

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

Pedro Lutz Ramos¹
Marcelo Savino Portugal²

Resumo

Esse artigo tem como objetivo avaliar empiricamente os efeitos da utilização de *Forward Guidance* por parte do Banco Central do Brasil. O estudo compara o efeito na economia brasileira de uma elevação na taxa de juros, por três trimestres, previamente anunciada e perfeitamente crível (*Forward Guidance*), contra uma trajetória na qual os agentes privados não acreditam que o plano ocorrerá. Nossos resultados mostram que o choque na taxa de juros anunciado e crível aumenta em mais de quatro vezes a potência da política monetária sobre a inflação e em mais de cinco vezes sobre o produto, mostrando que a trajetória esperada da taxa de juros é tão importante quanto a decisão de taxa de juros no presente. Com isso, verificamos que uma política monetária mais transparente, direta e previsível (*Forward Guidance*) tem mais efeito macroeconômico. Além disso, nossos resultados sugerem que, em situações de estabilização macroeconômica, convencer que a autoridade monetária mudou, é fundamental para que a taxa de juros tenha efeito significativo sobre a economia.

Palavras-chave: Política Monetária, *Forward Guidance*, Credibilidade, DSGE

Abstract

This paper aims to empirically evaluate the effects of using *Forward Guidance* by the Central Bank of Brazil. We compare the effects on the Brazilian economy of a rise in interest rates during three quarters, previously announced and perfectly credible (*Forward Guidance*), against a trajectory in which the private agents do not believe that the plan will occur. Our results show that the announced and credible shock on interest rate increases by more than four times the power of monetary policy over inflation and more than five times over GDP, suggesting that the expected path of interest rates is as important as its present decision. We find that a more transparent, direct and predictable monetary policy (*Forward Guidance*) has increased macroeconomic effect. Additionally, our results suggest that, in macroeconomic stabilization periods, it is essential to convince agents that the monetary authority has changed, to ensure that interest rates hikes have a significant effect on the economy.

Keywords: Monetary Policy, *Forward Guidance*, Credibility, DSGE

JEL: E37 E52 E58

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, fazendo 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 Watanabe (2001), Eggertsson e Woodford (2003) e Woodford (2012). A ideia subjacente é que as famílias

¹ Gerente de Análise Econômica do Banco Cooperativo Sicredi e aluno de doutorado do PPGE/UFRGS.

² Professor do PPGE/UFRGS e do PPGA/UFRGS e pesquisador do CNPq.

tomam decisões baseadas nas expectativas de taxa de juros do presente até o infinito. Assim, se a autoridade consegue diminuir a taxa de juros no futuro, mesmo que distante do momento atual, poderá estimular a atividade econômica no futuro, o que 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*³. 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 2009⁴), do Banco Central Inglês e do Banco Central Europeu, ambos em 2013⁵.

Dessa forma, passou a se popularizar pelo mundo uma forma mais direta, mais agressiva, possivelmente, 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, nesse sentido, 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.”⁶ 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. Vale destacar que em agosto de 2013, o Pres. do BCB, Alexandre Tombini, emitiu um comunicado não programado, dizendo que “*avalia que os movimentos recentemente observados nas taxas de juros de mercado incorporam prêmios excessivos*”⁷. Isto é, o Banco Central emitiu um julgamento claro de que a trajetória de 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 mais transparente, informando qual é a expectativa de taxa de juros para o futuro, como é o caso dos bancos centrais da República Checa, da Nova Zelândia, da Noruega e da Suécia, com objetivo de tornar mais clara a comunicação da autoridade.⁸

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

³Em 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.”

⁴“*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.*”

⁵ 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.”

⁶ Nota à imprensa – 170ª. Reunião <http://www.bcb.gov.br/?NOTACOPOM170>. Outubro de 2012.

⁷ “O Presidente do Banco Central do Brasil, Alexandre Tombini, reafirma sua visão de que a adequada condução da política monetária contribui para mitigar riscos para a inflação, a exemplo dos oriundos da depreciação cambial. **No entanto, avalia que os movimentos recentemente observados nas taxas de juros de mercado incorporam prêmios excessivos.** Em relação à taxa de câmbio (...)” (Agosto de 2013).

⁸ 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*”.

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 fundamentada 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*, baseado na dinâmica conhecida de cada uma das variáveis endógenas do modelo – nas equações do modelo (Curva de Phillips, Curva de Reação, Curva IS e etc). Em outras palavras, os métodos criam respostas para as variáveis endógenas que se 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 não se torna um problema, até desejarmos alterar a trajetória da taxa de juros para um caminho temporariamente exógeno em que todos 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 havendo canal para que os agentes acreditem 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, Evans, Fischer e Justiniano (2012), Del Negro, Gianonni 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 solucionam o problema das equações dinâmicas com expectativas racionais, tendo, portanto, uma variável que é possível ser modificada no período corrente e ela alterará a taxa de juros no futuro. Como as outras variáveis do modelo, por exemplo, inflação e atividade, dependem de taxa de juros no futuro, a resposta dessas variáveis também dependerá da variável adicionada que atinge futuramente os juros. Com isso, esse artifício passou a permitir que sejam dados choques nas taxas de juros futura que são assimilados pelos agentes privados no período corrente. Os resultados dos trabalhos empíricos, realizados para os EUA e para Suécia, mostraram um forte impacto dessas medidas quando comparado aos impactos tradicionais, 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 também vem utilizando esse tipo de medida de uma forma não oficial. Com isso, surge a necessidade de estimarmos os efeitos do *FG* sobre a economia brasileira, para sabermos qual seria o efeito em termos de inflação e produto de uma medida como essa, 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, introduzimos 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 montar a mesma trajetória de taxa de juros que não seria antecipada pelos agentes. Assim, criaremos um desvio na taxa de juros da economia, onde os agentes privados esperam que nos períodos posteriores a autoridade seguirá sua curva de reação conhecida. 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*, 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.

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 um ajuste monetário na presença de uma autoridade que não é crível e que todos esperam, a qualquer momento, uma interrupção no processo de contração monetária, torna os impactos das elevações de juros substancialmente menores 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. As medidas possíveis poderiam ser 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, bem como a adoção de *FG*, ou seja, a autoridade monetária publicar onde pretende chegar com a taxa de juros para estabilizar a economia. Contudo, como o *FG* é uma operação que depende de credibilidade, estudos ainda devem apontar se alguém sem credibilidade ao anunciar uma trajetória futura conseguiria se tornar crível.

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 que esses acreditem nela. 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, a autoridade deverá retornar 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 0,50 p.p. 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 de o 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 voltará 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. Do ponto de vista de racionalidade, não podemos esperar que sejam muitos períodos, pois os indivíduos aprenderiam a colocar um prêmio de risco sobre o comportamento, o que começaria a criar 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 seguinte subseção 2.2., o modelo empregado para economia brasileira.

2.1 Método de choques antecipados de política monetária

Para compreender como é implementado o *FG*, necessitamos apresentar os modelos em estado de espaço e o funcionamento do método de solução. Posteriormente, mostraremos os mecanismos desenvolvidos por Laséen e Svensson (2011). Nesse sentido, essa sessão será dividida em três partes: (a) modelo em estado de espaço e método de solução, (b) *Forward Guidance* e (c) Choques não antecipados de política monetária. As sessões a seguir são baseadas nos métodos apresentados em Laséen e Svensson (2011) e Svensson (2010).

