

# CHOQUES ANTECIPADOS DE POLÍTICA MONETÁRIA: UMA INVESTIGAÇÃO PARA A ECONOMIA BRASILEIRA

---

## Área 4: Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

**Robson Rodrigues Pereira (FEA/USP e Bradesco)**

**Márcio Issao Nakane (FEA/USP)**

**Resumo:** Na literatura sobre *business cycles*, o conceito de *news shocks* está associado a uma notícia ou sinalização sobre algo que acontecerá no futuro. Em arcabouços *forward-looking*, tais choques geram impactos imediatos na economia, já a partir da sua incorporação, através do canal das expectativas. Neste artigo utilizamos o arcabouço de *news* monetários aplicado à economia brasileira. A principal contribuição do artigo é a de considerar, sob um único arcabouço, a combinação de choques antecipados de política monetária e curva de juros para a economia nacional. Para contribuir com a identificação desse tipo de choque, incorporamos a Estrutura a Termo da Taxa de Juros (ETTJ). Os nossos resultados sugerem o quão relevantes são os choques antecipados em política monetária, principalmente para explicar flutuações nas taxas de juros, curta e longas.

**Palavras-chave:** DSGE. Choques antecipados. Política monetária.

**Classificação JEL:** E32; E43; E52.

**Abstract:** In the business cycles literature, the concept of news shocks is associated with news or signage about something that will happen in the future. In forward-looking frameworks, such shocks generate immediate impacts on the economy, since its incorporation, through the channel of expectations. In this article we use the monetary news framework applied to the Brazilian economy. The main contribution of the article is to consider, under a single framework, the combination of anticipated monetary policy and interest rate shocks for the national economy. To contribute to the identification of this type of shock, we incorporate the yield curve. Our results suggest how relevant are the anticipated shocks in monetary policy, mainly to explain fluctuations in short and long interest rates.

**Keywords:** DSGE. News shocks. Monetary policy.

**JEL Classification:** E32; E43; E52.

## 1. INTRODUÇÃO

We do not have many good economic theories for what a structural monetary policy shock should be.

Ramey (2016)

Na última versão do *Handbook of Macroeconomics* há um capítulo dedicado ao estudo de choques macroeconômicos. Nele, Ramey (2016) aponta sua visão de choques a partir das seguintes características: (1) devem ser exógenos com relação às variáveis endógenas correntes e defasadas; (2) devem ser não correlacionados com outros choques exógenos e (3) devem representar movimentos exógenos, tanto antecipados quanto não antecipados. No caso específico da análise de política monetária, a autora questiona o porquê do interesse da literatura em tentar identificar choques que contribuem pouco para os resultados econômicos. A resposta, segundo ela própria, é que há um interesse em identificar movimentos não sistemáticos na política monetária, de tal forma que se possa estimar os efeitos causais da moeda sobre variáveis macroeconômicas.

Na literatura sobre *business cycles*, o conceito de *news shocks* está associado a uma notícia ou sinalização sobre algo que acontecerá no futuro. Em arcabouços *forward-looking*, tais choques geram impactos imediatos na economia, já a partir da sua incorporação, através do canal das expectativas. Se o anúncio ou sinalização sobre o futuro for crível, ou pelo menos percebido como tal, os agentes incorporarão em suas decisões algo diferente do que acreditavam que ocorreria com a variável endógena de interesse. A hipótese crucial nesse arcabouço teórico e empírico é a de simetria informacional entre autoridades e agentes privados. A conclusão central nos trabalhos que abordam o tema é que a categoria de choques antecipados explica uma parcela significativa das flutuações de produto nos EUA, comparativamente maior do que o choque contemporâneo convencional dos modelos, chamado aqui de choque surpresa.

O conceito de choques antecipados esteve inicialmente associado a inovações tecnológicas e seus impactos sobre o trabalho, o investimento e o consumo (BEAUDRY; PORTIER, 2006; FUJIWARA; MATHERON; SAHUC, 2011; SCHMITT-GROHÉ; URIBE, 2012). A evolução da literatura de choques reais para os de política econômica ocorreu na sequência, alcançando inicialmente a política fiscal, como nos trabalhos de Leeper, Walker e Yang (2009) e Mertens e Ravn (2010). Posteriormente, o tema chegou à política monetária, como nos trabalhos de Hirose e Kurozumi (2011) e Milani e Treadwell (2012), com as derivações subsequentes.

