

# Choques Antecipados de Política Monetária, *Forward Guidance* e Políticas Macroeconômicas de Estabilização

PEDRO LUTZ RAMOS\*  
MARCELO SAVINO PORTUGAL†

## Sumário

1. Introdução.....	253
2. Metodologia.....	257
3. Resultados.....	271
4. Conclusão.....	275
Apêndice.....	280

## Palavras-chave

Política monetária, forward guidance, credibilidade, DSGE

## JEL Codes

E37, E52, E58

## Resumo · Abstract

O artigo avalia os efeitos do uso de *Forward Guidance* por parte do Banco Central do Brasil com modelos DSGE. Comparamos o efeito de uma elevação na taxa de juros previamente anunciada e crível (*Forward Guidance*), contra uma mesma trajetória na qual os agentes privados não acreditam que o plano ocorrerá. O resultado mostra que o choque na taxa de juros anunciado e crível aumenta substancialmente a potência da política monetária no Brasil sobre a inflação e sobre o produto, mostrando que a trajetória da taxa de juros esperada é muito importante para condução de política monetária.

## 1. Introdução

Recentemente, no período pós-crise, diversos bancos centrais pelo mundo têm buscado influenciar as expectativas futuras sobre a trajetória da taxa de juros, tentando criar um estímulo monetário adicional, e fugindo, muitas vezes, de seu comportamento pré-crise. Essas medidas, nos países desenvolvidos, têm sido justificadas pela situação de vasta capacidade ociosa dos fatores, combinada com uma política fiscal contracionista e a taxa de juros no limite inferior, que implica riscos sistemáticos de deflação. O principal problema decorre da situação em que a taxa de juros está no *Zero Lower Bound* e, mesmo assim, o instrumento ainda está em um patamar contracionista, o que reduz a inflação e aumenta a taxa de juros real, gerando um novo ciclo de contração, com mais ociosidade dos fatores e maior risco de deflação, criando um ciclo vicioso.

Nesse sentido, muitos bancos centrais passaram a sinalizar de forma mais clara e direta a trajetória futura da taxa de juros, o *Forward Guidance* (FG), baseado nos apontamentos teóricos de Jung, Teranishi, e Watable (2001), Eggertsson e Woodford (2003) e Woodford

\* Gerente de Análise Econômica do Banco Cooperativo Sicredi. Av. Assis Brasil, 3.940, Jardim Lindoia, Porto Alegre, RS, CEP 91060-900, Brasil.

† Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Programa de Pós-Graduação em Economia (UFRGS/PPGE) e Programa de Pós-Graduação em Administração (UFRGS/PPGA). Av. João Pessoa 52, sala 33B, Centro, Porto Alegre, RS, CEP 90040-000, Brasil.

✉ plr2010@gmail.com ✉ msp@ufrgs.br

(2012). A ideia subjacente é que as famílias tomam decisões baseadas nas expectativas de taxa de juros do presente até o infinito. Assim, se a autoridade tem capacidade de diminuir a taxa de juros no futuro, mesmo que longínquo, poderá trazer um estímulo ainda no período corrente, uma vez que os agentes tomam decisões olhando para frente. A atuação do FED pós 2009 é o principal exemplo de adoção recente do *Forward Guidance*<sup>1</sup>, quando afirmou que manteria a taxa de juros em nível baixo por um “período prolongado”. Posteriormente, em agosto de 2011, o comunicado da autoridade monetária americana explorou o FG de forma mais ampla ao afirmar que:

To promote the ongoing economic recovery and to help ensure that inflation, over time, is at levels consistent with its mandate, the Committee decided today to keep the Target range for the federal funds rate at 0 to 1/4 percent. The Committee currently anticipates that economic conditions—including low rates of resource utilization and a subdued outlook for inflation over the medium run—are likely to warrant exceptionally low levels for the federal funds rate at least through mid-2013.

Além do FED, outras instituições já usaram o FG, como é o caso do Banco Central do Canadá (em 2009<sup>2</sup>), do Banco Central Inglês e do Banco Central Europeu, ambos em 2013.<sup>3</sup>

Dessa forma, passou a se popularizar pelo mundo uma forma mais direta, possivelmente mais agressiva e mais transparente de fazer política monetária. No Brasil, as evidências mostram que, mesmo não estando com taxas de juros próximas de zero, o Banco Central do Brasil (BCB) buscou conduzir as expectativas de juros em prazos mais longos, empregando em seus comunicados instruções mais claras sobre o comportamento da taxa de juros no longo prazo. Um exemplo é a afirmação: “(...) o Comitê entende que a estabilidade das condições monetárias por um período de tempo suficientemente prolongado é a estratégia mais adequada para garantir a convergência da inflação para a meta, ainda que de forma não linear.”<sup>4</sup> Em outra oportunidade, alguns meses antes da frase referida acima, a ata do Copom (Conselho de Política Monetária do BCB) chegou a afirmar que a trajetória de queda na taxa Selic encerrar-se-ia ligeiramente acima do mínimo histórico, fazendo mais uma indicação sobre a taxa de juros futura. De acordo com comunicado de agosto de 2015: “O Presidente do Banco Central do Brasil, Alexandre Tombini, (...) avalia que os movimentos recentemente observados nas taxas de juros de mercado incorporam prêmios excessivos.”<sup>5</sup>

<sup>1</sup>Em 2004, o FED já havia feito de forma implícita, ao afirmar que

The Committee judges that, on balance, the risk of inflation becoming undesirably low is likely to be the predominant concern for the foreseeable future. In these circumstances, the Committee believes that policy accommodation can be maintained for a considerable period.

<sup>2</sup>“Bank of Canada lowers overnight rate Target by 1/4 percentage point to 1/4 per cent and, conditional on the inflation outlook, commits to hold current policy rate until the end of the second quarter of 2010.”

<sup>3</sup>Pres. Mario Draghi, em 4 de julho de 2013, diz

It there by provides support to a gradual recovery in economic activity later in the remaining part of the year and in 2014. Looking ahead, our monetary policy stance will remain accommodative for as long as necessary. The Governing Council confirms that it expects the key ECB interest rates to remain at present or lower levels for an extended period of time.

<sup>4</sup>Nota à imprensa – 170ª Reunião <http://www.bcb.gov.br/?NOTACOPOM170>, outubro de 2012.

<sup>5</sup>Presidente do BC comenta movimentos nos mercados de câmbio e juros. Assessoria de Imprensa, Banco Central do Brasil, Brasília, 19 de agosto de 2013. Disponível em <https://www.bcb.gov.br/pt-br/#!/c/notas/14814>

Isto é, o Banco Central emitiu um julgamento claro de que a trajetória da taxa de juros esperada pelos agentes não era condizente com as expectativas da autoridade monetária, interferindo diretamente nas expectativas dos agentes.

Vale mencionar ainda que diversos bancos centrais já adotam uma política monetária transparente, informando qual é sua expectativa para a taxa de juros, com objetivo de tornar mais clara a comunicação da autoridade.<sup>6</sup> Este é o caso dos bancos centrais da República Checa, Nova Zelândia, Noruega e Suécia.

Embora os mecanismos de *Forward Guidance* estejam sendo usados há mais de dez anos, os modelos macroeconômicos tradicionais não se tornaram capacitados a descrever os seus efeitos. Isso ocorre porque essas ações de FG acabam influenciando a taxa de juros futura, e os modelos macroeconômicos novo-keynesianos utilizam apenas a taxa de juros de curto prazo. Nesses modelos tradicionais, as variáveis macroeconômicas reagem no período corrente a um choque na taxa de juros, baseado no nível determinado pela autoridade monetária e pela trajetória futura da taxa de juros. No entanto, o caminho da taxa de juros esperado para os períodos futuros, que os agentes privados se basearão em suas decisões econômicas, será fundamentado no comportamento histórico consolidado do banco central, que é representado nos modelos pela curva de reação. Isso acontece porque os métodos de solução de expectativas racionais geram respostas para cada uma das variáveis macroeconômicas *Forward Looking*, baseados na dinâmica conhecida de cada uma das variáveis endógenas do modelo. Em outras palavras, os métodos criam respostas para as variáveis endógenas que dependem do futuro da economia, a partir das equações do modelo e não efetivamente pelo que vai acontecer. Como todas as variáveis são endógenas, “o que vai acontecer” e “o que é esperado” são exatamente o mesmo processo dinâmico. Isso passa a ser um problema quando desejamos alterar a trajetória da taxa de juros para um caminho temporariamente exógeno, em que todos os agentes tomam conhecimento desse processo. Em resumo, as variáveis macroeconômicas reagirão à trajetória futura da taxa de juros que será condizente com o comportamento histórico do Banco Central, não contabilizando a possibilidade dos de os agentes acreditarem em “compromissos” da autoridade monetária que sejam diferentes do seu comportamento passado.

Para tentar inserir os impactos da utilização de *Forward Guidance* nos modelos surgiram alguns trabalhos, como os de Laséen e Svensson (2011), Campbell, Fisher, Evans, e Justiniano (2012), Del Negro, Giannoni, e Patterson (2012), Blake (2012) e Milani e Treadwell (2011), que começaram a desenvolver técnicas que permitem a inclusão de choques na trajetória da taxa de juros, sem que a taxa corrente seja alterada. De forma geral, os métodos adicionam uma variável na curva de reação da autoridade monetária que se move no tempo de forma similar a uma estrutura MA, ou seja, serão choques determinados no período corrente, mas que afetarão o instrumento de política monetária nos períodos futuros. Em uma estrutura MA convencional os choques ocorrem em períodos anteriores e causam efeitos no período corrente. Uma vez adicionada a nova variável e a sua dinâmica temporal no sistema de equações, os métodos solucionarão o problema das equações dinâmicas com expectativas racionais, tendo, portanto, uma variável modificável no período corrente que alterará a taxa de juros no futuro. Como as outras variáveis do modelo, por exemplo: inflação e atividade, dependem da taxa de juros no futuro, suas respostas também dependerão dessa nova variável. Com isso, esse artifício passou a permitir que sejam dados choques nas

---

<sup>6</sup>Recentemente, a cada duas reuniões, o FOMC mostra a expectativa de taxa de juros dos membros do comitê, votantes e não votantes, embora ainda afirme que sua postura é decidida “*meeting by meeting*”.

taxas de juros futuras que são assimilados pelos agentes privados no período corrente. Os resultados dos trabalhos empíricos realizados para os EUA e Suécia mostraram um forte impacto dessas medidas quando comparado aos choques monetários tradicionais ou em situações em que a autoridade se comunica e o mercado não acredita no plano da autoridade, mostrando que o uso de *Forward Guidance* pode ser uma ferramenta útil para os bancos centrais.

Sob esse quadro, observa-se que as orientações futuras de política monetária estão sendo amplamente empregadas por diversos países, sendo que o Banco Central do Brasil vem utilizando esse tipo de medida de uma forma não oficial. Com isso, surge a necessidade de estimarmos os impactos do FG sobre a economia brasileira, para sabermos qual seria seu efeito em termos de inflação e produto, caso a autoridade monetária fosse crível para tomar tal medida. Além disso, os resultados são relevantes para saber se a adoção de FG nos moldes do Riksbank e do Norges Bank seria uma opção para economia brasileira.

Para responder essa pergunta, estimaremos com dados brasileiros um modelo DSGE de economia aberta, com passagem cambial com rigidez específica, baseado em Galí e Monacelli (2005) e Liu (2006), e a partir desse modelo introduziremos o método de choques antecipados de política monetária, proposto por Laséen e Svensson (2011), o que nos permitirá incluir na decisão dos agentes privados uma trajetória predeterminada de taxa de juros. No entanto, para verificar o real impacto desses choques antecipados temos que estimar a trajetória de taxa de juros que não seria antecipada pelos agentes. Assim, criaremos um desvio na taxa de juros da economia, na qual os agentes privados não acreditam no anúncio e esperam que nos períodos posteriores a autoridade retornará ao seu comportamento tradicional. Contudo, no período posterior a autoridade permanece fora de sua trajetória esperada e os agentes passam a acreditar, novamente, que no período seguinte ele retornará ao caminho conhecido (curva de reação). Esse processo se repete até a autoridade monetária cumprir sua trajetória predeterminada, que em nosso caso será igual à trajetória perfeitamente antecipada. Para implementar esse processo seguimos o método desenvolvido por Leeper e Zha (2003). Os resultados mostraram um grande efeito do FG na economia brasileira, isso é, da política monetária antecipada em relação a não antecipada, mostrando que a trajetória da taxa de juros é tão importante quanto a determinação da taxa de juros no período corrente. Não se trata, portanto, de um elemento secundário nas decisões de política monetária. Esse resultado dá suporte ao uso de medidas que tornam mais transparentes as decisões futuras, possibilitando que a política monetária possa ser mais efetiva no Brasil.

Em decorrência dos métodos empregados, o estudo trouxe uma importante implicação sobre políticas de estabilização macroeconômicas que desejam reduzir os níveis de inflação da economia. Através do método de Leeper e Zha (2003), estimamos que os impactos de um ajuste monetário são substancialmente menores na presença de uma autoridade não crível e em um cenário que todos esperam, a qualquer momento, uma interrupção no processo de contração monetária, do que no caso em que todos acreditam que a taxa de juros subirá no nível necessário para atingir a meta de inflação, algo esperado pela teoria. Sob esse resultado, qualquer outra medida que fizesse os agentes crerem na autoridade monetária poderia acelerar o processo de ajuste macroeconômico, em função do aumento do efeito da política monetária. Algumas medidas possíveis são: a contratação de um novo presidente para dirigir o banco central, que possui credibilidade junto ao mercado; uma elevação mais abrupta da taxa de juros; e a adoção de FG.