2.1.1 Modelo linear em estado de espaço e previsão

Os modelos macroeconômicos linearizados com variáveis *Forward Looking* em torno do estado estacionário são expressos da seguinte forma:

$$\begin{bmatrix} X_{t+1} \\ Hx_{x_{t+1}|t} \end{bmatrix} = A \begin{bmatrix} X_t \\ x_t \end{bmatrix} + Bi_t + \begin{bmatrix} C \\ 0 \end{bmatrix} \varepsilon_{t+1}, \text{ para } t = \dots, -1, 0, 1, \dots \quad (2.1)$$

Onde 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 monetária⁹. 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 $t + 1$. ε_{t+1} é o vetor de dimensão n_ε que representa os choques que são i.i.d. de média zero e com covariância I_ε . H, A, B e C são matrizes de coeficientes fixos e conhecidos, tendo tamanho apropriado aos vetores X_t, x_t, i_t e ε_{t+1} . Todas as variáveis têm médias zero e são mensuradas na forma de desvio do estado estacionário. No bloco superior, incluímos as equações das variáveis endógenas que são determinadas por elas mesmas nos períodos anteriores e/ou por outras variáveis em qualquer tempo, tendo a seguinte representação.

$$X_{t+1} = A_{11}X_t + A_{12}x_t + B_{1i_t} + C\varepsilon_{t+1} \quad (2.2)$$

onde particionamos A e B da seguinte maneira: $A \equiv \begin{bmatrix} A_{11} & A_{12} \\ A_{21} & A_{22} \end{bmatrix}$ e $B = \begin{bmatrix} B_1 \\ B_2 \end{bmatrix}$. No bloco inferior, inserimos as equações das variáveis que são determinadas por elas mesmas nos períodos posteriores e outras variáveis. Normalmente, a representação encontrada nos modelos tradicionais macroeconômicos é:

$$x_t = A_{22}^{-1} \left(Hx_{(t+1|t)} - A_{21}X_t - B_2i_t \right) \quad (2.3)$$

onde A_{22} é uma matriz não singular. Embora a representação acima pudesse conter uma curva de reação no conjunto das equações representada no sistema de Estado de Espaço, preferimos generalizar explicitando essa. Para tanto, podemos definir uma regra geral que não se modifica no tempo, como:

$$G_x x_{t+1|t} + G_i i_{t+1|t} = f_x X_t + f_x x_t + f_i i_t \quad (2.4)$$

onde a matriz $G \equiv [G_x G_i]$ tem dimensão $1 \times (n_x + 1)$, para o caso de apenas um instrumento de política monetária, sendo particionada a fim de satisfazer o tamanho de x_{t+1} e i_{t+1} . Já a matriz G representa a preferência da autoridade monetária em relação às variáveis *Forward Looking* no futuro, seria a situação na qual a regra depende de variáveis que serão previstas¹⁰. Já a matriz $f \equiv [f_x f_x f_i]$ tem tamanho $1 \times$

⁹ De forma geral, tendo mais de um instrumento, não seria um escalar e sim um vetor de n_i instrumentos de política monetária.

¹⁰ Nesse ambiente não temos problemas de informação. Logo, a previsão dos agentes e da autoridade monetária é a mesma.

$(n_x + n_x + 1)$, particionada de modo a atender as dimensões de X_t , x_t e i_t e representa a função das preferências pelas variáveis no tempo corrente ou no passado. A f_x representa as preferências da autoridade monetária por variáveis predeterminadas no período corrente, ao passo que f_x e f_i nos traz as preferências por variáveis *Forward Looking* e pela determinação da própria taxa de juros nos períodos anteriores.¹¹ Desse modo, conseguimos demonstrar todos os tipos de regra de política monetária, baseado em previsão das variáveis *Forward Looking* (G_x), no presente ou no passado de todas as variáveis (f), incluindo o próprio valor da taxa de juros.

Juntando a regra geral de política monetária (2.4) ao modelo linear (2.1), temos:

$$\begin{bmatrix} X_{t+1} \\ \tilde{H}\tilde{x}_{t+1|t} \end{bmatrix} = \tilde{A} \begin{bmatrix} X_t \\ \tilde{x}_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} C \\ 0_{(n_x+n_i) \times n_\varepsilon} \end{bmatrix} \varepsilon_{t+1} \text{ para } t = \dots, -1, 0, 1, \dots \quad (2.5)$$

onde $\tilde{H} \equiv \begin{bmatrix} H & 0 \\ G_x & G_i \end{bmatrix}$, $\tilde{A} \equiv \begin{bmatrix} A_{11} & A_{12} & B_1 \\ A_{21} & A_{22} & B_2 \\ f_x & f_x & F_i \end{bmatrix}$ e $\tilde{x}_t = (x_t' i_t)'$.

Supondo que o sistema linear possui as condição de estabilidade de Blanchard e Kahn, podemos ter, então, através de algoritmos de solução de expectativas racionais (Klein (2000))¹², uma matriz M de coeficientes que define a dinâmica das variáveis predeterminadas do período t até o estado estacionário ($t + \infty$), e uma matriz de coeficientes F , que define a relação entre as variáveis não predeterminadas e as variáveis predeterminadas¹³, tornando conhecida a evolução no tempo de todas variáveis do modelo, como segue abaixo:

$$X_{t+1} = MX_t + C\varepsilon_{t+1} \quad (2.6)$$

$$\tilde{x}_t \equiv \begin{bmatrix} x_t \\ i_t \end{bmatrix} = FX_t \equiv \begin{bmatrix} F_x \\ F_i \end{bmatrix} X_t \quad (2.7)$$

Assim, basta multiplicar a matriz F com o resultado de X_{t+1} que teremos \tilde{x}_{t+1} . Para generalizar para τ passos à frente, podemos aplicar um operador de esperança na equação (2.6), o que tornaria zero o termo $C\varepsilon_{t+1}$, uma vez que as projeções são expectativas e os choques, por definição, tem média zero. Assim, podemos verificar que para encontrarmos X_{t+2} , basta conhecer X_{t+1} e multiplicar por M , da seguinte forma (MX_{t+1}). Contudo, X_{t+1} é definido como MX_t , o que significa dizer que $X_{t+2} = M^2X_t$. Para τ períodos a frente de t , temos que $X_{t+\tau} = MX_{t+\tau-1}$. Entretanto, substituindo sucessivamente $X_{t+1} = MX_t$, até chegar em X_t , chegamos em: $X_{t+\tau,t} = M^\tau X_{t,t}$. Para termos em qualquer período a projeção de \tilde{x}_t , basta seguir a condição abaixo:

$$\tilde{x}_{t+\tau,t} \equiv \begin{bmatrix} x_{t+\tau,t} \\ i_{t+\tau,t} \end{bmatrix} = FX_{t+\tau,t} \equiv \begin{bmatrix} F_x \\ F_i \end{bmatrix} X_{t+\tau,t} = \begin{bmatrix} F_x \\ F_i \end{bmatrix} M^\tau X_{t,t} \quad (2.8)$$

2.1.2 Forward Guidance

O choque antecipado de política monetária, ou *Forward Guidance*, é uma promessa crível de que a taxa de juros tomará uma trajetória diferente da comumente esperada pelos agentes, fazendo estes reagirem imediatamente a esse movimento, dado as hipóteses de os agentes serem *Forward Looking* e racionais. Do

¹¹ 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* $f_x \neq 0$.

