e 65.
- MONACELLI, T.; PEROTTI, R. Fiscal Policy, Wealth Effects, and Markups. *NBER Working Paper Series*, v. 14584, 2008. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w14584>>. Citado na página 20.
- MORANDI, L.; REIS, E. J. Estoque de capital fixo no Brasil, 1950-2002. 2002. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/doc/EstoqueCapitalFixo.pdf>>. Citado na página 41.
- MUSSOLINI, C. C.; TELES, V. K. Ciclos Reais e Política Fiscal no Brasil. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, v. 42, n. 1, p. 75–96, 2011. Citado na página 62.
- NEISS, K. S.; NELSON, E. The real interest rate gap as an inflation indicator. *Macroeconomic dynamics*, v. 7, n. 02, p. 239–262, 2003. Citado 14 vezes nas páginas 7, 8, 20, 22, 24, 26, 29, 36, 39, 44, 45, 54, 60 e 63.



- NERI, M. Desigualdade, Estabilidade e Bem-Estar Social. In: *Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Brasília: IPEA, 2006. cap. 3, p. 129–161. Disponível em: <[http://www.ipea.gov.br/agencia/images/stories/PDFs/livros/Cap\\\_03\\\_DesigualdadeEstabilidade.pdf](http://www.ipea.gov.br/agencia/images/stories/PDFs/livros/Cap\_03\_DesigualdadeEstabilidade.pdf)>. Citado na página 47.
- OLIVEIRA, F. N. D. In-Depth Analysis of Investment of Firms in Brazil : Do Financial Restrictions, Unexpected Monetary Shocks and BNDES Play Important Roles ? 2013. Disponível em: <[https://editorialexpress.com/cgi-bin/conference/download.cgi?db\\\_name=sbe35&paper\\\_id=14](https://editorialexpress.com/cgi-bin/conference/download.cgi?db\_name=sbe35&paper\_id=14)>. Citado na página 21.
- ORPHANIDES, A.; WILLIAMS, J. C. Inflation Targeting under Imperfect Knowledge. *Central Banking, Analysis, and Economic Policies Book Series*, v. 11, p. 77–123, 2007. Citado na página 22.
- PERRELLI, R.; ROACHE, S. K. Time-Varying Neutral Interest Rate — The Case of Brazil. *IMF Working Paper*, n. 84, 2014. Citado 3 vezes nas páginas 21, 22 e 65.
- RAVN, M. O.; UHLIG, H. On adjusting the Hodrick-Prescott filter for the frequency of observations. *Review of economics and statistics*, v. 84, n. 2, p. 371–376, 2002. Citado na página 63.
- SANTIN, R. R. M. *Análise da política de crédito do BNDES em um modelo DSGE*. Tese (Dissertação (Mestrado)) — Fundação Getúlio Vargas, 2013. Citado na página 21.
- SARGENT, T. J.; WALLACE, N. Some Unpleasant Monetarist Arithmetic. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, v. 5, n. 3, p. 1–17, 1981. Citado na página 20.
- SILVA, F. S.; PORTUGAL, M. S. O Impacto de Choques Fiscais na Economia Brasileira : Uma Abordagem DSGE. *Trabalhos para discussão - UFRGS*, p. 1–28, 2010. Disponível em: <<http://www.lume.ufrgs.br/bitstream/handle/10183/26112/000756808.pdf?sequence=1>>. Citado na página 44.
- SILVEIRA, M. A. C. Using a Bayesian Approach to Estimate and Compare New Keynesian DSGE Models for the Brazilian Economy : the Role for Endogenous Persistence. *Revista Brasileira de Economia*, v. 62, n. 3, p. 333–357, 2008. Citado 4 vezes nas páginas 39, 44, 45 e 46.
- SMETS, F.; WOUTERS, R. An Estimated Stochastic Dynamic General Equilibrium Model of the Euro Area. *Journal of the European economic association*, v. 1, n. 5, p. 1123–1175, 2003. Citado 2 vezes nas páginas 20 e 24.
- SOARES, S. S. D. O ritmo na queda da desigualdade no Brasil é aceitável ? *Revista de Economia Política*, v. 30, n. 119, p. 364–380, 2010. Citado na página 47.
- STÄHLER, N.; THOMAS, C. FiMod – a DSGE model for fiscal policy simulations. *Deutsche Bundesbank Discussion Paper Series 1: Economic studies*, n. 06, 2011. Citado 3 vezes nas páginas 20, 38 e 53.
- TOVAR, C. E. DSGE Models and Central Banks. *Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal*, v. 3, n. 16, p. 1–31, 2009. Citado na página 23.

- VALLI, M.; CARVALHO, F. Fiscal and monetary policy interaction: a simulation based analysis of a two-country New Keynesian DSGE model with heterogeneous households. *Banco Central do Brasil Working Paper Series*, n. 204, 2010. Citado 2 vezes nas páginas 20 e 53.
- VASCONCELOS, B. F. B.; DIVINO, J. A. O desempenho recente da política monetária brasileira sob a ótica da modelagem DSGE. *Banco Central do Brasil Working Paper Series*, n. 291, 2012. Citado 10 vezes nas páginas 7, 8, 24, 34, 39, 43, 45, 46, 60 e 66.
- WALSH, C. E. *Monetary Theory and Policy*. 3rd. ed. Cambridge, MA: MIT Press, 2010. ISBN 9780262013772. Citado na página 25.
- WICKSELL, K. The Influence of the rate of interest on prices. *The Economic Journal*, v. 17, n. 66, p. 213–220, 1907. Citado 2 vezes nas páginas 21 e 60.
- WOODFORD, M. Control of the Public Debt: A Requirement for Price Stability? *NBER Working Paper*, v. 5684, 1996. Citado 2 vezes nas páginas 20 e 68.
- WOODFORD, M. *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. 1. ed. [S.l.]: Princeton University Press, 2003. ISBN 0691010498. Citado 2 vezes nas páginas 21 e 60.
- WOODFORD, M. Convergence in Macroeconomics: Elements of the New Synthesis. *American Economic Journal: Macroeconomics*, v. 1, n. 1, p. 267–279, jan. 2009. ISSN 1945-7707. Citado na página 20.