Esse artigo conta, a seguir, com uma seção onde a metodologia empírica é discutida. Essa seção metodológica apresentará a forma como foram inclusos os choques antecipados

e não antecipados de política monetária, bem como o modelo DSGE selecionado e suas principais características. Além dessa, temos ainda a [Seção 3](#), que apresentará e comentará os resultados obtidos com o experimento. Por fim, na [Seção 4](#), a conclusão do trabalho.

## 2. Metodologia

O método empregado busca comparar o efeito econômico de uma trajetória de taxa de juros em dois casos distintos: em primeiro lugar temos um anúncio prévio por parte de uma autoridade monetária crível e, em segundo lugar, por uma autoridade que toma a decisão sem comunicar os agentes ou sem credibilidade. A “não crença” dos agentes significa que, a cada período do tempo, a autoridade escolhe um determinado nível de taxa de juros e os agentes esperam que, a partir do período seguinte, ela retorne à trajetória determinada pela curva de reação, o que não acontece, visto que a autoridade tem um caminho de taxa de juros predeterminado, mas que os agentes não acreditam. Em nosso estudo, vamos simular uma elevação de 1,00 pp (anualizada) na taxa de juros do estado estacionário (SS) por três trimestres.

Para realizarmos os choques antecipados (FG), utilizamos o mecanismo desenvolvido por [Laséen e Svensson \(2011\)](#), ao passo que os choques não antecipados são realizados usando [Leeper e Zha \(2003\)](#). O primeiro método adiciona  $T$  variáveis (choques) na curva de reação da autoridade monetária, as quais são determinadas nos períodos anteriores, sendo  $T$  o número de períodos que a autoridade quer “desviar” do seu comportamento histórico. Uma vez adicionadas essas variáveis, que se movem no tempo como se fosse uma estrutura MA, o modelo é colocado em estado de espaço e solucionado através dos métodos de expectativas racionais com compromisso por parte da autoridade monetária, comumente empregados na literatura econômica. A lógica desenvolvida parte do princípio das variáveis criadas funcionarem como choques e, uma vez inseridas nos métodos de solução de expectativas racionais, os agentes assimilarão no tempo  $t$  toda variação de cada um desses “choques” predeterminados.

No método de [Leeper e Zha \(2003\)](#), a autoridade monetária desvia temporariamente de sua trajetória, mas não comunica os agentes, de tal forma que em cada período do tempo os agentes reagem ao choque realizado esperando que daquele momento para o futuro o comportamento volte à curva de reação do banco central. Entretanto, o retorno ao comportamento histórico não acontece e, mais uma vez, a autoridade tem um comportamento anormal. O processo segue por  $T$  períodos. Logicamente, não podemos esperar que sejam muitos períodos, pois os indivíduos aprenderiam a colocar um prêmio de risco sobre o comportamento, o que criaria custos adicionais para a autoridade monetária, algo que o método não compreende. Para simular a economia brasileira nessas situações empregaremos um modelo DSGE, baseado em [Galí e Monacelli \(2005\)](#), adicionado de passagem cambial incompleta, como em [Liu \(2006\)](#). Na próxima subseção apresentaremos os métodos de [Laséen e Svensson \(2011\)](#) e [Leeper e Zha \(2003\)](#) e na subseqüente o modelo empregado para economia brasileira.

### 2.1 Método de choques antecipados e não antecipados de política monetária

Para compreender como é implementado o FG e os choques não antecipados ([Leeper & Zha, 2003](#)), necessitamos apresentar os modelos em estado de espaço e o funcionamento do método de solução de forma resumida. Para maiores detalhes ver [Laséen e Svensson \(2011\)](#).

Partimos de um modelo geral macroeconômico linearizado com variáveis *Forward Looking* em torno do estado estacionário, como segue abaixo:

$$\begin{bmatrix} X_{t+1} \\ \tilde{H}\tilde{x}_{t+1|t} \end{bmatrix} = \tilde{A} \begin{bmatrix} X_t \\ \tilde{x}_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} C \\ 0_{(n_x+n_i) \times n_\varepsilon} \end{bmatrix} \varepsilon_{t+1} \quad \text{para } t = \dots, -1, 0, 1, \dots, \quad (1)$$

onde  $\tilde{H} \equiv \begin{bmatrix} H & 0 \\ G_x & G_i \end{bmatrix}$ ;  $\tilde{A} \equiv \begin{bmatrix} A_{11} & A_{12} & B_1 \\ A_{21} & A_{22} & B_2 \\ f_x & f_x & f_i \end{bmatrix}$ ;  $\tilde{x}_t = (x_t' i_t')$ ; e  $X_t$  e  $x_t$  são vetores que contêm  $n_x$  variáveis predeterminadas e  $n_x$  variáveis *Forward Looking*, respectivamente. O  $i_t$  é um escalar referente ao instrumento de política monetária.<sup>7</sup> O índice  $t$  demonstra o tempo que a variável está e  $t + 1|t$  define a expectativa (racional) realizada no tempo  $t$  para o valor da variável no período  $t + 1$ ;  $\varepsilon_{t+1}$  é o vetor de dimensão  $n_\varepsilon$  que representa os choques que são i.i.d. de média zero e com covariância  $I_\varepsilon$ ;  $H$ ,  $A$ ,  $B$  e  $C$  são matrizes de coeficientes fixos e conhecidos, tendo tamanho apropriado aos vetores  $X_t$ ,  $x_t$ ,  $i_t$  e  $\varepsilon_{t+1}$ ;  $G_x$  e  $G_i$  representam a preferência da autoridade monetária em relação às variáveis *Forward Looking* e o próprio instrumento de política monetária, sendo a primeira proporcional a  $x_t$  e a segunda igual a 1, já que trabalhamos com a taxa de juros como único instrumento;  $f_x$ ,  $f_x$  e  $f_i$  são de tamanho apropriado a atender as dimensões de  $X_t$ ,  $x_t$  e  $i_t$ , sendo que  $f_x$  representa as preferências da autoridade monetária por variáveis predeterminadas no período corrente, ao passo que  $f_x$  e  $f_i$  nos trazem as preferências por variáveis *Forward Looking* e pela determinação da própria taxa de juros nos períodos anteriores.<sup>8</sup>

Para incluirmos o choque antecipado de política monetária adicionaremos na curva de reação da autoridade monetária uma estrutura de choques que são determinados em períodos anteriores a  $t$  e  $z_t$ , que segue um processo de média móvel, no qual o desvio tomado no período corrente é consequência de uma discricionariedade corrente ( $\eta_{t,t}$ ) adicionada de todas as decisões anteriores que serão implementadas no período  $t$ :

$$z_{t,t} = \eta_{t,t} + \sum_{s=1}^T \eta_{t,t-s}. \quad (2)$$

Matematicamente,  $\eta_{t,t}$  é uma variável aleatória de média zero, independente e identicamente distribuída. O índice do somatório  $T$  representa o número de períodos que a autoridade monetária deseja desviar de seu comportamento. Seguindo [Svensson \(2005\)](#), podemos fazer as seguintes derivações: para o período de  $T = 0$ , teríamos  $z_t = \eta_{t,t}$ . Para os períodos  $T \geq 1$ , podemos afirmar que  $\sum_{s=1}^T \eta_{t,t-s}$  é igual  $z_{t,t-1}$ , ou seja, podemos deduzir que  $z_{t,t}$  é dependente do choque ou da escolha do período corrente mais o desvio programado no período anterior para o período corrente. Assim, podemos generalizar para  $T \geq 1$ :

$$z_{t+\tau,t+1} = z_{t+\tau,t} + \eta_{t+\tau,t+1}, \quad \tau = 1, \dots, T. \quad (3)$$

Para garantirmos a estabilidade da economia e que não seja adotada uma política monetária exógena, tratamos  $z_{t+T+1,t+1} = \eta_{t+T+1,t+1}$ , ou seja, a estrutura volta a ser idêntica

<sup>7</sup>De forma geral, tendo mais de um instrumento, não seria um escalar e sim um vetor de  $n_i$  instrumentos de política monetária.

<sup>8</sup>A Regra de Taylor, por exemplo, inserida em uma economia em que a inflação e o produto são *Forward Looking*, teríamos  $f_x = f_i = 0$ , pois a autoridade responderia apenas à inflação e ao produto. No caso de haver o parâmetro de suavização da taxa de juros nessa regra  $f_i \neq 0$ , pois a taxa de juros seria função também da taxa de juros em semanas anteriores. Em uma economia em que o produto é uma variável predeterminada e a inflação *Forward Looking*  $f_x \neq 0$ .

a um choque de política monetária qualquer. No momento da realização do FG de  $T$  períodos poderemos assumir que  $z_{t+T+1,t+1}$  terá sua expectativa igual a zero, uma vez que  $\eta_{t+T+1,t+1}$  têm as mesmas propriedades de  $\eta_{t,t}$ . No entanto, precisamos colocar essa estrutura no formato linear de (1), ou seja, a estrutura deve estar representada em estado de espaço com dois tempos apenas, sendo  $t + 1$  do lado esquerdo da equação e  $t$  do lado direito.<sup>9</sup> Para tanto, definimos que para qualquer processo vetorial estocástico  $u_t$ , a projeção realizada no período  $t$  para os horizontes de  $t$  até  $t + V$ , sendo  $V$  o horizonte final qualquer, como  $u^t = \{u_{t+h|t}\}_{v=0}^V$ , para todo  $v = 0, 1, \dots, V$ . Vetorialmente, essa definição representa  $u^t \equiv (u_{t,t}, u_{t+1,t}, \dots, u_{t+V,t})$ . Levando essa conotação para o caso da estrutura apresentada em (1) e (3), podemos definir  $z^t \equiv (z_{t,t}, z_{t+1,t}, \dots, z_{t+T,t})$ , como o vetor de desvios correntes e futuros da regra de política monetária predefinidos em  $t$  para todo o horizonte de  $t$  até  $t + T$ . Assim, em estado de espaço:

$$z^{t+1} = A_z z^t + \eta^{t+1}, \quad (4)$$

onde  $A_z \equiv \begin{bmatrix} 0_{T \times 1} & I_T \\ 0 & 0_{1 \times T} \end{bmatrix}_{(T+1) \times (T+1)}$ . Inserindo esse mecanismo no sistema da equação (1), temos:

$$\begin{bmatrix} \tilde{X}_{t+1} \\ \tilde{H}\tilde{x}_{t+1|t} \end{bmatrix} = \tilde{A} \begin{bmatrix} \tilde{X}_t \\ \tilde{x}_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \tilde{C} \\ 0_{(n_x+n_i) \times (n_e+T+1)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{t+1} \\ \eta^{t+1} \end{bmatrix}, \quad \text{para } t = \dots, -1, 0, 1, \dots, \quad (5)$$

onde

$$\tilde{X}_t \equiv \begin{bmatrix} X_t \\ z^t \end{bmatrix}, \quad \tilde{x}_t \equiv \begin{bmatrix} x_t \\ i_t \end{bmatrix}, \quad \tilde{H} \equiv \begin{bmatrix} H & 0 \\ G_x & G_i \end{bmatrix}, \quad \tilde{C} \equiv \begin{bmatrix} C & 0_{n_x \times (T+1)} \\ 0_{(T+1) \times n_e} & I_{T+1} \end{bmatrix},$$

$$\tilde{A} \equiv \begin{bmatrix} A_{11} & 0_{n_x \times 1} & 0_{n_x \times T} & A_{12} & B_1 \\ 0_{T \times n_x} & 0_{T \times 1} & I_T & 0_{T \times n_x} & 0_{T \times 1} \\ 0_{1 \times n_x} & 0 & 0_{1 \times T} & 0_{1 \times n_x} & 0 \\ A_{21} & 0_{n_x \times 1} & 0_{n_x \times T} & A_{22} & B_2 \\ f_x & 1 & 0_{1 \times T} & f_x & f_i \end{bmatrix}.$$

Como os desvios da política monetária são predeterminados os incluímos no conjunto  $X_t$ , criando, por simplificação,  $\tilde{X}_t \equiv \begin{bmatrix} X_t \\ z^t \end{bmatrix}$ .

Para determinarmos a trajetória da taxa de juros, precisamos calcular uma sequência de choques, que leva a taxa de juros ao caminho escolhido, uma vez que essa variável é endógena. Em nosso caso, vamos escolher uma combinação de  $z^t$  que nos dará a trajetória que desejamos da taxa de juros. Assim, partindo de um sistema linear que possui as condições de estabilidade de Blanchard e Kahn, como o apresentado em (1), podemos ter a seguinte solução:  $X_{t+1} = MX_t + C\varepsilon_{t+1}$ , sendo  $\tilde{x}_t \equiv \begin{bmatrix} x_t \\ i_t \end{bmatrix} = FX_t \equiv \begin{bmatrix} F_x \\ F_i \end{bmatrix} X_t$ , que é obtida através de algoritmos de solução de expectativas racionais (Klein, 2000).<sup>10</sup> Sendo  $M$  uma matriz de coeficientes que define a dinâmica das variáveis predeterminadas do período  $t$  até o estado estacionário ( $t + \infty$ ) e  $F$  uma matriz de coeficientes que define a relação entre as variáveis não predeterminadas e as variáveis predeterminadas,<sup>11</sup> tornando conhecida a evolução no

<sup>9</sup>Esse formato é necessário para que o método de solução de expectativas racionais empregado possa funcionar.