Choques de política monetária podem ser definidos, de forma mais ampla, como desvios na tomada de decisões de juros em relação à parte sistemática de determinada regra de reação do banco central (BC). A ideia de antecipação de um desvio da regra de política monetária, por parte da autoridade, está inserida na discussão sobre transparência e comunicação em política monetária, em um contexto de coordenação de expectativas e obtenção de maior efetividade das ações de política, como apontado por Blinder et al. (2001) e Bernanke (2013), dentre tantos outros. Um BC que valoriza o conceito de transparência tende a comunicar ao público as suas percepções e intenções, mesmo que de desvios futuros da parte sistemática da regra de política monetária utilizada. Nesse sentido, uma das aplicações práticas do tema aqui sob análise é o *forward guidance* (FG), que foi bastante utilizado no pós-crise global pelos principais bancos centrais do planeta como instrumento de política monetária.

Neste artigo utilizamos o arcabouço de *news* monetários aplicado à economia brasileira. A principal contribuição do artigo é a de considerar, sob um único arcabouço, a combinação de choques antecipados de política monetária e curva de juros para a economia nacional. Para contribuir com a identificação desse tipo de choque, incorporamos a Estrutura a Termo da Taxa de Juros (ETTJ). Os nossos resultados sugerem o quão relevantes são os choques antecipados em política monetária, principalmente para explicar flutuações nas taxas de juros, curta e longas. Por

outro lado, essa mesma categoria de choque tem papel relativamente menor para explicar flutuações no produto.

Além desta introdução, este artigo tem outras cinco seções. Na próxima, apresentaremos os conceitos de choques *news*. Na seção 3, temos uma revisão da literatura relacionada ao nosso tema. Na seção 4, o modelo é apresentado. Na seção 5 apontamos a estratégia empírica e os principais resultados. Por fim, a seção 6 traz as considerações finais.

## 2. NEWS SHOCKS

Para ilustrarmos a forma como os choques *news* são incorporados aos modelos desenvolvidos na literatura, consideremos que uma variável qualquer de interesse seja explicada por outras endógenas e por um processo exógeno  $z$ , tal que, sob uma representação canônica, temos:

$$z_t = \rho^z z_{t-1} + \mu_t \quad (1)$$

Onde  $\mu_t = \sum_{q=0}^Q \varepsilon_{z,t-q}^q$ . Nesse processo ARMA,  $\rho^z < 1$  e cada termo  $\varepsilon_{z,t}^q$  representa um distúrbio independente e identicamente distribuído (i.i.d.) em uma estrutura MA. Para  $q = 0$ , esse termo denota um choque convencional contemporâneo (chamaremos de choque surpresa), com média zero (portanto, não há previsão perfeita sobre  $z_t$ ). Para  $q > 0$ , porém finito, cada  $\varepsilon_{z,t-q}^q$ , é chamado de choque *news* (ou antecipado), por ser anunciado aos agentes (ou incorporado no seu conjunto informacional)  $q$  períodos antes de sua efetiva materialização, em  $t$ . Por exemplo,  $\varepsilon_{z,t-2}^2$  constitui uma inovação de  $z_t$  (que se materializa no período  $t$ ), mas que os agentes conhecem ou incorporam em  $t - 2$ . Sob uma representação mais usual na literatura, cada  $\varepsilon_{z,t-q}^q$ ,  $q > 0$  é não correlacionado temporalmente, ou seja,  $E \varepsilon_{z,t}^j \varepsilon_{z,t-q}^k = 0$  (para  $q > 0$ ),  $E \varepsilon_{z,t}^j \varepsilon_{z,t}^k = 0$  (para  $k \neq j$ ) e  $\varepsilon_{z,t}^k$  e  $\varepsilon_{z,t}^j$  são provenientes de distribuições de probabilidades distintas, com  $\varepsilon_{z,t}^q \sim i.i.d N(0, \sigma_{\varepsilon,q}^2)$ .