¹² Utilizando o algoritmo "solab.m" disponível na página de Paul Klein <http://paulklein.ca/newsite/codes/codes.php>

¹³ 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.

ponto de vista de implementação matemática, adicionaremos na curva de reação da autoridade monetária uma estrutura de choques, que são determinados em períodos anteriores a t , similar a uma estrutura MA, que estará no conjunto de equações que é inserida no método de solução de expectativa racional (Klein (2000)). Assim, essa estrutura criada permitirá que a matriz M e o vetor F tenham entrada para os choques que entrarão em vigor na economia nos períodos posteriores, permitindo que os agentes possam reagir no período t . Se partirmos da equação (2.4), que define uma curva de reação da autoridade monetária geral, podemos adicionar z_t sendo um desvio estocástico, da seguinte maneira:

$$G_x x_{t+1|t} + G_i i_{t+1|t} = f_X X_t + f_x x_t + f_i i_t + z_t \quad (2.9)$$

onde z_t segue um processo de média móvel, no qual o desvio tomado no período corrente é consequência de uma discricionariedade ($\eta_{t,t}$) corrente adicionada de todas as decisões anteriores tomadas que serão implementadas no período t .

$$z_{t,t} = \eta_{t,t} + \sum_{s=1}^T \eta_{t,t-s} \quad (2.10)$$

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 $T \geq 1$

$$z_{t+\tau,t+1} = z_{t+\tau,t} + \eta_{t+\tau,t+1}, \tau = 1, \dots, T, \quad (2.11)$$

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 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 $\eta_{t,t}$.

Precisamos colocar a estrutura descrita nas equações (2.9), (2.10) e (2.11) no formato linear de (2.5), 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 no lado direito¹⁴. Para tanto, definimos que, para qualquer processo vetorial estocástico u_t , a projeção realizada no período t para os horizontes de t até $t+H$, sendo H o horizonte final qualquer, como $u^t = \{u_{t+h|t}\}_{h=0}^H$, para todo $h = 0, 1, \dots, H$. Vetorialmente, para $u^t \equiv (u_{t,t}, u_{t+1,t}, \dots, u_{t+H,t})$. Levando essa conotação para o caso da estrutura apresentada em (2.9), (2.10) e (2.11), podemos definir $z^t \equiv (z_{t,t}, z_{t+1,t}, \dots, z_{t+T,t})$, como sendo 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:

$$z^{t+1} = A_z z^t + \eta^{t+1} \quad (2.12)$$

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 (2.5), temos:

$$\begin{bmatrix} \tilde{X}_{t+1} \\ \tilde{H} \tilde{x}_{t+1|t} \end{bmatrix} = \tilde{A} \begin{bmatrix} \tilde{X}_t \\ \tilde{x}_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \tilde{C} \\ 0_{(n_x+n_i) \times (n_\varepsilon+T+1)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{t+1} \\ \eta^{t+1} \end{bmatrix} \quad \text{Para } t = \dots, -1, 0, 1, \dots, \quad (2.13)$$

¹⁴ Esse formato é necessário para que o método de solução de expectativas racionais empregado possa funcionar.

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

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

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

Agora, será explicado como escolhemos as trajetórias de desvios da regra de política monetária, uma vez que não podemos simplesmente escolher a taxa de juros, pois é uma variável endógena, sendo necessário escolher uma combinação de z^t que nos dará a trajetória que desejamos da taxa de juros. Para tanto, seguindo a demonstração da equação (2.8), a projeção da taxa de juros para todo $\tau \geq 0$ é dada por:

$$i_{t+\tau,t} = F_i M^\tau X_{t+\tau,t} \quad (2.14)$$

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

$$i_{t+\tau,t} = \bar{i}_{t+\tau,t}, \quad \tau = 0, \dots, T \quad (2.15)$$

Para sabermos a combinação linear de z^t que nos dará a condição de $\bar{i}_{t+\tau,t}$ no período de projeção, basta obter as matrizes de solução M e F do sistema linear (2.13)¹⁵:

$$\tilde{X}_{t+\tau,t} = M^\tau \tilde{X}_{t,t} \quad (2.16)$$

$$\tilde{x}_{t+1|t} = F \tilde{X}_{t+\tau,t} = F M^\tau \tilde{X}_{t,t} \quad (2.17)$$

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

$$F_i M^\tau \begin{bmatrix} X_{t,t} \\ z^t \end{bmatrix} = \bar{i}_{t+\tau,t}, \quad \tau = 0, 1, \dots, T. \quad (2.18)$$

Para um nível escolhido de taxa de juros que entrará em vigor no período τ , 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 ter a solução do sistema linear. De posse dos choques z^t que geram $\bar{i}_{t+\tau,t}$, aplicamos sobre a matriz M e F para conhecer o impacto de um choque antecipado de política monetária.

2.1.3. Choques não antecipados

Na subseção anterior, demonstramos como é possível introduzir desvios futuros da política monetária que são plenamente conhecidos pelos agentes no período em que são determinadas. Nessa sessão, buscamos comparar o método de Laséen e Svensson (2011) com a situação em que a autoridade monetária toma a mesma trajetória na taxa de juros do período t até T , mas ela não comunica os agentes, ou simplesmente os agentes não acreditam na comunicação. Para tanto, podemos partir da situação que $z_t = \eta_{t,t}$, como se não houvesse a estrutura MA apresentado na equação similar (2.10), ou seja, $T = 0$. A curva de reação se torna similar as comumente empregadas na literatura econômica com um choque apenas. Assim, o sistema (2.13) passa a ser:

¹⁵ Resolvemos da mesma forma como em (2.6) e (2.7), através do método de solução de expectativas racionais de Klein (2000).

$$\begin{bmatrix} \tilde{X}_{t+1,t} \\ \tilde{H}\tilde{x}_{t+1,t} \end{bmatrix} = \tilde{A} \begin{bmatrix} \tilde{X}_{t,t} \\ \tilde{H}\tilde{x}_{t,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \tilde{C} \\ 0_{(n_x+n_i) \times (n_\varepsilon+1)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{t+1} \\ \eta^{t+1} \end{bmatrix} \quad (2.19)$$

$$\text{onde, } \tilde{X}_t \equiv \begin{bmatrix} X_t \\ z_t \end{bmatrix}, \tilde{x}_t \equiv \begin{bmatrix} x_t \\ i_t \end{bmatrix}, \tilde{H} \equiv \begin{bmatrix} H & 0 \\ G_x & G_i \end{bmatrix}, \tilde{C} \equiv \begin{bmatrix} C & 0_{n_x \times 1} \\ 0_{1 \times n_\varepsilon} & 1 \end{bmatrix} \text{ e } \tilde{A} \equiv \begin{bmatrix} A_{11} & 0_{n_x \times 1} & A_{12} & B_1 \\ 0_{1 \times n_x} & 0_{1 \times 1} & 0_{1 \times n_x} & 0_{1 \times 1} \\ A_{21} & 0_{n_x \times 1} & A_{22} & B_2 \\ f_x & 1 & f_x & f_i \end{bmatrix}.$$