<sup>10</sup>Utilizando o algoritmo "solab.m" disponível na página de Paul Klein <http://paulklein.ca/newsite/codes/codes.php>

<sup>11</sup>Klein (2000) define que a matriz  $M$  seria a de locomoção temporal das variáveis e  $F$  seria a matriz de decisão. É dado essa conotação à  $F$ , pois mostra como os agentes reagem, conhecendo a estrutura da economia, às diversas situações do ciclo de negócios.

tempo de todas variáveis do modelo. Para facilitar a compreensão, destacamos a variável  $i_t$  de  $x_t$  e a projeção da taxa de juros para todo  $\tau \geq 0$  fica definida como

$$i_{t+\tau,t} = F_i M^\tau X_{t+\tau,t}. \quad (6)$$

Contudo, desejamos impor determinado caminho para a taxa de juros até o período  $T$ , que pode ser representado por

$$i_{t+\tau,t} = \bar{i}_{t+\tau,t}, \quad \tau = 0, \dots, T. \quad (7)$$

Para sabermos a combinação linear de  $z^t$  que nos dará a condição de  $\bar{i}_{t+\tau,t}$  no período de projeção, basta obtermos as matrizes de solução  $M$  e  $F$  do sistema linear (5):

$$\tilde{X}_{t+\tau,t} = M^t \tilde{X}_{t,t}, \quad (8)$$

$$\tilde{x}_{t+1|t} = F \tilde{X}_{t+\tau,t} = F M^\tau \tilde{X}_{t,t}, \quad (9)$$

e descobrir a partir delas o vetor de choques antecipados  $z^t$  que satisfaz o sistema de equações abaixo:

$$F_i M^\tau \begin{bmatrix} X_{t,t} \\ z^t \end{bmatrix} = \bar{i}_{t+\tau,t}, \quad \tau = 0, 1, \dots, T. \quad (10)$$

Para um nível escolhido de taxa de juros que entrará em vigor no período  $\tau$  haverá  $T$  choques monetários a serem determinados, uma vez que determinaremos a taxa de juros em  $T$  períodos. Dessa forma, temos  $T$  equações com  $T$  incógnitas, o que nos possibilita encontrar a solução do sistema linear. Obtidos os choques  $z^t$  que geram  $\bar{i}_{t+\tau,t}$  aplicamo-los sobre as matrizes  $M$  e  $F$  para conhecer o impacto de um choque antecipado de política monetária.

Agora, buscamos comparar o método de [Laséen e Svensson \(2011\)](#) com a situação em que a autoridade monetária escolhe a mesma trajetória na taxa de juros do período  $t$  até  $T$ , mas não tem credibilidade com os agentes ou não anuncia previamente sua decisão. Para tanto, podemos partir da situação que  $z_t = \eta_{t,t}$ , como se não houvesse a estrutura MA, ou seja,  $T = 0$ . A curva de reação se torna similar as comumente empregadas na literatura econômica, com um choque apenas. A projeção geral do sistema se torna

$$\begin{bmatrix} X_{t+\tau,t}^p \\ 0 \end{bmatrix} = M^\tau \tilde{X}_{t,t}, \quad (11)$$

$$\tilde{x}_{t+\tau,t}^p \equiv \begin{bmatrix} x_{t+\tau,t}^p \\ i_{t+\tau,t}^p \end{bmatrix} = F \begin{bmatrix} X_{t+\tau,t}^p \\ 0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} F_x \\ F_i \end{bmatrix} M^\tau \tilde{X}_{t,t}. \quad (12)$$

Para  $\tau \geq 0$ , o índice  $p$  ressalta que é a expectativa do setor privado;  $z_t$  assume zero, uma vez que ele é puramente uma variável que representa um choque não antecipado de média zero e i.i.d. Para conseguirmos criar uma trajetória da taxa de juros em que os agentes não acreditam na autoridade monetária, vamos escolher  $z$  em cada período do tempo  $t + \tau$  que coloca a taxa de juros no patamar desejado. Ao invés de termos um sistema linear, como em (5), teremos uma equação simples que nos dará o choque  $z$ , dado as matrizes de  $M$  e  $F$ . Aplicando o choque em (11) e (12) teremos as respostas das variáveis endógenas no período  $t + \tau$ . Em cada período do tempo  $t + \tau$ , após o choque, vamos colhendo a reação das demais variáveis macroeconômicas do modelo. Exemplificando, podemos pensar na situação em que a autoridade monetária sobe a taxa de juros em 1 pp, então temos que escolher um  $z_{t,t}$

sujeito a matriz de locomoção das variáveis  $M$  e a matriz de decisão  $F$ , que faz a taxa de juros subir 1,0 pp. Aplicamos esse choque e recolhemos a reação das variáveis em  $t + \tau$ . No período seguinte, os agentes irão reagir, esperando a reação da autoridade monetária e de todas outras variáveis econômicas. No entanto, temos que escolher um outro choque na curva de reação, que faça a taxa de juros ficar no mesmo patamar do período anterior, mesmo que os agentes esperassem que a taxa começasse a cair para suavizar a queda no produto e na inflação. No período seguinte, novamente escolhemos um choque que manterá a taxa de juros no mesmo nível, mesmo que a taxa de inflação e produto já estejam abaixo do nível de estado estacionário. Dessa forma, vamos dando choques e recolhendo os resultados, até repetirmos a mesma trajetória do sistema não antecipado. Matematicamente, escolheremos o  $\tilde{\eta}_{t,t}$  que torna a taxa de juros no patamar  $\bar{i}_{t,t}$ , conforme a equação:

$$F_i \begin{bmatrix} X_{t,t} \\ \tilde{\eta}_{t,t} \end{bmatrix} = \bar{i}_{t,t}. \quad (13)$$

Assim, após conhecermos  $\tilde{\eta}_{t,t}$ , as variáveis *Forward Looking* serão determinadas da seguinte forma:

$$x_{t,t} = F_x \begin{bmatrix} X_{t,t} \\ \tilde{\eta}_{t,t} \end{bmatrix}. \quad (14)$$

Através  $\tilde{\eta}_{t,t}$ , de maneira sequencial, começando por  $\tau = 1$  indo até  $\tau = T$ , as projeções das variáveis predeterminadas são encontradas através de

$$\begin{bmatrix} X_{t+\tau,t} \\ 0 \end{bmatrix} = M \begin{bmatrix} X_{t+\tau-1,t} \\ \tilde{\eta}_{t+\tau-1,t} \end{bmatrix}. \quad (15)$$

Posteriormente, escolhemos  $\tilde{\eta}_{t+\tau,t}$  que irá satisfazer

$$F_i \begin{bmatrix} X_{t+\tau,t} \\ \tilde{\eta}_{t+\tau,t} \end{bmatrix} = \bar{i}_{t+\tau,t}, \quad (16)$$

De posse de  $\tilde{\eta}_{t+\tau,t}$ , conseguimos determinar as variáveis *Forward Looking*,

$$x_{t+\tau,t} = F_x \begin{bmatrix} X_{t+\tau,t} \\ \tilde{\eta}_{t+\tau,t} \end{bmatrix}. \quad (17)$$

## 2.2 Modelos

O modelo macroeconômico empregado foi um modelo DSGE de economia aberta, estimado por métodos bayesianos, baseado em uma pequena economia aberta de Galí e Monacelli (2005), incluindo rigidez específica nos preços dos importados,<sup>12</sup> elementos *Backward Looking* na dinâmica inflacionária e assumindo a possibilidade de um hiato temporário na Lei de Preço Único (LPU).

A adoção de métodos de estimação bayesiana ocorre por permitir que os pesquisadores consigam estimar um número grande de parâmetros, para um determinado tamanho de amostra, e possam se valer do conhecimento da teoria econômica para chegar a modelos cada vez mais fiéis à realidade. Como mostra Lindé (2005), mesmo se tratando de pequenos

<sup>12</sup>Nesse caso a rigidez de preços importados é diferente dos preços internos.

modelos, com três equações apenas, os métodos de estimação baseado em frequência necessitam de uma amostra grande para atingir níveis de significância estatística razoáveis. O estudo mostra que o tradicional GMM pode apresentar grande viés em amostra de tamanho igual a 150, o que é uma quantidade grande para maior parte das economias do planeta, com a exceção de alguns países, como os EUA, que se pode valer de mais de 40 anos de dados temporais. Mesmo possuindo institutos que façam as coletas de dados por muitos anos, trocas metodológicas frequentes, como é o caso da Taxa de Desemprego no Brasil, tornam as séries curtas e de difícil manejo. Ainda, quebras estruturais, como a grande moderação nos EUA, ou mesmo a adoção de regime de metas de inflação ou de câmbio fixo, criam complicações adicionais à abordagem por método frequentista. Em modelos VAR para uma economia pequena e aberta, [Del Negro e Schorfheide \(2008\)](#) comentam que “Four lags (VAR) are fairly standart in applications with 20 or 40 years of quarterly data.” No entanto, os métodos bayesianos têm como característica utilizar informações e crenças dos pesquisadores, o que cria condições para se estimar um número grande de parâmetros, mesmo com amostras pequenas.

Desse modo, muitos bancos centrais tomam decisões (ou já tomaram) em cima de seus modelos DSGEs como COMPASS de Bank of England, o RAMSES do Riksbank, o NEMO do Norges Bank, ToTEM do Bank of Canada, NAWN do Banco Central Europeu, MAS do Banco Central de Chile e outros. Nos EUA, os FEDs regionais têm vários modelos DSGEs, como o FRGNY e o The Chicago Fed DGSE.

No Brasil, nos últimos anos, diversos estudos vêm empregando modelos DSGE com métodos bayesianos para diversas finalidades macroeconômicas, como é o caso de [Sin e Gaglianone \(2010\)](#), [Silveira \(2008\)](#), [Nunes e Portugal \(2009\)](#), [Furlani, Portugal, e Laurini \(2010\)](#), [Santos \(2012\)](#), [Carvalho e Valli \(2011\)](#), [Vasconcelos e Divino \(2012\)](#), [Carvalho, Castro, e Costa \(2013\)](#), [Aerosa e Coelho \(2013\)](#) e outros. Além desses, o Banco Central do Brasil vem também empregando em suas análises o modelo SAMBA, que é próprio para economia brasileira, demonstrado a importância desse método na análise macroeconômica brasileira.

Para atingir nosso objetivo de verificar os efeitos do FG na economia, um modelo DSGE parece ser a escolha mais adequada, uma vez que podemos verificar o funcionamento da economia através de um modelo menos sujeito ao “viés empírico”. O período em que normalmente são estimados os modelos para o Brasil é no regime de metas de inflação, momento que ocorreu uma série de mudanças na economia brasileira, podendo alterar as estimativas das elasticidades bruscamente. A taxa de desemprego brasileira caiu de forma monotônica, a meta de inflação foi alterada algumas vezes, a relação crédito/PIB saiu de 18% para mais de 50%, vimos nos últimos anos uma série de intervenções diretas nos preços, o crédito subsidiado voltou a crescer intensamente e, por fim, a política fiscal, na maioria dos anos, foi expansionista. Esses fatores fazem criar uma persistência maior na demanda e são difíceis de serem completamente excluídos dos dados quando são utilizados outros modelos. A possibilidade de usar métodos que buscam estimar os parâmetros estruturais adicionados de informações da teoria macroeconômica pode tornar a tarefa de encontrar as elasticidades “verdadeiras” mais fácil e mais adequada.