Reforçando o conceito de que choques *news* são exógenos, a questão que fica é o que faria os agentes econômicos anteciparem que o BC atuará, no futuro, diferente do previsto por sua regra de reação de política monetária. Há, nesse caso, duas categorias possíveis de argumentação: (a) quando é o próprio *policymaker* que sinaliza o choque de forma antecipada, crível aos olhos dos agentes e (b) quando os agentes privados, por algum motivo qualquer independente da intenção do BC, incorporam tal choque em suas expectativas.

Na primeira categoria, podemos citar o FG. Trata-se de uma ferramenta não convencional de política monetária, na qual as autoridades fornecem informações explícitas sobre a trajetória futura das taxas curtas de juros. Quando um BC aponta de forma transparente e crível uma determinada trajetória de taxas, normalmente condicionada a um cenário específico, está fazendo uso desse instrumento. Sob a ausência dessa condicionalidade, a autoridade incorre no risco de desestabilizar a economia, pela desancoragem das expectativas ou pela introdução de uma assimetria informacional. O conceito de choque (antecipado, no caso) associado ao *guidance*, surge, por exemplo, quando o BC anuncia, de forma transparente e crível, que manterá a taxa básica de juros em determinado patamar, mesmo que a parte sistemática da sua regra recomende ajustes no instrumento. Caso isso aconteça, o ideal é que a autoridade determine um horizonte temporal bem definido para a materialização dessa promessa ou explicitamente quais são os gatilhos (*thresholds*) no cenário para o ajuste na sua taxa, voltando a seguir a regra a partir de então. Se isso não ocorrer, a economia poderá sofrer o problema de indeterminação apontado por Sargent e Wallace (1975), motivo pelo qual a taxa de juros deverá se tornar endógena a partir de determinado momento  $n$ , devidamente comunicado aos agentes. O *Federal Reserve* (Fed) fez

uso desse instrumento entre 2013 e 2015, enquanto outros bancos centrais, como o da Nova Zelândia, anunciam uma trajetória de juros à frente, condicional a determinado cenário.

A segunda categoria está associada a alterações nas percepções dos agentes, independentemente da sinalização pretendida pela autoridade monetária. Essa categoria é mais ampla do que a anterior, podendo ser utilizada para estudos de casos nos quais não há a explicitação do FG. Comentários públicos de formadores de opinião constituem exemplos dessa categoria (BEN ZEEV; GUNN; KHAN, 2016). Essa situação pode ocorrer quando o formador de opinião A (jornalista ou agente de mercado) é atendido em audiência pelo membro 1 do comitê de política monetária e o formador B é recebido pelo membro 2, ainda que em momentos distintos. Mesmo que A e B tenham interpretações individuais corretas das visões de cenário de seus interlocutores (ou mesmo que tenham o mesmo interlocutor no BC), os sinais emitidos por ambos ao público em geral podem ser conflitantes entre si, com impactos ambíguos nas expectativas agregadas<sup>1</sup>. Se as interpretações estiverem distorcidas, a influência sobre o mercado como um todo tende a ser ainda maior. Manifestações externas ao BC, como as do Poder Executivo, também podem constituir fontes de influência de expectativas<sup>2</sup>. A partir dessa interpretação, a questão natural que emerge é: se a mudança nas percepções dos agentes for na direção contrária daquela desejada pelo BC, o que acontecerá? Neste caso, um choque antecipado em  $t$  para quando  $t + 1$  chegar, se não se concretizar, deverá ter, como contrapartida, um choque surpresa de mesma magnitude em  $t + 1$ , de modo que o choque total seja zero. Ainda assim, o foco da literatura será no que ocorrerá na economia entre  $t$  e  $t + 1$ .