A projeção geral do sistema é:

$$\begin{bmatrix} X_{t+\tau,t}^p \\ 0 \end{bmatrix} = M^\tau \tilde{X}_{t,t} \quad (2.20) \quad \text{e} \quad \tilde{x}_{t+\tau,t}^p \equiv \begin{bmatrix} x_{t+\tau,t}^p \\ i_{t+\tau,t}^p \end{bmatrix} = F \begin{bmatrix} X_{t+\tau,t}^p \\ 0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} F_x \\ F_i \end{bmatrix} M^\tau \tilde{X}_{t,t} \quad (2.21).$$

Para $\tau \geq 0$ e o índice p ressalta que é a expectativa do setor privado. Vale mencionar que 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 que os agentes não acreditam na autoridade monetária, vamos escolhendo 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 (2.18), teremos uma equação simples, que nos dará o choque z , dado as matrizes de M e F . Aplicando o choque em (2.20) e (2.21), 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 p.p., então temos que escolher um $z_{t,t}$, sujeito ao conjunto a matriz de locomoção das variáveis M e a matriz de decisão F , que faz a taxa de juros subir 1,0 p.p.. Aplicamos esse choque e recolhemos a reação das variáveis em $t + \tau$. No período seguinte, os agentes estarão reagindo e 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:

$$F_i \begin{bmatrix} X_{t,t} \\ \tilde{\eta}_{t,t} \end{bmatrix} = \bar{i}_{t,t} \quad (2.22)$$

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

$$x_{t,t} = F_x \begin{bmatrix} X_{t,t} \\ \tilde{\eta}_{t,t} \end{bmatrix} \quad (2.23)$$

Dessa forma, a partir de $\tau = 1, \dots, T$, as projeções das variáveis predeterminadas

$$\begin{bmatrix} X_{t+\tau,t} \\ 0 \end{bmatrix} = M \begin{bmatrix} X_{t+\tau-1,t} \\ \tilde{\eta}_{t+\tau-1,t} \end{bmatrix} \quad (2.24)$$

E os choques dos períodos seguintes, $\tilde{\eta}_{t+\tau,t}$:

$$F_i \begin{bmatrix} X_{t+\tau,t} \\ \tilde{\eta}_{t+\tau,t} \end{bmatrix} = \bar{i}_{t+\tau,t} \quad (2.25)$$

e as variáveis *Forward Looking*, dado o $\tilde{\eta}_{t+\tau,t}$:

$$x_{t+\tau,t} = F_x \begin{bmatrix} X_{t+\tau,t} \\ \tilde{\eta}_{t+\tau,t} \end{bmatrix} \quad (2.26)$$

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 importados¹⁶, 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 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 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, há o modelo SAMBA, que é próprio para economia brasileira e já foi empregado pelo BCB, mas a autoridade brasileira ainda prefere os modelos de pequeno porte estimado por mínimos quadros em dois estágios, como vem utilizando e reportando em seus Relatórios Trimestrais de Inflação. Apesar disso, nos últimos anos, diversos estudos vêm empregando modelos DSGE com métodos bayesianos para diversas finalidades macroeconômicas, como é o caso de Sin e Gaglianone (2006), Silveira (2008), Nunes e Portugal (2009), Furlani, Portugal e Laurini (2010), Santos e Kanczuk (2011), Carvalho e Valli (2011), Vasconcelos e Divino (2012), Carvalho, Castro e Filho (2013), Arosa e Coelho (2013) e outros.

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

¹⁶ Nesse caso a rigidez de preços importados é diferente dos preços internos.

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 Híbrida¹⁷. 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 característica¹⁸. 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.¹⁹ Abaixo, as equações finais do modelo log linearizado:

$$\begin{aligned}
\psi_t &= -[q_t + (1 - \alpha)s_t] \\
\Delta s_t &= \pi_{F,t} - \pi_{H,t} + v_t^S \\
\pi_{H,t} &= \beta\theta_H(1 - \theta_H)E_t\pi_{H,t+1} + \theta_H\pi_{H,t-1} + \frac{(1 - \beta\theta_H)(1 - \theta_H)}{\theta_H}mc_t + \varepsilon_t^H \\
\pi_{F,t} &= \beta\theta_H(1 - \theta_F)E_t\pi_{F,t+1} + \theta_F\pi_{F,t-1} + \frac{(1 - \beta\theta_F)(1 - \theta_F)}{\theta_F}m\psi_t + \varepsilon_t^F \\
\pi_t &= (1 - \alpha)\pi_H + \alpha\pi_F \\
mc_t &= \frac{\sigma}{1-h}(c_t - hc_{t-1}) + \varphi y_t + \alpha s_t - (1 + \varphi)a_t \\
c_t - hc_{t-1} &= (y_t^* - hy_{t-1}^*)\frac{1-h}{\sigma}q_t + \varepsilon_t^q \\
(c_t - hc_{t-1}) &= E_t(c_{t+1} - hc_t) - \frac{1-h}{\sigma}(r_t - E_t\pi_{t+1}) \\
y_t &= (1 - \alpha)[\eta\alpha s_t + c_t] + \alpha[\eta(s_t + \psi_t) + y_t^*] \\
r_t &= \rho_r r_{t-1} + [\phi_1\pi_t + \phi_2 y_t] + \varepsilon_t^r \\
a_t &= \rho_a a_{t-1} + \varepsilon_t^a \\
y_t^* &= \rho_{y^*} y_{t-1}^* + \varepsilon_t^{y^*} \\
v_t^S &= \rho_S v_{t-1}^S + \varepsilon_t^S
\end{aligned} \tag{2.27}$$

¹⁷ Em nosso caso, determinamos que o nível de indexação é proporcional à quantidade de firma que não alteram o preço em cada período do tempo – parâmetro de rigidez de preços de Calvo.

¹⁸ 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.

¹⁹ Não apresentamos a derivação do modelo em função do limite máximo de páginas.

Sendo ψ_t o hiato da lei do preço único, q_t é a taxa real de câmbio²⁰, 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, π_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, ε_t^H é o choque de oferta interna, ε_t^F é o choque de oferta externa, ε_t^q é o choque na taxa de câmbio ou no prêmio de risco, ε_t^r é o choque de taxa de juros, ε_t^a é o choque de produtividade, ε_t^s é o choque nos termos de troca corrente e $\varepsilon_t^{y^*}$ é o choque no produto mundial. Ainda, α é a participação de importados na economia local, β é o desconto intertemporal, θ_H é o parâmetro de rigidez de calvo para a escolha de preços internos, θ_F é o parâmetro de rigidez de calvo para a escolha de preços externos na economia, σ é o inverso da elasticidade de substituição intertemporal, η é a elasticidade substituição de produtos importados, h é a persistência no hábito de consumo, φ é o inverso da elasticidade intertemporal do trabalho, ϕ_1 é a preferência da autoridade monetária por inflação, ϕ_2 é a preferência da autoridade monetária pelo produto, ρ_r é o parâmetro de suavização da taxa de juros, ρ_a é o parâmetro de persistência no choque de produtividade, ρ_{y^*} é o parâmetro de persistência do y_t^* , ρ_s é o parâmetro de persistência no choque na competitividade e E_t é o operador de expectativas.