### 2.2.1 Pequena economia aberta DSGE

Essa subseção busca apresentar o modelo DSGE utilizado para implementação de choques antecipados e os choques não antecipados. Para tanto, teremos três repartições, sendo a primeira destinada a apresentação do modelo DSGE de uma Pequena Economia Aberta,

a segunda para a estimação do modelo e a terceira para as funções de impulso e resposta. O modelo DSGE é baseado em Galí e Monacelli (2005), que representa uma economia pequena e aberta e possui as premissas convencionais Novo-Keynesianas, mas com duas características adicionais. A primeira, que já possui estimativas para economia brasileira, é a imposição de um parâmetro de indexação de preços, que torna a inflação ainda mais persistente, tornando a curva de Philips Novo Keynesiana *Forward Looking*, presente em Galí e Monacelli (2005), em uma curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida.<sup>13</sup> A outra característica, que é nova na literatura para a economia brasileira, desenvolvida por Liu (2006) para Nova Zelândia, é separar a dinâmica de preços internos dos preços externos da economia, supondo que a rigidez de preços seja diferente em cada tipo de firma. No modelo original de Galí e Monacelli (2005), a rigidez de preços externa se dá pela Curva de Philips das economias estrangeiras. Contudo, a ideia inserida por Liu (2006) mostra que na distribuição de mercadorias poderia haver ineficiências e uma estrutura monopolista, justificando parte de a passagem de preços externas para os preços internos ocorrer de forma lenta e diferente da propagação normal de choques inflacionários. Alguns trabalhos, como o apresentado no Relatório Trimestral de Inflação, do BCB, de junho de 2012, apresentam que uma desvalorização na taxa câmbio de 10% atinge seu efeito máximo na economia em 5 trimestres e desaparece da economia apenas 9 trimestres depois. Ainda temos o caso de empresas monopolistas, como a Petrobrás, que demoram para repassar o preço externo de Gasolina, Diesel e Gás de Cozinha, que seria uma situação bem próxima da que nos referíamos nas razões para usar o modelo com essa característica.<sup>14</sup> No entanto, não sabemos se o parâmetro de rigidez médio das empresas importadoras é superior ao parâmetro de rigidez de preços internos. A nossa *priori*, ao escolher o modelo, é que são diferentes.<sup>15</sup> Abaixo, as equações finais do modelo log linearizado:

$$\psi_t = -[q_t + (1 - \alpha)s_t], \quad (18)$$

$$\Delta s_t = \pi_{F,t} - \pi_{H,t} + v_t^s, \quad (19)$$

$$\pi_{H,t} = \beta\theta_H(1 - \theta_H)E_t\pi_{H,t+1} + \theta_H\pi_{H,t-1} + \frac{(1 - \beta\theta_H)(1 - \theta_H)}{\theta_H}mc_t + \varepsilon_t^H, \quad (20)$$

$$\pi_{F,t} = \beta\theta_F(1 - \theta_F)E_t\pi_{F,t+1} + \theta_F\pi_{F,t-1} + \frac{(1 - \beta\theta_F)(1 - \theta_F)}{\theta_F}\psi_t + \varepsilon_t^F, \quad (21)$$

$$\pi_t = (1 - \alpha)\pi_H + \alpha\pi_F \quad (22)$$

$$mc_t = \frac{\sigma}{1 - h}(c_t - hc_{t-1}) + \varphi y_t + \alpha s_t - (1 + \varphi)a_t, \quad (23)$$

$$c_t - hc_{t-1} = (y_t^* - hy_{t-1}^*)\frac{1 - h}{\sigma}q_t + \varepsilon_t^q, \quad (24)$$

<sup>13</sup>Em nosso caso, determinamos que o nível de indexação é proporcional à quantidade de firmas que não alteram o preço em cada período do tempo — parâmetro de rigidez de preços de Calvo.

<sup>14</sup>Na seção que trataremos da amostra escolhida, justificaremos os motivos que nos levaram a estimar até 2011. O comportamento da petroleira brasileira foi uma das razões onde não houve apenas “demora”, mas também, não houve o devido repasse de preço, com a empresas recebendo sistematicamente menos pelo combustível vendido internamente.

<sup>15</sup>Não apresentamos a derivação do modelo em função do limite máximo de páginas.

$$(c_t - hc_{t-1}) = E_t(c_{t+1} - hc_t) - \frac{1-h}{\sigma}(r_t - E_t\pi_{t+1}), \quad (25)$$

$$y_t = (1-\alpha)[\eta\alpha s_t + c_t] + \alpha[\eta(s_t + \psi_t) + y_t^*], \quad (26)$$

$$r_t = \rho_r r_{t-1} + (1-\rho_r)(\varphi_1\pi_t + \varphi_2 y_t) + \varepsilon_t^r, \quad (27)$$

$$a_t = \rho_a a_{t-1} + \varepsilon_t^a, \quad (28)$$

$$y^* = \rho_{y^*} y_{t-1}^* + \varepsilon_t^{y^*}, \quad (29)$$

$$v_t^s = \rho_s v_{t-1}^s + \varepsilon_t^s, \quad (30)$$

onde  $\psi_t$  é o hiato da lei do preço único,  $q_t$  é a taxa real de câmbio,<sup>16</sup>  $s_t$  é a competitividade ou os termos de troca da economia,  $\pi_{F,t}$  é a inflação de preços importados,  $\pi_{H,t}$  é a inflação de preços domésticos,  $\pi_t$  é a inflação total ao consumidor,  $mc_t$  é o custo marginal,  $c_t$  é o consumo,  $y_t$  é o produto,  $a_t$  é a produtividade da economia,  $r_t$  é a taxa de juros nominal doméstica,  $y_t^*$  é o produto do resto do mundo,  $v_t^s$  é o choque autocorrelacionado associado a dinâmica dos termos de troca,  $\varepsilon_t^H$  é o choque de oferta interna,  $\varepsilon_t^F$  é o choque de oferta externa,  $\varepsilon_t^q$  é o choque na taxa de câmbio ou no prêmio de risco,  $\varepsilon_t^r$  é o choque de taxa de juros,  $\varepsilon_t^a$  é o choque de produtividade,  $\varepsilon_t^s$  é o choque nos termos de troca corrente e  $\varepsilon_t^{y^*}$  é o choque no produto mundial. Ainda,  $\alpha$  é a participação de importados na economia local,  $\beta$  é o desconto intertemporal,  $\theta_H$  é o parâmetro de rigidez de calvo para a escolha de preços internos,  $\theta_F$  é o parâmetro de rigidez de calvo para a escolha de preços externos na economia,  $\sigma$  é o inverso da elasticidade de substituição intertemporal,  $\eta$  é a elasticidade substituição de produtos importados,  $h$  é a persistência no hábito de consumo,  $\varphi$  é o inverso da elasticidade intertemporal do trabalho,  $\varphi_1$  é a preferência da autoridade monetária por inflação,  $\varphi_2$  é a preferência da autoridade monetária pelo produto,  $\rho_r$  é o parâmetro de suavização da taxa de juros,  $\rho_a$  é o parâmetro de persistência no choque de produtividade,  $\rho_{y^*}$  é o parâmetro de persistência do  $y_t^*$ ,  $\rho_s$  é o parâmetro de persistência no choque na competitividade e  $E_t$  é o operador de expectativas.

**Dados, Estimação e Prioris** Para estimar o modelo, utilizamos sete variáveis observáveis: Taxa de Câmbio Real,  $q_t$ ; Termos de troca,  $s_t$ ; Inflação dos preços externos,  $\pi_{F,t}$ ; Inflação ao Consumidor,  $\pi_t$ ; Hiato do PIB doméstico,  $y_t$ ; taxa de juros nominal,  $r_t$ ; e, por fim, hiato do PIB estrangeiro,  $y_t^*$ . Para a inflação ao consumidor, foi feita a variação logarítmica trimestral do IPCA (IBGE), com ajuste sazonal pelo ARIMA-X12, descontado a média do processo. Para os preços externos, usamos a variação trimestral do deflator das importações dessazonalizadas divulgada pelo IBGE nas contas nacionais. Para  $s_t$ , construímos o logaritmo de um índice da razão dos preços externos dividida pelos preços não transacionáveis,<sup>17</sup> a fim de ficar mais próximo da definição empregada por Galí e Monacelli (2005). O hiato do

<sup>16</sup>Estabelecida como a relação de troca de moeda estrangeira por uma unidade de moeda nacional, ou seja, uma apreciação da moeda significa um aumento no número observado, por exemplo.

<sup>17</sup>Como a série divulgada pelo BCB de preços transacionáveis e não transacionáveis exclui os preços administrados pelo governo, optamos por construir uma série adicionando aos produtos transacionáveis: Produtos farmacêuticos, Óleo Diesel, Gás Veicular, Gasolina, Gás encanado e Botijão de Gás. Os demais itens administrados, em nosso entendimento, são não-transacionáveis. Assim, por exclusão em relação ao IPCA cheio, derivamos os não transacionáveis.

produto da economia doméstica foi realizado retirando a tendência através do Filtro HP da série do logaritmo natural do PIB trimestral, divulgado pelo IBGE sem efeito sazonal. Para taxa de juros da economia, empregamos o Swap Pré  $\times$  Di de 90 dias, divulgado pela BM&F, a média de inflação do período e taxa de juros real de longo prazo. A taxa de juros de longo prazo foi construída através do Filtro HP da taxa real de juros. Para  $q_t$ , empregamos o logaritmo natural do inverso da taxa de câmbio efetiva real de 15 países, divulgada pelo BCB. Como a taxa de câmbio costuma ser bastante errática, empregamos um média móvel de quatro períodos para melhorasse o nível de explicação do modelo. Para atividade econômica externa, criamos um PIB mundial efetivo para o Brasil, construído a partir da média ponderada da taxa de crescimento do PIB dos 15 maiores destinos das exportações brasileiras. Os pesos empregados na média foram obtidos através da participação de cada país no volume total de exportações brasileiras.

A nossa amostra é trimestral e inicia em março de 2000, excluindo o período de câmbio fixo na economia brasileira, pós Plano Real, e os primeiros trimestres do regime de metas de inflação, por se tratar de um período ainda de incerteza e de forte mudança na economia. Além disso, nossa amostra termina em dezembro de 2011. A escolha por terminar em dezembro de 2011 está atrelada ao fato do governo passar a alterar as regras de controles de capitais de forma mais contundente, com a inserção de IOF, que vai de encontro com as hipóteses exploradas no setor externo do modelo aqui empregado. Além disso, houve interferência direta nos preços ao consumidor (principalmente combustíveis e energia), dificultando a captação precisa da relação entre variáveis pelos modelos econométricos. Adicionalmente, medidas de estímulo econômico foram realizadas, com redução de impostos sobre bens, tornando a inflação sistematicamente mais baixa no período, mesmo com taxas de desemprego decrescentes e reajustes salariais cada vez maiores. Por fim, como usamos Filtro HP, seria adequado cortar as pontas para evitar o problema de intensificação das últimas amostras (das primeiras também) sobre a tendência.<sup>18</sup> Nesse sentido, optamos por retirar o período de 2012–2014 por acreditar que o ganho que teríamos com esse período amostral adicional é questionável, podendo não nos ajudar na procura dos parâmetros estruturais da economia.

Para encontrarmos os parâmetros  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\theta^H$ ,  $\theta^F$ ,  $\sigma$ ,  $h$ ,  $\varphi$ ,  $\eta$ ,  $\rho_r$ ,  $\varphi_1$ ,  $\varphi_2$ ,  $\rho_a$ ,  $\rho_{y^*}$  e  $\rho_s$  optamos por seguir Silveira (2008), que calibrou  $\alpha$  e  $\beta$ , deixando os demais para serem estimados por métodos bayesianos. Como  $\alpha$  é a participação da importação na economia, utilizamos a média do período amostrado da relação importações/PIB, do Sistema de Contas Nacionais do IBGE, que é 0,1350. No caso do  $\beta$ , empregamos 0,985, que é o mesmo de Vasconcelos e Divino (2012) e que é muito próximo do modelo SAMBA, de Carvalho e Valli (2011), de Sin e Gaglianone (2010) e outros. Para estimar os demais parâmetros usamos o pacote Dynare<sup>19</sup>, por métodos bayesianos. Para obter a distribuição *posteriori* empregaremos o algoritmo de amostragem de Metropolis–Hastings Random Walk, aplicando 5 cadeias paralelas de MCMC com 5 milhões de replicações com escolha do fator de escala para que a razão de aceitação ficasse entre 25 e 33%. O resultado do teste de Brooks–Gelman,<sup>20</sup> para os três primeiros momentos da distribuição, apresentou convergência do algoritmo

<sup>18</sup>No caso desse efeito sobre o início da amostra não foi um problema para o PIB doméstico e estrangeiro, porque começamos a amostra em 2000 e as séries filtradas começavam em 1996. Para taxa de juros começamos com a amostra em setembro de 1999, o que nos permitiu retirarmos apenas dois períodos.

<sup>19</sup><http://www.dynare.org/>

<sup>20</sup>Para maiores detalhes ver Brooks e Gelman (1998).

de Metropolis–Hastings depois de 4 milhões replicações.<sup>21</sup> As *prioris* foram definidas de acordo com os valores que têm sido encontrados pelos estudos econômicos, para facilitar a convergência do algoritmo. Para  $\theta^H$ ,  $\sigma$ ,  $h$  partimos dos valores do modelo SAMBA, definimos a *priori* da média em 0,74 para  $\theta^H$  e em 0,74 para  $h$ , sendo em ambos uma distribuição de beta, para que sejam limitados entre zero e um, com desvio de 0,15. Já o parâmetro  $\sigma$  possui mediana de 1,30, com desvio de 0,15. Contudo, durante a estimação, vimos que o parâmetro de persistência do hábito de consumo acabava ficando mais de dois desvios abaixo da *priori* na estimação, o que poderia sinalizar que parâmetro tenderia a valores ainda mais baixos se estivesse livre. Como sabemos que na literatura existem muitos estudos que trazem valores bastante diferentes a este parâmetro, colocamos a *priori* a 0,60, que é próxima ao resultado de outros estudos e um desvio maior, 0,25. Dessa forma, caímos na mesma *posteriori*, não afetando o resultado. Da mesma maneira, agimos com o parâmetro  $\eta$ , que representa a elasticidade substituição preço da mercadoria local pela mercadoria importada, apresentava nas primeiras estimações mais de três desvios na *priori*. Nesse caso, decidimos recuar de 1,0 para 0,50, dado que temos pouca informação sobre esse parâmetro, e elevar o desvio para 0,25, de tal forma que com dois desvios fosse possível atingir tanto 1,0 quanto 0,0. Já adiantando o resultado desse parâmetro, ele apresentou 0,12, informando que a capacidade de substituição de produtos importados é bastante baixa. Apesar do resultado não esperado, podemos entender que isso ocorre porque nossa economia é bastante fechada e importamos em larga escala apenas produtos para os quais não existe substituição local. Adicionalmente, lembramos que são modelos de *business cycle*, logo esses parâmetros referem-se em situações de curto prazo, o que impossibilita a economia criar estrutura e investimentos para poder substituir essas mercadorias.<sup>22</sup> Para  $\theta^F$  temos poucas evidências, pois esses parâmetros não são comumente empregados. Nesse caso, usamos *prioris* utilizadas em outras economias com os desvios um pouco mais abertos (0,25). A distribuição de  $\theta^F$  possui a distribuição beta, pela mesma razão de  $\theta^H$ . O inverso da elasticidade trabalho,  $\varphi$ , é comumente calibrado com o valor unitário, como em Furlani et al. (2010). Nesse caso, partimos do valor unitário para estimação, pois existem alguns trabalhos que estimam que geram resultados bem diferentes, contudo, durante a estimação percebemos que o parâmetro não se movimentava muito, ficando idêntico, praticamente, à *priori*. Nesse caso, segundo Canova (2007), temos que tentar modificar a *priori* para que consigamos estimar o parâmetro. Da mesma forma, reduzimos a *priori* para 0,75 e escolhemos um desvio maior de 0,25. Nos parâmetros da curva de reação largamos da condição de que na economia brasileira a autoridade reage ao desvio da inflação com 1,50 e do produto com 0,50, sujeito a um parâmetro de suavização (0,75), todos com desvios 0,15. Os parâmetros  $\rho_\alpha$ ,  $\rho_{y^*}$  e  $\rho_s$  saem com 0,75 de *priori*, com desvios de 0,15. Os choques, seguindo a literatura, deixamos com média da *priori* igual 2, tendo variância infinita em

---

<sup>21</sup>O Teste de Convergência do modelo está no Apêndice.