Em arcabouços *forward-looking*, choques *news* não afetam a situação corrente da economia de forma direta, mas através do canal das expectativas, já que os agentes reagem imediatamente à informação antecipada de mudanças exógenas que só se materializarão no futuro. Se as expectativas não forem alteradas, não haverá mudanças no comportamento dos agentes, sem impactos, portanto, sobre a economia. Assim, um conceito bastante relevante nessa literatura é o do período de antecipação, que corresponde ao intervalo entre  $t - q$  (a absorção da informação) e  $t - 1$ , véspera da realização do choque. É durante esse período que as reações do setor privado terão impactos sobre o cenário econômico. Outro conceito relevante é o da “reação endógena da política monetária”. Uma vez que percepção de um afrouxamento (aperto) exógeno futuro, leva o setor privado a aumentar (reduzir) o produto e a inflação hoje, mudando, ainda hoje, a parte sistemática da curva de reação monetária, o BC deveria responder imediatamente, alterando os juros, mas em direção contrária ao incorporado pelos agentes para se materializar à frente.

*News shocks*, portanto, têm dois componentes: um é dado pelo efeito da mudança de comportamento dos agentes, em  $t$  devido à incorporação de um choque que se materializará em  $t + 1$ ; o outro é o efeito da realização do choque em  $t + 1$ . Contudo, *news* geram uma resposta das variáveis endógenas, mesmo sem que se materializem quando  $t + 1$  chegar. Esse ponto é relevante, pois o choque antecipado não se materializará, nesse contexto, somente se houver um

<sup>1</sup> No Brasil, criou-se há alguns anos a percepção de que alguns jornalistas têm a função de emitir sinais não oficiais do BCB aos agentes de mercado. Ao mesmo tempo, os formadores de preços costumam dar um peso diferenciado às opiniões de agentes que já passaram pelo Comitê de Política Monetária (Copom).

<sup>2</sup> Na prática, se houver a percepção de ingerência política, o balanço de riscos já será alterado, possivelmente com a piora das expectativas de inflação, levando o BC a reavaliar o seu plano de voo e a responder endogenamente. No Brasil, ao longo do processo de afrouxamento monetário praticado em 2011/2012, quando se esperava interrupção do ciclo em torno de 9% e a Selic foi para 7,25% (outubro de 2012), houve intensificação das percepções de ingerência política no BC por parte do Poder Executivo, ainda que a autoridade monetária apontasse a sua visão de queda do juro neutro para justificar o rompimento dos patamares mínimos de juros conhecidos até então. Em outubro de 2018, o presidente norte-americano, Donald Trump, afirmou que a política de juros do Fed era “ridícula” e que gostaria que a instituição não fosse tão agressiva, por achar que estava cometendo um “grande erro”. Tal comentário veio em contexto de normalização da política monetária por parte do Federal Reserve, que é formalmente independente.

choque contemporâneo (surpresa) em sentido contrário ao antecipado e na mesma magnitude. Suponhamos, por exemplo, um choque antecipado expansionista na política monetária, uma queda de 100 pontos-base (-1%). O cenário em que o choque se materializa é caracterizado por  $\varepsilon_{t+1,t}^{news} = -1$ ;  $\varepsilon_{t+1}^0 = 0$ ;  $\varepsilon_{t+1}^0 + \varepsilon_{t+1,t}^{news} = -1$ . Já o cenário no qual o choque antecipado não se materializa, pode ser descrito por  $\varepsilon_{t+1,t}^{news} = -1$ ;  $\varepsilon_{t+1}^0 = -\varepsilon_{t+1,t}^{news} = 1$ ;  $\varepsilon_{t+1}^0 + \varepsilon_{t+1,t}^{news} = 0$ . Nesse segundo caso,  $\varepsilon_{t+1}^0 = -\varepsilon_{t+1,t}^{news}$  deve ser lido como uma resposta da autoridade monetária, quando  $t + 1$  chegar, para contrabalancear o choque anterior incorporado pelos agentes, caso este último seja indesejado. Portanto, se o choque não se materializar, o cenário prévio esperado será refutado e os agentes atuarão de forma racional, levando juros, produto e inflação de volta aos seus níveis de *steady-state*, ou seja, haverá uma dinâmica de *boom-bust* na economia (SIMS, 2016). Naturalmente, o contraponto do BC poderá vir ainda durante o período antecipação, incluindo o período imediatamente posterior ao da incorporação, por parte dos agentes, de um desvio futuro na regra de reação.