2.2.1.2 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, π_t ; Hiato do PIB doméstico, y_t ; taxa de juros nominal, r_t ; e, por fim, hiato do PIB estrangeiro, y_t^* . Para q_t , empregamos o logaritmo natural do inverso da taxa de câmbio efetiva real, feita contra 15 países, divulgada pelo BCB. Para a inflação ao consumidor, foi feita a variação logarítmica trimestral do IPCA (IBGE), com ajuste sazonal pelo ARIMA-X12, descontado a meta de inflação oficial. Preferimos não descontar uma meta implícita, pois o fato de autoridade ficar ligeiramente acima do centro da meta reflete, em parte, a sua preferência pela atividade. 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 transacionáveis²¹, a fim de ficar mais próximo da definição empregada por Galí e Monacelli (2005). O hiato do 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 x Di de 90 dias, divulgado pela BM&F, retirando a meta de inflação e a 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 atividade econômica externa, empregamos o PIB dos EUA, que teve o mesmo tratamento que o PIB brasileiro e foi retirada do FRED ST.

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), que dificultam os modelos econométricos captarem de forma mais clara as relações entre as variáveis. Adicionalmente, medidas de estímulo econômico foram realizadas, com redução de impostos sobre bens, tornando a inflação sistematicamente mais baixa no período, mesmo com o mercado de trabalho cada vez com taxa de desemprego mais baixa e os 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

²⁰ 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.

²¹ 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.

também) sobre a tendência²². 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.

Tabela 2.1 - Parâmetros estruturais encontrados para economia brasileira

Estudo - Modelo	θ^H	σ	h
SAMBA	0.740	1.300	0.740
Vasconcelos e Divino (2009) - S&W	0.631	1.136	0.574
Sin e Gaglianone (2010) - S&W	0.481	1.063	0.516
Santos e Kanczuk (2011) - S&W - DSGE-VAR	0.730	0.690	0.770
Furlani, Laurini e Portugal (2010) - G&M		0.978	
Carvalho e Valli (2011)	0.760		0.578
Silveira (2008) - G&M	0.890	2.090	0.690
Carvalho, Castro e Costa (2013) - CreditModel	0.818		0.629
Mediana	0.740	1.099	0.629

Tabela 2.2 – Prioris e Posterioris do modelo

Parâmetro	Priori da média	Média da Posteriori	Intervalo à 90%		Priori da Distribuição	Priori do Desv. Padrão
θ_H	0.7500	0.7349	0.6716	0.7971	Beta	0.1000
θ_F	0.5000	0.3164	0.2451	0.3876	Beta	0.1500
σ	1.3000	1.1021	0.9433	1.2646	Normal	0.1000
h	0.6000	0.3296	0.2390	0.4213	Beta	0.1000
φ	1.0000	0.9839	0.8200	1.153	Normal	0.1000
η	1.0000	0.8025	0.5619	1.044	Normal	0.1500
ρ_r	0.7500	0.3273	0.1712	0.4763	Beta	0.1500
ϕ_1	1.5000	1.4540	1.2949	1.6109	Gama	0.1000
ϕ_2	0.5000	0.1926	0.1275	0.2548	Gama	0.1000
ρ_a	0.5000	0.9394	0.9016	0.9794	Beta	0.1500
ρ_{y^*}	0.5000	0.8115	0.7281	0.901	Beta	0.1500
ρ_s	0.5000	0.8582	0.7745	0.9415	Beta	0.1500

Fonte: Autores

Para encontrarmos os parâmetros α , β , θ^H , θ^F , σ , h , φ , η , ρ_r , ϕ_1 , ϕ_2 , ρ_a , ρ_{y^*} e ρ_s , optamos por seguir Silveira (2008), que calibrou α e β , deixando os demais para serem estimados por métodos bayesianos. Como α 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 β , empregamos 0.985, que é o mesmo de Vasconcelos e Divino (2010) 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 Dynare²³. O processo de estimação pode ser resumido da seguinte forma: definimos que $p(\theta)$ é uma função de probabilidade das *prioris*, sendo θ o vetor dos parâmetros estruturais, os quais carregam as crenças do pesquisador. Assumimos que as crenças e as distribuições de cada parâmetro são independentes das demais, de tal forma que a função de probabilidade marginal de cada parâmetro pode ser representada

²² 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 permitiu nós retirarmos apenas dois períodos.

²³ <http://www.dynare.org/>

individualmente. Além disso, definimos que Y^T é conjunto de dados observados e que $\mathcal{L}(\Theta|Y^T)$ é a função de verossimilhança. Assim, através do Teorema de Bayes, podemos chegar à função de probabilidade *posteriori* $P(\Theta|Y^T) = \frac{(\mathcal{L}(\Theta|Y^T)(P(\Phi))}{P(Y^T)}$ (2.28).

A distribuição *posteriori* será obtida através do algoritmo de amostragem de Metropolis-Hastings Randon Walk. Contudo, para tornar possível o uso da técnica, temos que solucionar a equação (2.1), que representa em estado de espaço do conjunto de equações do modelo (2.27), através dos algoritmos de solução de expectativas racionais lineares. A solução ficará similar a (2.16) e (2.17), tendo, com isso, a dinâmica de transição do modelo. Adicionalmente, precisamos definir uma equação que relaciona as variáveis endógenas (Y_t) com as variáveis observáveis Y_t , $Y_t = \mathfrak{S}Y_t + \kappa_t$ sendo $Y_t = [X_t, x_t]'$, \mathfrak{S} uma matriz de coeficientes conhecida proporcional a Y_t e κ_t é o vetor de erros independentes e normalmente distribuídos. Tendo a equação de (2.27) e a solução do sistema linear em estado de espaço, podemos estimar a função de verossimilhança $\mathcal{L}(\Theta|Y^T)$ através do Filtro de Kalman. Para maiores detalhes ver An e Schorfheide (2007). Buscando obter convergência do algoritmo, usamos 5 cadeias paralelas de MCMC com 450 mil replicações com escolha do fator de escala para que a razão de aceitação ficasse entre 25 e 33%. O resultado do teste de Brooks-Gelman²⁴, para os três primeiros momentos da distribuição, apresentou convergência do algoritmo de Metropolis-Hastings depois de 200 mil replicações.