<sup>22</sup>Buscamos estimar esse parâmetro com uma função gama, conforme o modelo teórico, mas o parâmetro deslocava-se para níveis muito próximos de 0,15. Do ponto de vista de estimação, esse parâmetro está presente na equação de determinação do  $y_t$  e captura os efeitos positivos da desvalorização cambial sobre atividade interna. No entanto, o Brasil tem mostrado que seus ciclos recessivos têm sido acompanhados de desvalorizações e seus ciclos de expansão de valorizações. Uma explicação para isso é justamente a incapacidade de substituir produtos importados, que pode gerar um choque de oferta grande em toda economia. Se fosse muito elástico haveria uma substituição grande e, por consequência, uma ampliação do crescimento pelo setor externo.

uma distribuição gama inversa. A [Tabela 1](#) traz as empregadas *prioris* e *posterioris* estimadas e, em anexo, os gráficos dos mesmos.

De forma geral, os parâmetros encontrados, como vemos na [Tabela 1](#), trazem resultado comuns à literatura. Faremos alguns comentários sobre eles. Começando com o parâmetro de rigidez de preços internos e externos, podemos ver que o valor encontrado dos preços domésticos (0,785) é maior que os dos preços externos (0,520), isso significa que um choque ocasionado no mercado interno demorará mais para se dissipar do que aqueles causados por razões externas. Sobre o valor encontrado, vemos que o parâmetro dos preços domésticos está em linha com o que é encontrado na economia brasileira, com a exceção de [Sin e Gaglianone \(2010\)](#), que encontrou um resultado menor: 0,48. Já o parâmetro correspondente ao inverso da substituição intertemporal do consumo assumiu valor 1,11, o qual está ligeiramente abaixo do SAMBA e próximo de [Sin e Gaglianone \(2010\)](#): 1,06 e de [Vasconcelos e Divino \(2012\)](#): 1,14. O parâmetro de persistência do hábito de consumo ficou com 0,467, um pouco mais baixo do que é encontrado na literatura (0,60), mas próximo do resultado de [Sin e Gaglianone \(2010\)](#): 0,51 e de [Vasconcelos e Divino \(2012\)](#): 0,57. O parâmetro  $\varphi$  mostra o valor de 0,74, que está abaixo do valor calibrado, mas próximo à [Silveira \(2008\)](#): 0,77. Já a regra de política monetária ficou bem próximo da literatura. Abaixo veremos as implicações desses parâmetros.

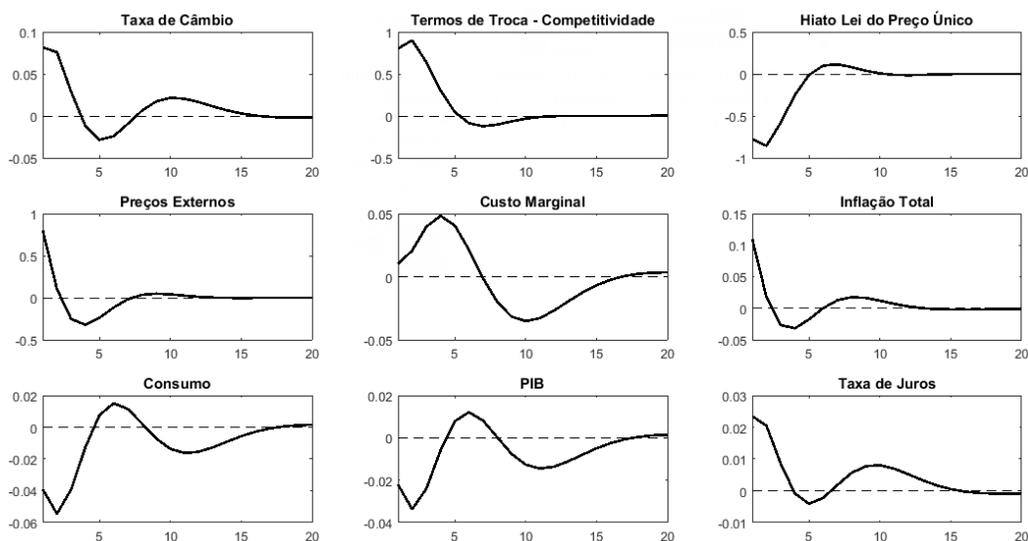
**Tabela 1.** *Prioris e Posterioris* do modelo

Parâmetro	<i>Priori</i> da média	Média da <i>Posteriori</i>	Intervalo à 90%		<i>Priori</i> da Distribuição	<i>Priori</i> do Desv. Padrão
$\theta_H$	0,7400	0,7852	0,7284	0,8429	Beta	0,1500
$\theta_F$	0,5000	0,5818	0,5072	0,6567	Beta	0,2500
$\sigma$	1,3000	1,1145	0,8562	1,3715	Normal	0,1500
$h$	0,6000	0,4674	0,3383	0,5973	Beta	0,1500
$\varphi$	0,7500	0,7418	0,3494	1,1293	Gama	0,2500
$\eta$	0,5000	0,1201	0,0340	0,2044	Gama	0,2500
$\rho_r$	0,7500	0,8264	0,7725	0,8815	Beta	0,1500
$\phi_1$	1,5000	1,3361	1,1321	1,5337	Gama	0,1500
$\phi_2$	0,5000	0,5200	0,3214	0,7145	Gama	0,1500
$\rho_\alpha$	0,7500	0,9601	0,9250	0,9961	Beta	0,1500
$\rho_{y^*}$	0,7500	0,7011	0,5488	0,8551	Beta	0,1500
$\rho_s$	0,7500	0,4778	0,2670	0,6864	Beta	0,1500

### 2.2.2 Função de Impulso e Resposta

Todas as funções de impulso e reposta respeitam as relações esperadas nas economias Novo-Keynesianas com rigidez de preços, como podemos ver nos gráficos abaixo. Comentaremos apenas os choques nas variáveis externas e na taxa de juros, que são as mais relevantes para o nosso estudo.

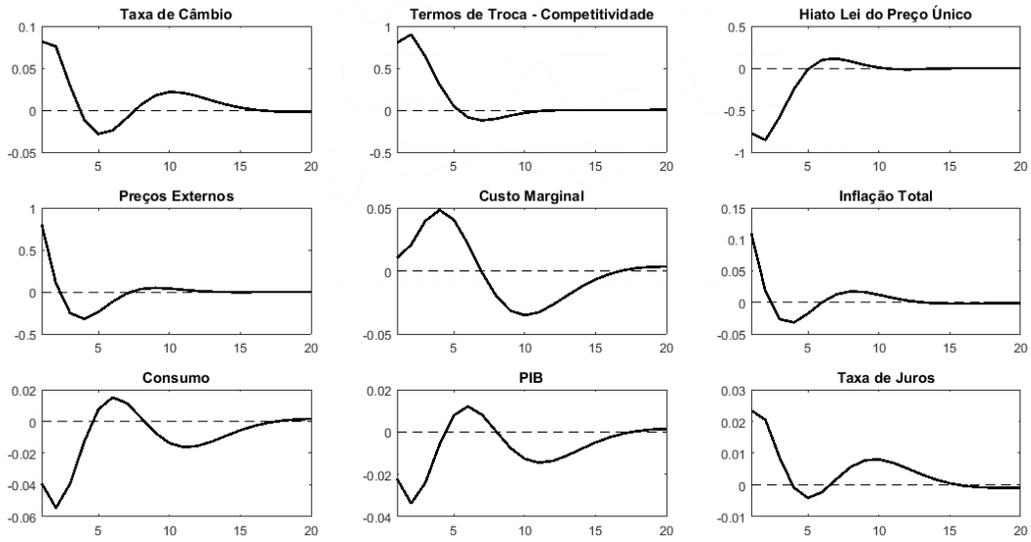
Na [Figura 1](#), podemos ver um choque de aproximadamente 0,075 pp de desvio do estado estacionário da inflação externa. Devido à baixa participação de importados na economia nacional, o índice de inflação total aumenta aproximadamente 0,1 pp, o que, mesmo assim, força a autoridade monetária a reagir. Com isso, o consumo interno cai e há uma apreciação cambial, que derrubam o custo-marginal. Logo, a competitividade sobe (preços externos maiores do que preços internos). Dessa forma, o produto acaba caindo menos que o consumo interno. Devido a ação imediata da autoridade monetária e a absorção rápida do choque externo (4 trimestres), no segundo trimestre a economia já começa a reverter os efeitos, através da reação da taxa de câmbio e o ganho de competitividade.



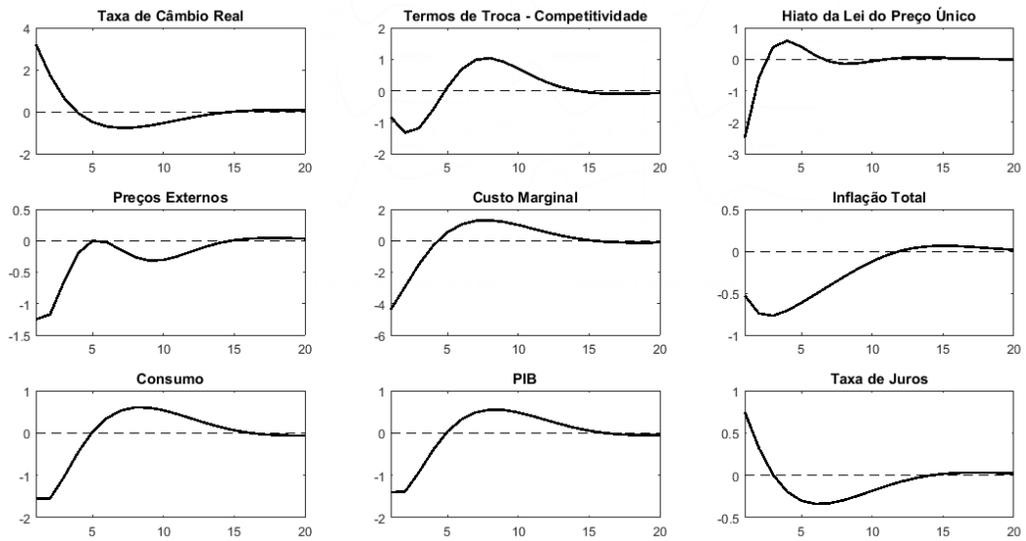
**Figura 1.** Choque de um desvio padrão na inflação externa.

Quando comparamos com a situação do choque na inflação doméstica ([Figura 2](#)), vemos que a mesma se dissipa de forma mais lenta, já que a rigidez é maior. Nessa situação, um choque inflacionário faz a autoridade monetária reagir, o que reduz o consumo e aprecia a taxa de câmbio. Além disso, a competitividade da economia cai bastante, devido ao aumento de preços (choque de oferta) combinado com a apreciação cambial. No entanto, devido a perda de competitividade há uma migração do produto nacional para o produto externo, o que implica em uma elevação da inflação dos importados até o efeito da apreciação cambial se sobrepõe e ajudar a dissipar o choque de oferta interno.

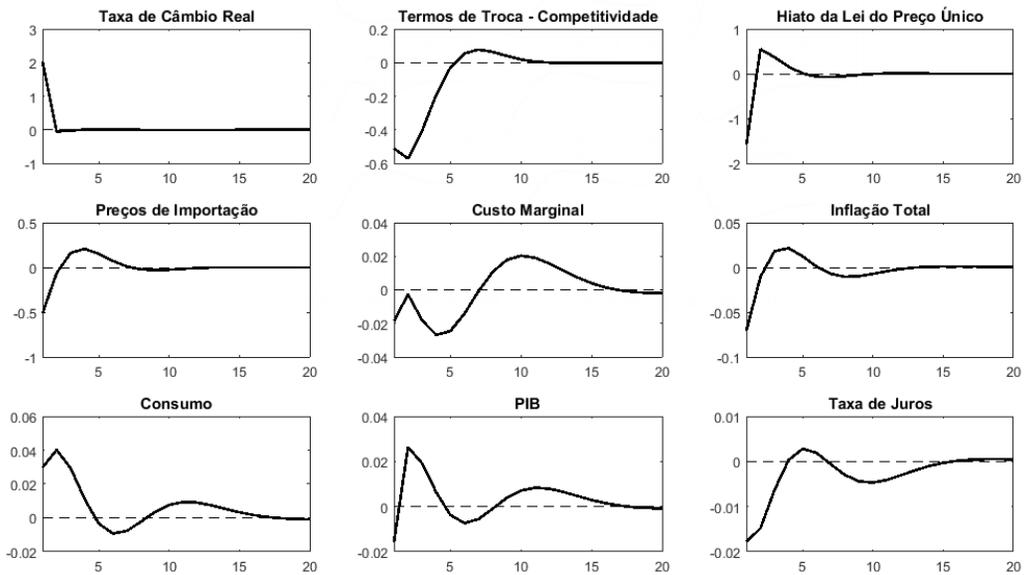
Na [Figura 3](#), para um choque na Taxa de Juros de aproximadamente 0,75 (ou 2,8% a.a.), observamos que o consumo doméstico se arrefece, o que valoriza a taxa de câmbio, reduz os preços externos e a competitividade da economia, tendo como consequência a diminuição do custo marginal e da inflação total. A inflação total cai aproximadamente 0,5% ao trimestre (2,0% a.a.) no primeiro trimestre e depois acaba ampliando o impacto nos três trimestres posteriores, ficando próximo a 0,75% (ou 3,0%). Já o produto doméstico, desvia no primeiro momento 1,0% do estado estacionário, logo no primeiro trimestre. Ao comparar com a literatura vemos que nossos resultados estão em linha em termos de movimento, especialmente quando comparamos aos modelos de [Silveira \(2008\)](#) e [Furlani et al. \(2010\)](#), que também se baseiam em [Galí e Monacelli \(2005\)](#). Nas figuras 4 e 5 vemos o comportamento de outros choques no modelo.



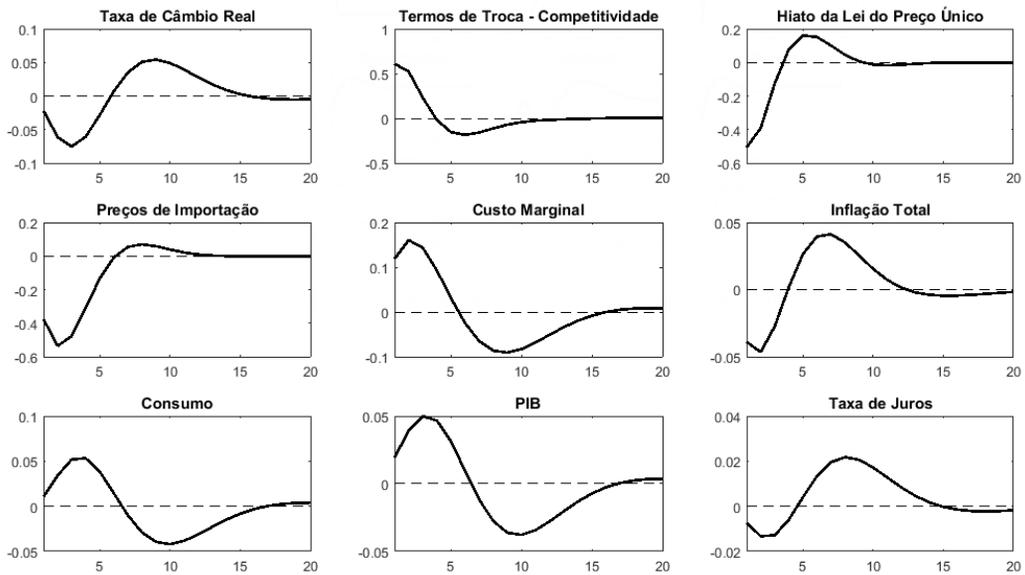
**Figura 2.** Choque de um desvio padrão na Inflação Doméstica.



**Figura 3.** Choque de um desvio padrão na Taxa de Juros.



**Figura 4.** Choque de um desvio padrão na Taxa de Câmbio Real.

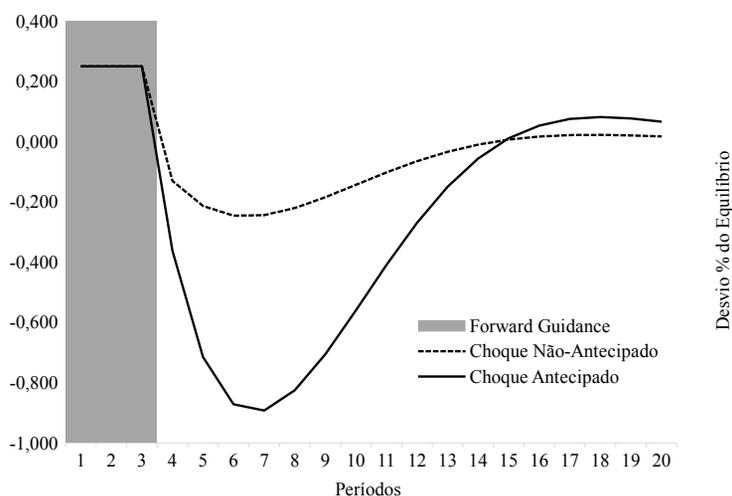


**Figura 5.** Choque de um desvio padrão na Competitividade.

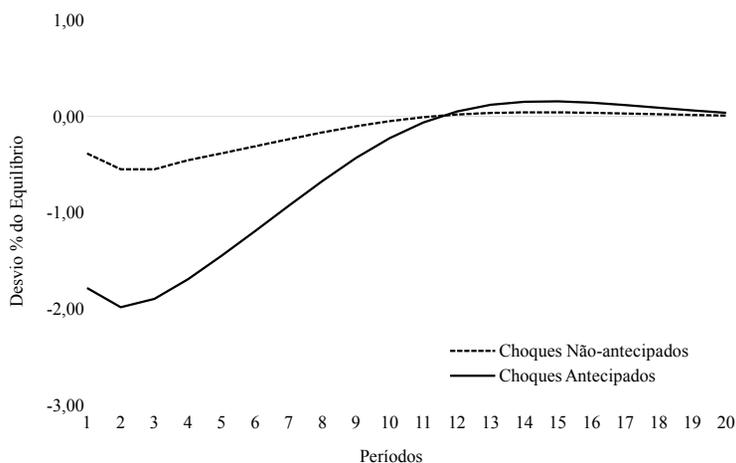
### 3. Resultados

Como podemos ver na [Figura 6](#), a trajetória imposta nos três primeiros trimestres é exatamente a mesma em cada um dos cenários. No entanto, no Choque Não-Antecipado, [Leeper e Zha \(2003\)](#), a autoridade anuncia seu caminho fora da curva de reação e os agentes privados não acreditam nesse desvio por três períodos. Com isso, em cada período, os agentes reagem esperando que a partir do trimestre seguinte tudo volte ao normal. Já no caso do Choque Antecipado, [Laséen e Svensson \(2011\)](#), os agentes acreditam que a taxa de juros estará anormalmente alta durante três períodos, independente, do estado da economia. Nesse caso, o consumo cai rapidamente, dado que as famílias preferem aproveitar para consumir depois e poupar no presente. Além disso, a taxa de câmbio se aprecia durante todo o período, reagindo a mudança brusca no consumo. Esse processo se intensifica, porque com a certeza de que a taxa de juros ficará alta o consumo e a inflação caem, sem expectativa de reversão imediata, por consequência, a taxa real de juros fica ainda maior. Os agentes sendo *Forward Looking* observam esse processo e reduzem ainda mais seu consumo e acabam ampliando a queda no produto e na inflação. Depois que passa o período da restrição, em ambas as situações, a autoridade volta ao seu comportamento histórico. Todavia, a resposta do choque antecipado é maior, porque a situação da economia é bem pior, necessitando, portanto, de um relaxamento monetário adicional.

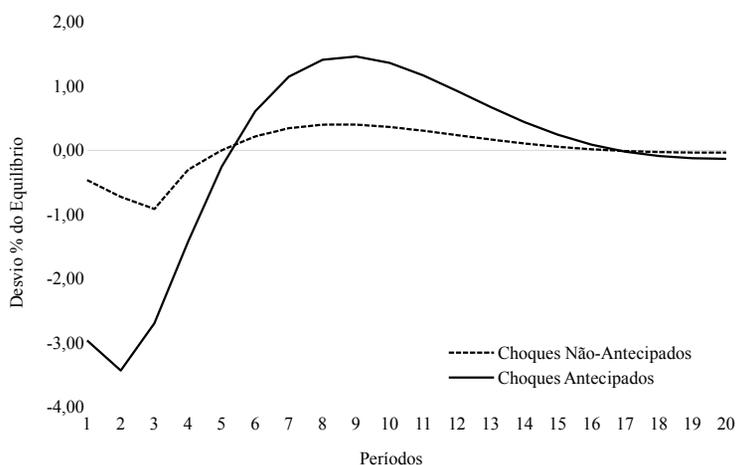
Quando observamos as figuras 6, 7 e 8 vemos que caso a autoridade monetária consiga fazer os agentes acreditarem que a taxa de juros ficará temporariamente acima do nível de longo prazo em 1,0% a.a., ela cria, já no primeiro trimestre, um desvio na inflação superior a 1,5% e um desvio no produto superior a 3,0%. Quando comparamos com a situação em que os agentes não acreditam no Banco Central ou imaginam que o desvio do nível de longo prazo é somente no trimestre corrente e, a partir do próximo, ele voltará ao seu comportamento padrão vemos que a mesma trajetória da taxa de juros cria um desvio de 0,4pp na inflação e de 0,5pp na atividade, como evidenciado nos gráficos supracitados. Dessa forma, podemos perceber que o efeito sobre a atividade econômica do choque antecipado é 5 vezes superior ao caso do choque não antecipado. Já na inflação, podemos ver que o impacto da ação com credibilidade é 3 vezes maior do que no caso sem credibilidade.



**Figura 6.** Trajetória da taxa de juros (% a.a.).



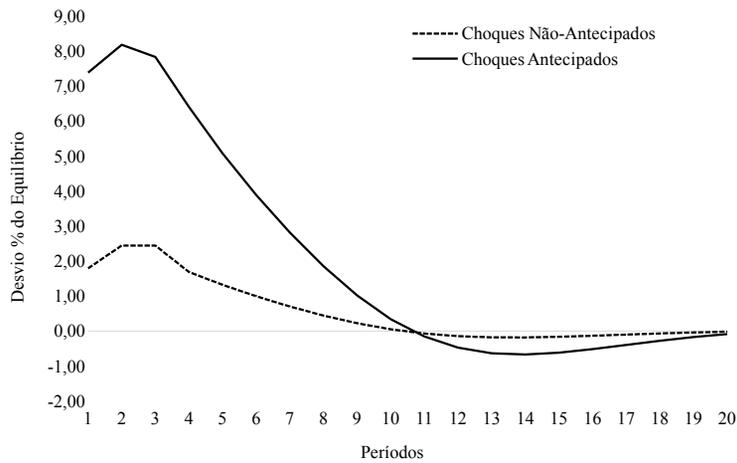
**Figura 7.** Resposta da inflação aos choques monetários.



**Figura 8.** Resposta do Produto aos choques monetários.

Esse processo ocorre porque os agentes, ao saberem da nova trajetória da taxa de juros, acabam reduzindo o consumo, pois a taxa de juros prevista (que ocorrerá) acumulada nos próximos três trimestres é bem mais alta do que no acaso de um choque em que a taxa de juros nominal sobe e em seguida se deslocará na direção do SS, [Figura 9](#). Assim, os benefícios de poupar e deixar de consumir são maiores já no período  $t$  do que a situação não antecipada, o que aumenta a apreciação da taxa de câmbio, a redução do custo marginal e da competitividade da economia. A inflação é impactada “novamente” e a taxa real acumulada nos três trimestres da economia fica maior, crescendo ainda mais os benefícios da poupança e o encarecimento do consumo. De outra forma, podemos verificar com o experimento que a trajetória esperada é muito importante na determinação do consumo no período corrente, pois dados os parâmetros estruturais, a expectativa de que a taxa de juros nominal ficaria fora do estado estacionário em um patamar predeterminado amplia substancialmente o efeito sobre a inflação e sobre o produto quando comparado a uma trajetória esperada de acordo com a reação histórica da autoridade monetária.