As *prioris* foram definidas de acordo com os valores que têm sido encontrados pelos estudos econômicos. Para θ^H, σ, h pegamos os principais resultados encontrados para economia brasileira, e fizemos a mediana como é apresentado na Tabela 2.1. Teoricamente, o parâmetro θ^H não existe nas economias apontadas acima, com a exceção do Silveira (2008). Contudo, ele é muito próximo ao parâmetro de calvo, normalmente empregado em economias como do SAMBA ou de Smets e Wouters (2007). Dessa forma, definimos a *priori* da média em 0,75 para θ^H e em 0,60 para h , sendo em ambos uma distribuição de beta, para que sejam limitados entre zero e um. Já o parâmetro σ , possui mediana de 1,10. Contudo, observando modelos empíricos, como os que o BCB apresenta em seus Relatórios Trimestrais de Inflação, vimos que muitas vezes a taxa de juros gera pouco efeito sobre a inflação, quando comparamos aos impulsos-resposta da maior parte dos DSGEs. Por isso, dentro dos resultados já encontrados para a economia, selecionamos o segundo maior parâmetro, 1,30, que é o empregado no modelo SAMBA. Poderíamos ter usado um valor ainda mais alto, como de o Silveira (2008), 2,09, que reduziria ainda mais o poder da política monetária. Contudo, como ele é tão distante dos demais estudos, preferimos ficar com o segundo maior. A distribuição selecionada do parâmetro é a normal, tendo em vista que esse não possui nenhuma restrição teórica como os parâmetros discutidos anteriormente. Para θ^F e η , 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. A distribuição de θ^F possui a distribuição beta, pela mesma razão de θ^H , e η possui distribuição normal pela mesma condição de σ . O inverso da elasticidade trabalho, φ , é comumente calibrado com o valor unitário, como em Furlani, Portugal e Laurini (2010). Nesse caso, partimos do valor unitário para estimação, pois existem alguns trabalhos que estimam que geram resultados bem diferentes. 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 alto (0.75). Os parâmetros ρ_a, ρ_y e ρ_s saem com 0.50 de *priori*. Os choques, seguindo a literatura, deixamos com média da priori igual 2, tendo variância infinita em uma distribuição gama inversa. A Tabela 2.2 traz as empregadas *prioris* e *posteriors* estimadas.

De forma geral, os parâmetros encontrados, como vemos na Tabela 2.2, trazem resultado comuns a literatura. Faremos alguns comentários sobre os parâmetros encontrados. Começando com o parâmetro de rigidez de preços internos e externos, podemos ver que o valor encontrado dos preços domésticos (0.73) é maior que os dos preços externos (0.32), o que significa dizer que um choque causado dentro do mercado interno será mais demorado para se dissipar na economia 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 Ganglionone (2010), como vemos na Tabela

²⁴ Para maiores detalhes ver Brooks e Gelman (1998).

2.1. Já o parâmetro correspondente ao inverso da substituição intertemporal do consumo, assumiu valor 1,10, o qual está de acordo com Sin e Ganglionone (2010) e Vasconcelos e Divino (2009). O parâmetro φ mostra o valor de 0,98, que está em linha com os valores que vem sendo calibrados. Os dois parâmetros que ficaram mais distantes do valor, foram a persistência do hábito de consumo, com 0,32, e o parâmetro de suavização da política monetária, com 0,33. A diferença pode ser explicada pela forma como foi derivado a persistência no hábito de consumo por Liu (2006) e Justiniano e Preston (2009), que é um pouco diferente da derivada nos modelos de Smets e Wouters (2007). Já a suavização da política monetária é um pouco menor do que foi encontrado por Furlani, Portugal e Laurini (2010) - 0,67 - e Silveira (2008) - 0,59, que estimam a mesma regra de política monetária. Abaixo veremos as implicações desses parâmetros.

2.2.2 Função de Impulso e Resposta

Todas as funções de impulso e resposta 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.

No gráfico 2.1, podemos ver um choque de aproximadamente 0,25 p.p. de desvio do estado estacionário da inflação externa. Devido à baixa participação de importados na economia nacional, o índice de inflação total aumenta, aproximadamente, 10% do que sobem os preços externos, 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.

Gráfico 2.1 – Choque de um desvio padrão na inflação externa

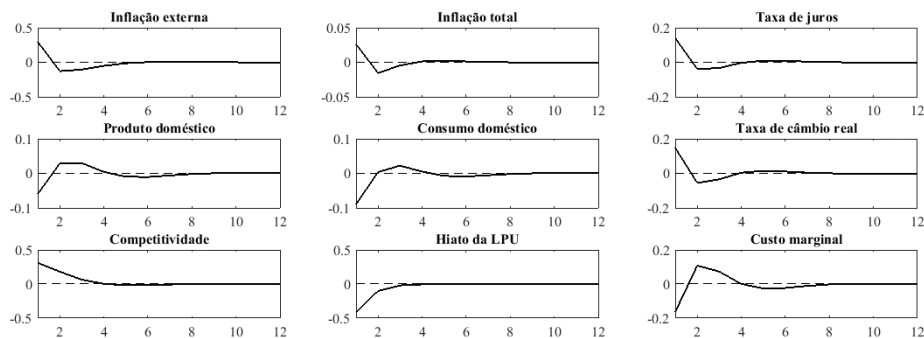
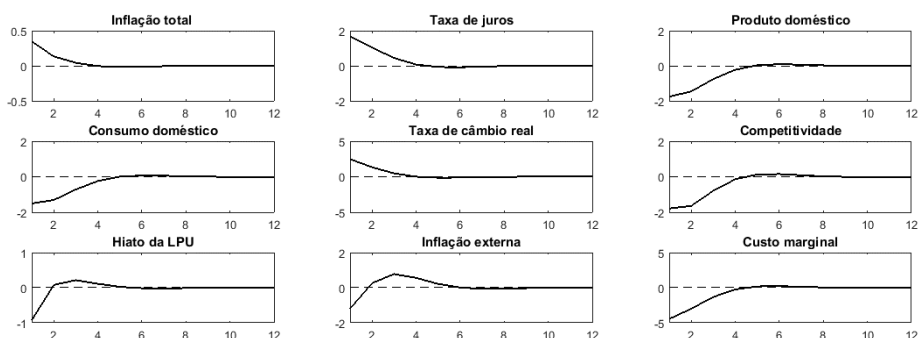


Gráfico 2.2 – Choque de um desvio padrão na Inflação Doméstica



Fonte: Autores

Quando comparamos com a situação do choque na inflação doméstica (gráfico 2.2.), vemos que o efeito se dissipa apenas em torno de 4 trimestres. 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, combinado com a apreciação cambial. Nesse caso, o produto da economia cai um pouco mais do que o consumo.

No gráfico 2.3, para um choque na Taxa de Juros de aproximadamente 35bps, observamos que o consumo doméstico se arrefece, o que valoriza a taxa de câmbio, reduz os preços externos e a competitividade da economia, diminuindo o custo marginal e a inflação total, por consequência. A inflação total cai aproximadamente 10bps no primeiro trimestre e menos de 5bps no segundo, não superando 20bps no acumulado dos quatro primeiros trimestres. Já o produto doméstico, desvia no primeiro momento 25bps 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, Portugal e Laurini (2010), que também se baseiam em Galí e Monacelli (2005). Nos Gráfico 2.4 e 2.5, vemos o comportamento de outros choques no modelo.