A partir do nosso experimento, os resultados trazem duas implicações sobre a condução da política monetária no Brasil. A primeira diz respeito ao efeito da comunicação da



**Figura 9.** Trajetória da Taxa de Juros Reais.

autoridade monetária brasileira sobre a economia. A boa comunicação poderia acelerar e ampliar o efeito dos juros, caso a autoridade informasse as suas projeções de taxa de juros, como demonstra o Norges Bank e o Risksbank, por exemplo, pois esse procedimento reduziria a incerteza sobre a trajetória da taxa de juros. Além disso, essa maneira de se comunicar evita jogos de palavras-código, como por exemplo: o “vigilante”, do ex-presidente Jean-Claude Trichet, do Banco Central Europeu, que sofrer uma interpretação errada e alterar os efeitos da política monetária em um sentido não desejado. A comunicação verbal é algo abstrato e pode causar interpretações distintas, ao passo que a trajetória de taxa de juros é mais clara e direta, reduzindo a incerteza. Uma vez visto que a trajetória causa grande efeito, não poderia ser algo secundário na condução da taxa de juros, já que erros de interpretação poderiam causar grandes impactos na economia real. Sobre as tentativas do BCB de alterar a trajetória da taxa de juros esperada na gestão Tombini (2011–2013), como indicado em Ramos e Portugal (2014), as tentativas da autoridade monetária, em média, não conseguiam alterar a percepção dos agentes sem usar efetivamente a taxa de juros. No entanto, caso tivesse conseguido, como o ocorrido na gestão Meirelles, os impactos seriam grandes sobre a economia, como aponta nosso estudo.

A segunda implicação, diz respeito às políticas macroeconômicas de estabilização no Brasil. Em uma situação na qual a autoridade monetária quer diminuir a meta de inflação implícita da economia, ou mesmo a formal, é fundamental os agentes entenderem que a autoridade mudou seu comportamento, para que a política monetária ganhe força e possa cumprir mais rapidamente seu processo de ajuste. Observe que a situação simulada de um choque não antecipado pode ser vista como a situação na qual a autoridade quer reduzir a meta de inflação implícita e vai elevando a taxa de juros, mas os agentes sistematicamente acreditam que seu ciclo de aperto monetário está no fim. Isso ocorrer porque os agentes privados supõem que a autoridade monetária deseja uma meta maior de inflação do que a oficialmente aponta, o que demandaria uma quantidade de juros menor. No entanto, se a autoridade não reverter essa expectativa, a partir do nosso estudo, o poder da política monetária se reduz, em comparação com a situação em que o processo de estabilização se dá com máxima credibilidade. No caso em que há um presidente com credibilidade, a comunicação da nova meta inflacionária faz o mercado se ajustar rapidamente a curva de juros e o efeito da política monetária se aproximaria do caso dos choques antecipados. Dessa

forma, podemos afirmar, dado o tamanho do efeito encontrado na economia brasileira, que uma medida que consiga convencer rapidamente os agentes de que a autoridade deseja uma meta inflacionária menor é um passo fundamental para que a política monetária seja mais efetiva, reduzindo o aumento de juros necessário e acelerando o processo de ajuste na economia brasileira. Esse resultado vai ao encontro de outros trabalhos realizados para outras economias (Laséen & Svensson, 2011, Leeper & Zha, 2003, Woodford, 2005 e outros).

### 3.1 Comparação do resultado com a literatura

O resultado constatado pelo presente estudo é similar aos encontrados na literatura. Ao compararmos com o trabalho de Laséen e Svensson (2011), que emprega o mesmo método, podemos perceber que o efeito do *Forward Guidance* amplifica o poder da política monetária substancialmente. Em seus modelos empíricos para Suécia — usando o DSGE Ramses — é possível verificar que para um desvio na regra de política monetária de 0 a 3 trimestres (de apenas 0,25 pp), eleva-se o impacto sobre a inflação no trimestre do anúncio de 0,14 para aproximadamente 0,45, aumentando o impacto em três vezes. Já a atividade, que se mostra mais rígida, com impacto de 0,05, aproximadamente, se desloca para 0,2, no caso com do choque antecipado, ou seja, quatro vezes o efeito. Em outros estudos, como Milani e Treadwell (2011), que também buscam mensurar o impacto da comunicação, mais uma vez o resultado encontrado vai no mesmo sentido, anúncios críveis causam efeitos reais na economia. O impacto estimado do choque antecipado em comparação com o não antecipado, é que o primeiro é mais de quatro vezes que o segundo, quando avaliado sobre o produto, e mais de cinco vezes, quando avaliado sobre a inflação. A grande diferença é que o autor usa a expressão “News” quando se trata de um choque antecipado e “Surprise” para o não antecipado. Campbell et al. (2012) e Blake (2012), que buscam estimar o impacto do *Forward Guidance*, mais uma vez, encontram impactos significativos na economia.

A principal crítica da metodologia empregada é de Del Negro et al. (2012), na qual defendem que a resposta da economia, na prática, não deve ser grande. Na avaliação dos autores, o impacto na curva de juros após o emprego de *Forward Guidance* não foi grande, demonstrando que os agentes de mercado, no caso dos EUA, não mudam “cegamente” sua visão dos juros futuros, o que tenderia a causar um impacto limitado. Nosso julgamento é de que é um estudo feito em cima de uma economia deprimida, com problemas de ancoragem de expectativas (fora da meta) e com a ação da autoridade limitada ao *Zero Lower Bound*. Nesse caso, há duas hipóteses de trabalho quebradas: a credibilidade perfeita, que não existe porque a inflação está fora da meta. Adicionalmente, dado que não é possível estimular mais a economia em função do *Zero Lower Bound*, a economia apresenta uma recuperação lenta e, portanto, muitos agentes já esperavam que a taxa de juros ficaria em zero por muito tempo, fazendo, por consequência, com que um anúncio de que as taxas de juros ficariam em zero por algum tempo, não geraria um grande desvio no valor esperado. Nesse caso, é natural que o desvio seja pequeno e o impacto econômico, por conseguinte, também seja. Caso o mercado estivesse precificando que os juros fosse subir para 2,00%, por exemplo, e o Fed anunciasse que colocaria em zero por muitos trimestres, certamente, haveria um grande desvio da taxa de juros, em relação a trajetória esperada, e isso criaria, em nossa avaliação, um impacto nas variáveis reais significativo.

A denominação “choque antecipado”, criada por Lars. O. Svensson, deriva do fato da autoridade fazer um anúncio crível, que crie desvios na taxa de juros nos períodos posteriores, assimilados pelos agentes no período corrente. No entanto, a denominação não foi a mais

apropriada, uma vez que na literatura já existem, há muitos anos (ver Barro, 1977, Grossman & Weiss, 1983, Cristiano & Eichenbaum, 1992, Cochrane, 1995 e outros), estudos que buscam encontrar a relação entre choques monetários previstos e não previstos pelos agentes e se os mesmos causam efeitos reais e permanentes na economia. Na maioria da literatura os resultados mostram que surpresas causadas pela autoridade em relação ao que era previsto criam efeitos significativos na economia no curto prazo, mas que são dissipados no longo prazo. Os modelos apresentados aqui possuem um *framework* mais avançando, em que os canais e mecanismos estão mais bem definidos e, portanto, conseguimos criar condições mais complexas. Apesar disso, entendemos que a resposta dos modelos com o método e Laséen e Svensson (2011) vai ao encontro da literatura, pois nesses modelos há uma única surpresa: o momento do anúncio de que a taxa de juros sairá do esperado por um número determinado de trimestres — ou da Regra de Taylor — e que as condições monetárias serão diferentes durante aquele período. Nesse caso, os agentes tenderão a fazer suas decisões de consumo e de investimento, sujeitos aquele caminho pré-determinado, criando efeitos reais na economia, ainda que temporários. Portanto, o resultado vai ao encontro dessa literatura, uma vez que há uma surpresa temporária nas condições monetárias.

No caso do Brasil, Pragidis, Gogas, e Tabak (2013), fazem um dos trabalhos mais notáveis nessa linha de pesquisa, por avaliarem não linearidades nos choques monetários previstos e não previstos. Nesse caso, os autores mostram que os choques não previstos teriam um impacto maior que os previstos. Novamente, o nosso resultado vai ao encontro da literatura, já que nossos dois choques são “surpresas” no momento do anúncio. Todavia, em um dos cenários os desvios corrente e futuro são assimilados pelos agentes privados e no outro caso, apenas o desvio corrente. Em nosso “choque antecipado” é um desvio crível da Regra de Taylor e que é uma “surpresa” grande quando são anunciados, já que os agentes não esperavam esse comportamento fora do comum por tantos trimestres. No caso do nosso “choque não antecipado”, o mesmo anúncio e a mesma decisão de juros correntes são feitos, mas os agentes não acreditam que nos períodos posteriores os juros ficarão fora do comportamento histórico, e passam a esperar que nos períodos posteriores, haverá retorno à curva de reação. Nesse caso, há surpresa em relação a ação tomada, apesar de ser esperado que o banco central volte ao seu comportamento normal, algo que acaba não ocorrendo. Dessa forma, podemos ver que os nossos dois diferentes tipos choques que nós aplicamos no momento do anúncio, são surpresas, mas uma delas com credibilidade (choque antecipado) e outra sem credibilidade (choque não antecipado).

## 4. Conclusão

Recentemente, vários Bancos Centrais em todo o mundo, incluindo o BCB, adotaram uma comunicação mais direta, visando não interferir somente na taxa de juros corrente ou dos próximos 45 dias, mas dando sinalizações a respeito da trajetória da taxa de juros. Esse procedimento, denominado *Forward Guidance*, no qual a autoridade monetária informa qual é a taxa de juros esperada por ela nos períodos subsequentes, ainda não havia sido estudado para o caso da economia brasileira. Dadas às características dessa economia, é interessante avaliar o quão relevante é, para a condução da política monetária, uma alteração na trajetória esperada da taxa de juros por parte dos agentes (FG) de forma isolada dos efeitos de alterações na taxa de juros corrente. Para responder essa pergunta, estimamos um modelo DSGE de economia aberta, baseado em Galí e Monacelli (2005) e Liu (2006) e empregamos a técnica de Laséen e Svensson (2011) de choques antecipados de política

monetária, que é a principal forma de inserir FG em modelos macroeconômicos. O método adiciona uma variável na curva de reação da autoridade monetária que se move no tempo de forma similar a uma estrutura MA, ou seja, serão choques determinados no período corrente, mas que afetarão o instrumento de política monetária nos períodos futuros. Ao adicionar a nova variável e a sua dinâmica temporal no sistema de equações, solucionamos o sistema linear dinâmico através do algoritmo de solução de expectativas racionais de [Klein \(2000\)](#). Dessa forma, conseguimos implementar um mecanismo que altera a taxa de juros no futuro e que faz os agentes privados responderem a essa informação já no período corrente. Com isso, impusemos choques que são anunciados no período corrente para os períodos futuros, mas que os agentes levam em conta na tomada de decisão a partir do anúncio.

Para conseguirmos comparar o efeito da trajetória da taxa de juros anunciada e perfeitamente adiantada pelos agentes, com uma situação na qual a trajetória da taxa de juros é a mesma, mas os agentes não acreditam na autoridade monetária usamos a técnica de [Leeper e Zha \(2003\)](#). Nesse mecanismo, o banco central eleva a taxa de juros, mas os agentes acreditam que no período seguinte a autoridade monetária voltará ao comportamento baseado na curva de reação. No entanto, isso não acontece e a autoridade segue sua trajetória pré-estabelecida que o mercado não acredita que será executada.

Em nosso exercício, para uma elevação da taxa de juros em 1,00 ponto percentual acima no nível de longo prazo por três trimestres, vimos que, no caso de o choque ser antecipado pelos agentes, a taxa de inflação amplifica sua queda em mais de três vezes e a atividade cai quase cinco vezes em relação à situação na qual os agentes não acreditam que a autoridade irá conduzir essa trajetória. O principal resultado encontrado é que a trajetória esperada da taxa de juros é tão importante quanto a determinação da taxa de juros corrente na economia brasileira, sendo algo que não deveria ser secundário nas decisões de política monetária. Caso o banco central consiga alterar a trajetória esperada para os juros futuros de acordo com seus objetivos, ele poderá ampliar e acelerar os impactos da política monetária substancialmente. Nesse sentido, vale mencionar que a adoção de FG na economia brasileira, nos moldes do Riksbank e do Norges Bank, os quais anunciam qual é a taxa de juros esperada para os próximos dois anos à frente, poderia acelerar e aumentar o poder da política monetária brasileira.

A segunda implicação do experimento diz respeito a política macroeconômica de estabilização e a redução da meta implícita de inflação. Podemos interpretar que o método de choques não antecipados é similar à situação na qual a autoridade está elevando a taxa de juros a fim de estabilizar a economia e o mercado espera, a todo o momento, que o banco central irá retornar aos seus *modus operandi* anterior, parando precocemente de elevar os juros. No entanto, a autoridade segue com seu plano de elevação de juros, buscando atingir uma nova meta inflacionária. Em outras palavras, o banco central quer reduzir a meta implícita de inflação percebida pelos agentes, mas estes não conseguem entender/perceber esse processo. Vimos que, nessas circunstâncias, o efeito da política monetária cai substancialmente em relação a uma situação em que a nova meta é imediatamente apreçada pelos agentes. Assim, sem esse apreçamento da nova meta, a quantidade de juros necessária para que ela seja cumprida fica aumentada. No caso brasileiro, vimos que para um ajuste de três trimestres o poder da política monetária sobre a inflação reduz a um quarto. Assim, caso um banco central não tenha credibilidade e tenha uma meta implícita ancorada em um patamar indesejado, recomenda-se, à luz do nosso estudo, que ele tome alguma medida para convencer os agentes que a meta mudou, pois, caso não faça, terá o efeito reduzido de sua política sobre a economia. Ou seja, para colher o mesmo efeito da situação em que os

agentes entendem rapidamente que mudou a meta, a autoridade terá que impor um processo de ajuste mais demorado e extenso, subindo a taxa de juros por muitos períodos e levando a mesma a um patamar ainda maior. Algumas saídas podem ser mencionadas, uma sendo a elevação abrupta da taxa de juros, que causaria volatilidade em um primeiro momento, mas que começaria a sinalizar que as preferências mudaram, pois esse não é um movimento de quem deseja acomodar a inflação em troca da suavização do produto. A outra medida seria a contratação de um novo presidente para o banco central, que tenha credibilidade junto ao mercado. Com isso, o ajuste macroeconômico pode se tornar mais rápido e efetivo, ancorando as expectativas de inflação em patamares mais baixos, reduzindo, talvez, o custo político para quem está adotando as medidas e com possíveis resultados superiores sobre a dinâmica da dívida pública, ao diminuir um componente de incerteza, que é a inflação. Outra opção seria a adoção de FG, no qual a autoridade monetária divulga sua expectativa de taxa de juros para os dois próximos anos, como o banco central sueco e norueguês adotam.

## Referências bibliográficas

- Aerosa, W. D., & Coelho, C. A. (2013, novembro). *Using a DSGE model to assess the macroeconomic effects of reserve requirements in Brazil* (Working Paper N° 303). Banco Central do Brasil. <https://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps303.pdf>
- Barro, R. J. (1977). Unanticipated money growth and unemployment in the United States. *The American Economic Review*, 67(2), 101–115. <https://www.jstor.org/stable/1807224>
- Blake, A. P. (2012, maio). *Fixed interest rates over finite horizons* (Working Paper N° 454). Bank of England. <https://www.bankofengland.co.uk/working-paper/2012/fixed-interest-rates-over-finite-horizons>
- Brooks, S. P., & Gelman, A. (1998). General methods for monitoring convergence of iterative simulations. *Journal Computational and Graphical Statistics*, 7(4), 434–455. <http://dx.doi.org/10.1080/10618600.1998.10474787>
- Campbell, J. R., Fisher, J. D. M., Evans, C. L., & Justiniano, A. (2012). Macroeconomic effects of Federal Reserve forward guidance. *Brookings Papers on Economic Activity*, Spring. [https://www.brookings.edu/wp-content/uploads/2012/03/2012a\\_Evans.pdf](https://www.brookings.edu/wp-content/uploads/2012/03/2012a_Evans.pdf)
- Canova, F. (2007). *Methods for applied macroeconomic research*. Princeton University Press.
- Carvalho, F. A., Castro, M. R., & Costa, S. M. A. (2013, novembro). *Traditional and matter-of-fact financial frictions in a DSGE model for Brazil: The role of macroprudential instruments and monetary policy* (Working Paper N° 336). Banco Central do Brasil. <https://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps336.pdf>
- Carvalho, F. A., & Valli, M. (2011, abril). *Fiscal policy in Brazil through the lens of an estimated DSGE model* (Working Paper N° 240). Banco Central do Brasil. <https://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps240.pdf>
- Cochrane, J. H. (1995, junho). *What do the vars mean? Measuring the output effects of monetary policy* (Working Paper N° 5154). National Bureau of Economic Research (NBER). <http://dx.doi.org/10.3386/w5154>
- Cristiano, L. J., & Eichenbaum, M. L. (1992). Effects and the monetary transmission mechanism. *American Economic Review*, 82(2), 346–353. <https://www.jstor.org/stable/2117426>
- Del Negro, M., Giannoni, M., & Patterson, C. (2012, outubro). *The forward guidance puzzle* (Staff Report N° 574). Federal Reserve Bank of New York. [https://www.newyorkfed.org/medialibrary/media/research/staff\\_reports/sr574.pdf](https://www.newyorkfed.org/medialibrary/media/research/staff_reports/sr574.pdf)

- Del Negro, M., & Schorfheide, F. (2008, junho). *Inflation dynamics in a small open-economy model under inflation targeting: Some evidence from Chile* (Staff Report N° 329). Federal Reserve Bank of New York. [https://www.newyorkfed.org/research/staff\\_reports/sr329.html](https://www.newyorkfed.org/research/staff_reports/sr329.html)
- Eggertsson, G. B., & Woodford, M. (2003). The zero bound on interest rates and optimal monetary policy. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2003(1), 139–233. <https://www.brookings.edu/bpea-articles/the-zero-bound-on-interest-rates-and-optimal-monetary-policy/>
- Furlani, L. G. C., Portugal, M. S., & Laurini, M. P. (2010). Exchange rate movements and monetary policy in Brazil: Econometric and simulation evidence. *Economic Modelling*, 27(1), 284–295. <http://dx.doi.org/10.1016/j.econmod.2009.09.008>
- Galí, J., & Monacelli, T. (2005). Monetary policy and exchange rate volatility in small open economy. *The Review of Economic Studies*, 72(3), 707–734. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-937X.2005.00349.x>
- Grossman, S., & Weiss, L. (1983). A transaction-based model of the monetary transmission mechanism. *The American Economic Review*, 73(5), 871–880. <https://www.jstor.org/stable/1814659>
- Jung, T., Tteranishi, Y., & Watabe, T. (2001). *Zero bound on nominal interest rates and optimal monetary policy*. <http://www.kier.kyoto-u.ac.jp/DP/DP525.pdf>
- Klein, P. (2000). Using the generalized Schur form to solve a multivariate linear rational expectations model. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 24(10), 1405–1423. [http://dx.doi.org/10.1016/S0165-1889\(99\)00045-7](http://dx.doi.org/10.1016/S0165-1889(99)00045-7)
- Laséen, S., & Svensson, L. E. O. (2011, abril). *Anticipated alternative instrument-rate paths in policy simulations* (Working Paper N° 14902). National Bureau of Economic Research (NBER). <http://dx.doi.org/10.3386/w14902>
- Leeper, E. M., & Zha, T. (2003). Modest policy interventions. *Journal of Monetary Economics*, 50(8), 1673–1700. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jmoneco.2003.01.002>
- Lindé, J. (2005). Estimating New-Keynesian Phillips curves: A full information maximum likelihood approach. *Journal of Monetary Economics*, 52(6), 1135–1149. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jmoneco.2005.08.007>
- Liu, P. (2006, maio). *Small New Keynesian model of the New Zealand economy* (Discussion Paper N° 2006/03). Reserve Bank of New Zealand. <https://rbnz.govt.nz/-/media/ReserveBank/Files/Publications/Discussion%20papers/2006/dp06-03.pdf>
- Milani, F., & Treadwell, J. (2011). *The effects of monetary policy “news” and “surprises”*. <https://ideas.repec.org/p/irv/wpaper/101109.html>
- Nunes, A. F. N., & Portugal, M. S. (2009, dezembro). Políticas fiscal e monetária ativas e passivas: Uma análise para o Brasil pós-metas de inflação. In *37º Encontro Nacional de Economia*, Foz do Iguaçu. <http://www.anpec.org.br/encontro2009/inscricao.on/arquivos/354-e7928f5f43bf5c15ad9f98b18917a45f.pdf>
- Pragidis, I., Gogas, P., & Tabak, B. (2013, dezembro). *Asymmetric effects of monetary policy in the U.S. and Brazil* (Texto para Discussão N° 340). Banco Central do Brasil. <https://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps340.pdf>
- Ramos, P. L., & Portugal, M. S. (2014, dezembro). O poder da comunicação do Banco Central: Avaliando o impacto sobre juros, bolsa, câmbio e expectativa de inflação. In *42º Encontro Nacional de Economia*, Natal, RN. <http://www.anpec.org.br/encontro/2014/submissao/files/I/i4-5a0848eb335a7ecc7569d928372c9509.pdf>
- Santos, F. G. (2012). *Ensaio sobre macroeconometria bayesiana aplicada* (Tese de Doutorado, Universidade de São Paulo, São Paulo). <http://dx.doi.org/10.11606/T.12.2012.tde-04042012-201945>

- Silveira, M. A. (2008). Using a Bayesian approach to estimate and compare new Keynesian DSGE models for Brazilian economy: The role for endogenous persistence. *Revista Brasileira de Economia*, 62(3), 333–357. <http://dx.doi.org/10.1590/S0034-71402008000300005>
- Sin, H. L., & Gaglianone. (2010, fevereiro). *Stochastic simulation of DSGE for Brazil* (Nº 20853). MPRA. <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/id/eprint/20853>
- Svensson, L. E. O. (2005). Monetary policy with judgment: Forecast targeting. *International Journal of Central Banking*, 1(1), 1–54. <https://www.ijcb.org/journal/ijcb05q2a1.htm>
- Vasconcelos, B. F. B., & Divino, J. A. (2012, setembro). *O desempenho recente da política monetária brasileira sob a ótica da modelagem DSGE* (Trabalhos para Discussão Nº 291). Brasília, DF: Banco Central do Brasil. <https://www.bcb.gov.br/pec/wps/port/TD291.pdf>
- Woodford, M. (2005, dezembro). *Central bank communication and policy effectiveness* (Working Paper Nº 11898). National Bureau of Economic Research (NBER). <http://dx.doi.org/10.3386/w11898>
- Woodford, M. (2012, August). Methods of policy accommodation at the interest-rate lower bound. *In Economic Policy Symposium (The Federal Reserve Bank of Kansas City)*, Jackson Hole, WY. <https://www.kansascityfed.org/publicat/sympos/2012/mw.pdf>

Apêndice.

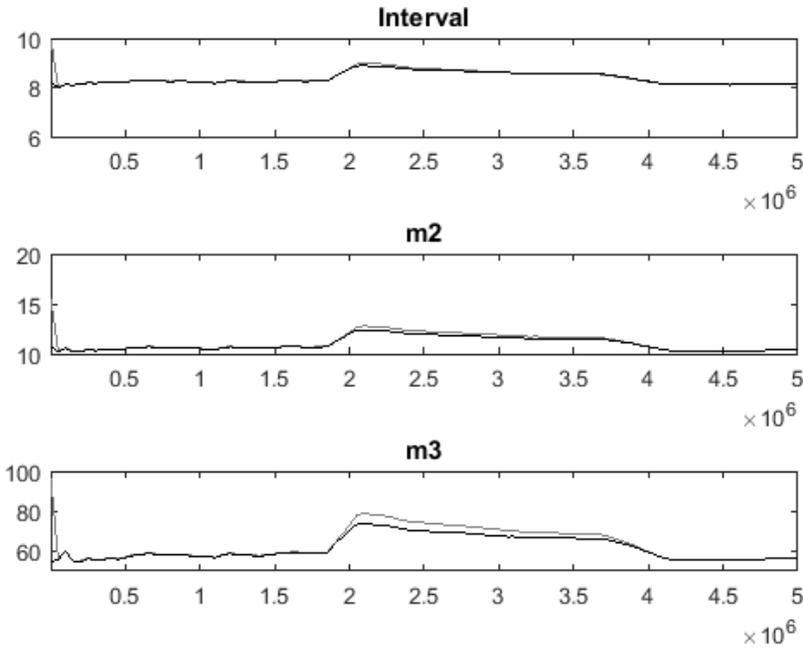


Figura 10. Teste de Convergência.

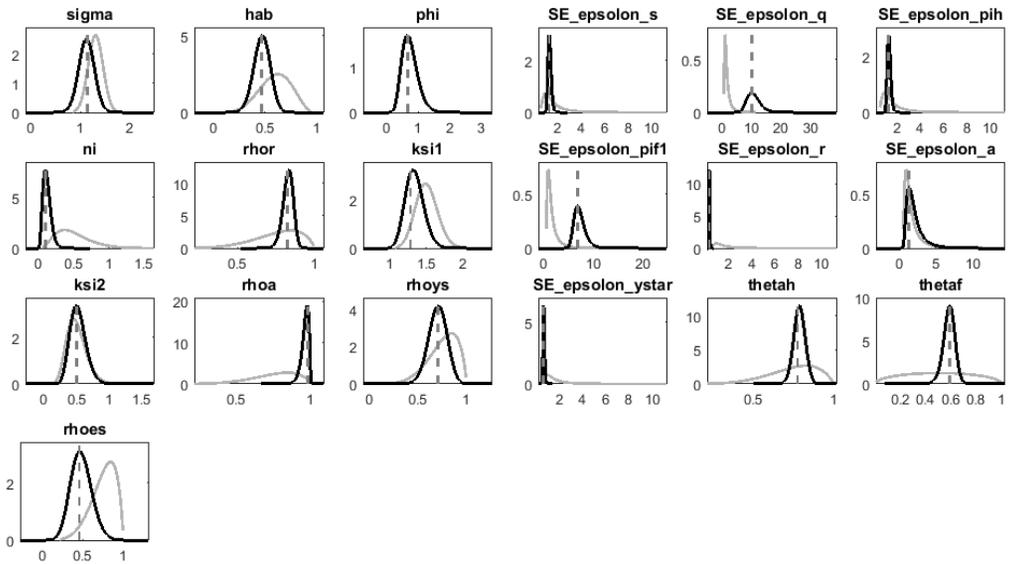


Figura 11. Priors e Posteriores.