Gráfico 2.3 – Choque de um desvio padrão na Taxa de Juros

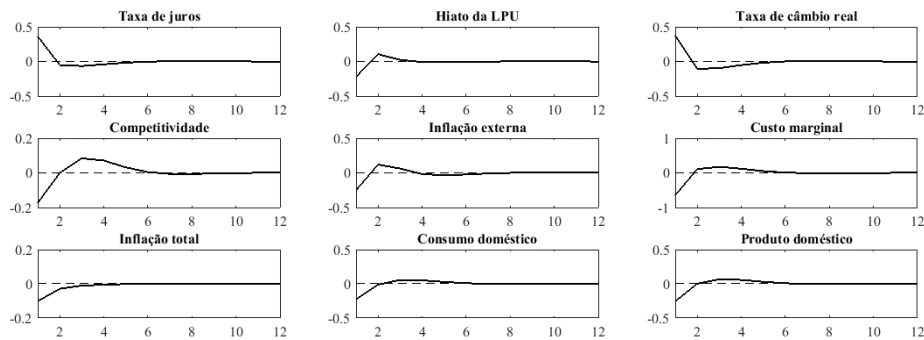


Gráfico 2.4 – Choque de um desvio padrão na Taxa de Câmbio Real

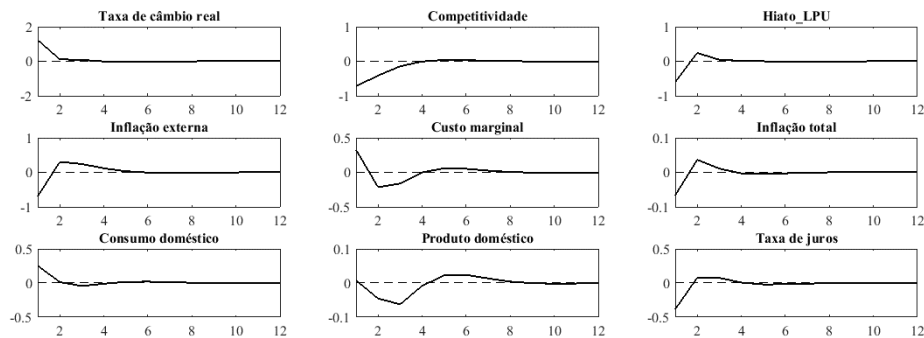
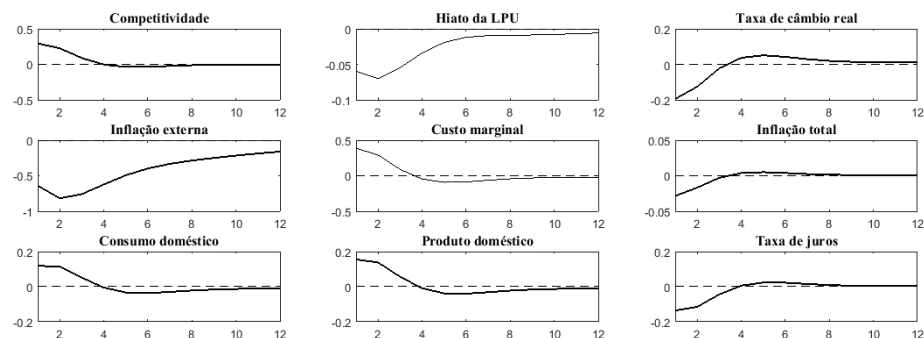


Gráfico 2.5 – Choque de um desvio padrão na Competitividade



Fonte: Autores

3. Resultados

Como podemos ver no Gráfico 3.1, quando a autoridade monetária consegue fazer os agentes incluírem em suas decisões que a taxa de juros ficará temporariamente acima do nível de longo prazo em 0,5 pontos percentual, ele cria, já no primeiro trimestre, um desvio na inflação superior a 1% e um desvio no produto superior a 2%. Quando comparamos com a situação, na qual os agentes não acreditam no Banco

Central ou, simplesmente, 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 inferior a 0,25 ponto percentual na inflação e algo ligeiramente inferior a 0,5 ponto percentual na atividade, como evidenciado no Gráfico 3.2. Dessa forma, podemos perceber que o efeito no caso do choque antecipado é mais do que quatro vezes superior no caso da atividade e mais do que cinco vezes no caso da inflação.

Gráfico 3.1 – Choques Antecipados

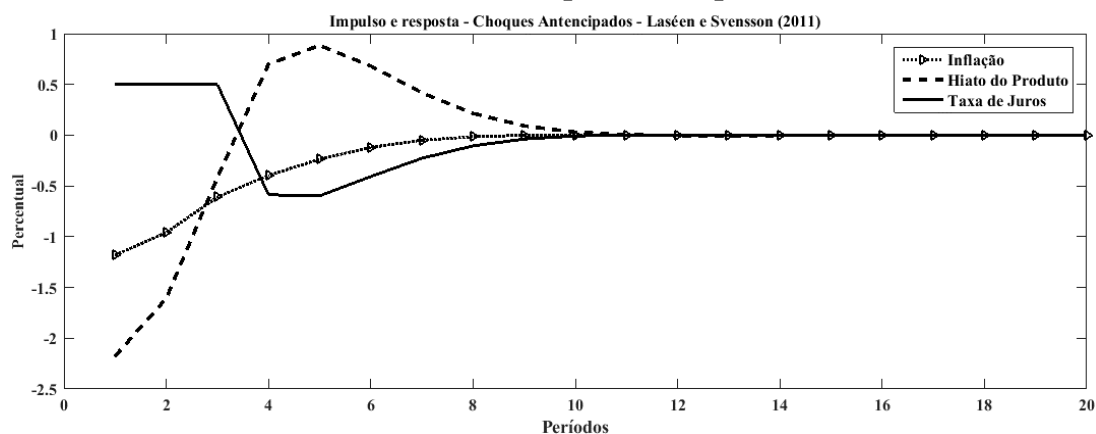
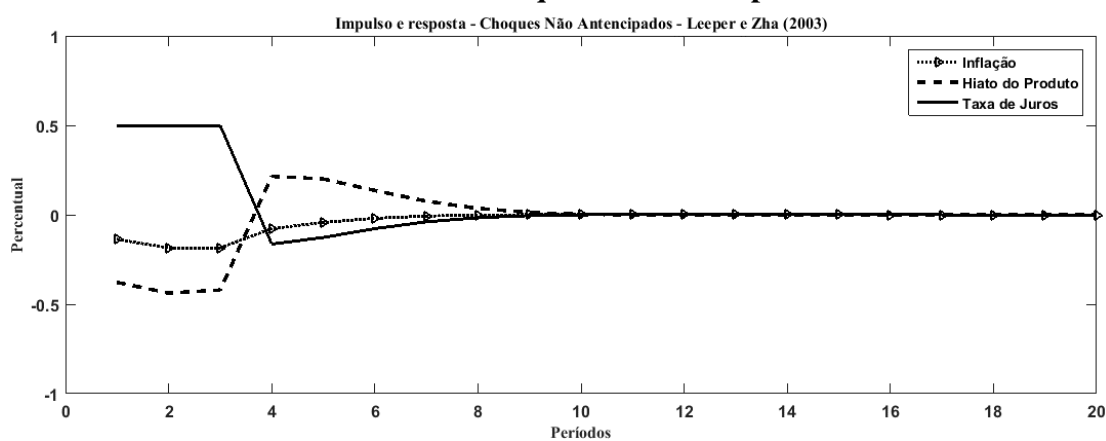


Gráfico 3.2 – Choques Não Antecipados



Fonte: Autores

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. 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. Em decorrência, 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 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 de 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 pode ter 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 sujeito a erros de interpretação. 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. 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 vão acreditando que seu ciclo de aperto monetário já está no fim. Isso ocorreria porque os agentes privados estariam acreditando que a autoridade monetária desejaria uma meta maior de inflação, do que oficialmente aponta, o que demandaria uma quantidade de juros menores. 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. Observe também, que no caso de um presidente que tenha credibilidade e se comunique dizendo que deseja atingir uma nova meta inflacionária, rapidamente, o mercado ajustaria a curva de juros ao necessário e o efeito da política monetária se aproximaria do caso dos choques antecipados. Dessa forma, podemos afirmar que uma medida que venha no sentido de conseguir convencer rapidamente os agentes de que a autoridade deseja uma meta inflacionária menor é passo fundamental para que a política monetária seja mais efetiva, reduzindo a quantidade de juros necessários e acelerando o processo de ajuste na economia brasileira.

3. Conclusão

Recentemente, vários Bancos Centrais em todo o mundo, incluindo o BCB, têm adotado 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 tinha sido estudado para o caso da economia brasileira. Em outras palavras, dadas às características da economia brasileira, seria 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, como visto, 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, conseguimos impor choques que são anunciados no período corrente para os períodos futuros e fazer os agentes levarem em conta nas suas decisões no momento 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 0,50 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 quatro 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, 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 a nova meta 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. Contudo, o *FG* é algo que depende de credibilidade e seria adotado por alguém que quer recuperar sua confiabilidade. Nesse caso, estudos sobre esse aspecto deveriam ser conduzido para que fosse possível saber como o mercado reagiria a essas circunstâncias.

Bibliografia

- AN, S;** **SCHORFHEIDE, F.** *Bayesian Analysis of DSGE Models*. Econometric Reviews, 2007.
- AEROSA, W.D;** **COELHO, C.A.** *Traditional and Matter-of-fact Financial Frictions in a DSGE Model for Brazil: the role of macroprudential instruments and monetary policy*. WP 303. BCB. Novembro 2013.
- CARVALHO, F.A;** **CASTRO, M.R;** **COSTA, S.M.A.** *Traditional and Matter-of-fact Financial Frictions in a DSGE Model for Brazil: the role of macroprudential instruments and monetary policy*. WP 336. BCB. Novembro 2013.
- BLAKE, A. P..** *Fixed Interest rates over finite horizons*. Bank of England. Working Paper No. 454, 2012.

- BROOKS; S.P.; GELMAN, A.** *General Methods for Monitoring Convergence of Iterative Simulations.* Journal Computational and Graphical Statistics. Volume 7, Number 4, Pages 434-455. 1998
- CAMPBELL C. L.; EVANS, J. R.; JUSTINIANO, A.; FICHER. J. DM.** *Macroeconomic Effects of Federal Reserve Forward Guidance.* Brookings Papers on Economic Activity: Spring 2012, 2012, 1.
- CARVALHO, F. A. e VALLI, M.** *Fiscal Policy in Brazil through the Lens of an Estimated DSGE model.* BCB, WP Series # 240.
- DEL NEGRO, M.; GIANNONI, M.; PATTERSON, C.** *The forward guidance puzzle.* FRB of New York Staff Report, 2012, 574.
- DEL NEGRO, M; SCHORFHEIDE, F.** *Inflation Dynamics in a Small Open-Economy Model under Inflation Targeting: Some Evidence from Chile.* Federal Reserve Bank of New York Staff Reports, no. 329. 2008.
- EGGERTSSON, G.; WOODFORD, M.** *Zero bound on interest rates and optimal monetary policy.* Brookings Papers on Economic Activity, 2003, 2003.1: 139-233. 2003
- FURLANI, L. G. PORTUGAL, M. LAURINI, M.** *Exchange rate movements and monetary policy in Brazil: Econometric and simulation evidence.* Economic Modelling, Elsevier, vol. 27(1). 2010
- GALI, J. e MONACELLI, T.** *Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in Small Open Economy.* Review of Economic Studies. 72, 707-734. 2005.
- JUNG, T.; TTERANISHI, Y.; WATABLE, T..** *Zero Bound on Nominal Interest Rates and Optimal Monetary Policy.* Unpublished manuscript. Tokyo: Hitotsubashi University, 2001.
- KLEIN, P.** *Using the Generalized Schur Form to Solve a Multivariate Linear Rational Expectations Model.* Journal of Economic Dynamics and Control 24 (10): 1405-23. 2000.
- LASÉEN, S.; SVENSSON, L.** *Anticipated Alternative Instrument-Rate Paths in Policy Simulations.* 2011.
- LEEPER, E. M.; ZHA, T..** *Modest Policy Interventions.* Journal of Monetary Economics 50 (8): 1673-1700. 2003.
- LINDE, J.** *Estimating New-Keynesian Phillips Curves: A Full Information Maximum Likelihood Approach.* Journal of Monetary Economics 52 (6): 1135-49. 2005.
- LIU, P.** *Small New Keynesian Model of the New Zealand Economy.* Discussion Paper Series. Reserve Bank of New Zealand. May 2006.
- NUNES, A. PORTUGAL, M.** *Políticas Fiscal E Monetária Ativas e Passivas: Uma Análise Para O Brasil Pós-Metas de Inflação.* ANPEC.2009
- MILANI, F.; TREADWELL, J..** *The Effects of Monetary Policy" News" and" Surprises".* University of California-Irvine, Department of Economics, 2011.
- RAMOS, P.L.; PORTUGAL, M.S.** *O Poder da Comunicação do Banco Central: Avaliando o impacto sobre Juros, Bolsa, Câmbio e Expectativa de Inflação.* 42º Encontro da ANPEC. Natal-RN. 2014
- SANTOS, F. G; KANCZUK, F.** *Ensaios Sobre Macroeconometria Bayesiana Aplicada.* Tese (doutorado) – Universidade de São Paulo, 2012.
- SILVEIRA, A.M.** *Using a Bayesian Approach to Estimate and Compare New Keynesian DSGE Models for Brazilian Economy: the role for Endogenous Persistence.* RBE. Rio de Janeiro v. 62, n.3/ p. 333-357. Jul-Set 2008.
- SIN, H. L; GAGLIANONE.** *Stochastic simulation of DSGE for Brazil.* MPRA Paper No. 20853, February 2010.
- SMETS, F.; WOUTERS, R.** *Shocks and Frictions In US Business Cycles.* A Bayesian DSGE Approach. ECB. Working Paper No.722. 2007
- SVENSSON, L.O.** *Monetary Policy with Judgment: Forecast Targeting.* International Journal of Central Banking 1 (1): 1-54.
- VASCONCELOS, B.F.B; DIVINO, J.A;** *O Desempenho Recente da Política Monetária Brasileira Sob a Ótica da Modelagem DSGE.* Trabalhos para Discussão 291. Setembro 2012.
- WOODFORD, M.** *Methods of policy accommodation at the interest-rate lower bound.* In: Jackson Hole symposium, August, Federal Reserve Bank of Kansas City. 2012.