### 3. LITERATURA RELACIONADA

Este artigo se relaciona com a literatura de *news shocks* de política monetária em modelos DSGE. O primeiro trabalho a utilizar choques antecipados para introduzir o FG em modelos DSGE foi proposto por Laséen e Svensson (2011). Os autores argumentam que uma sequência de choques antecipados pode ser usada para gerar qualquer trajetória, também antecipada, de taxa de juros. Seguindo a mesma linha, Campbell et al. (2012) e Del Negro, Giannoni e Patterson (2012) investigam os efeitos do *forward-guidance* durante a Grande Recessão.

Milani e Treadwell (2012) constroem a análise a partir do modelo padrão novo-keynesiano de três equações. Enquanto a curvas IS e de Phillips têm componentes *forward-looking* e *backward-looking*, a curva de reação do BC apresenta um componente de suavização e considera o hiato de produto e a inflação contemporâneos. As premissas habituais para a construção das três curvas estão presentes, tais como competição imperfeita entre as firmas, formação de hábito e rigidez de preços à la Calvo. Todos os testes levam à mesma conclusão, qual seja, a de que os choques antecipados de política monetária são relevantes para explicar flutuações na atividade econômica norte-americana e geram impactos maiores do que os choques não antecipados.

Gomes, Iskrev e Mendicino (2013) complementam o trabalho de Milani e Treadwell (2012) utilizando uma estrutura estocástica mais rica e um conjunto mais amplo de fricções para testar se os choques *news* de política monetária capturam o impacto de outros tipos de inovações antecipadas. Os autores concluem que na especificação mais completa, o desvio-padrão do choque *news* de política monetária é significativamente diferente de zero e similar ao do modelo com antecipação apenas na regra de reação da política monetária. Ao mesmo tempo, encontram o intervalo inferior de 95% do desvio-padrão de todos os outros choques *news* é zero. Isso sugere que *news* sobre choques além do monetário não são importantes para determinar a performance do modelo, condicionalmente às variáveis observáveis utilizadas.

Os trabalhos de Milani e Treadwell (2012) e de Gomes, Iskrev e Mendicino (2013) não consideram especificações *forward-looking* da curva de reação da autoridade monetária, o que pode ser explicado pela sua propensão a gerar indeterminações, como apontado por Best e Kapinos (2016), que preencheram essa lacuna na literatura de *news*. Os autores se inspiram nos trabalhos de Milani e Treadwell (2012) no que tange à estrutura do modelo, e de Schmitt-Grohé e Uribe (2012) e de Milani e Rajbhandari (2012) no que se refere ao tratamento das *priors* dos desvios-padrão dos choques antecipado e não antecipado. A análise considerou diferentes especificações para a regra de reação monetária e também aponta para a relevância dessa categoria de choques.

As referências apontadas até aqui utilizaram estruturas padronizadas de modelagem DSGE. Contudo, essa literatura evoluiu também na direção de incorporação de informações dos próprios mercados financeiros ou de analistas profissionais. Enquanto Davis (2007) e Hirose e Kurozumi (2011) usam dados da ETTJ, Milani e Rajbhandari (2012) e Doehr e Martínez-García (2015) utilizam sondagens de expectativas dos agentes. Já Malkhozov e Tamoni (2015), Avdjiev (2016), Görtz e Tsoukalas (2016) e Iskrev (2018) fazem uso de dados de preços de ativos. O nosso foco no artigo estará nas taxas longas de juros. Essa abordagem faz sentido à medida que tais taxas constituem um importante canal de transmissão da política monetária e contêm informações sobre as expectativas dos agentes para a trajetória futura da taxa de juros.

Com o intuito de avaliar as mudanças que ocorreram na estratégia comunicacional do Fed nos anos 1990, Hirose e Kurozumi (2011) incorporam a ETTJ ao modelo desenvolvido por Smets e Wouters (2007). Os autores advogam que a incorporação da curva de juros ao modelo foi essencial para que a contribuição do componente antecipado se tornasse maior nos choques de política monetária a partir de meados da já citada década. A inclusão da ETTJ é fundamental para as conclusões obtidas. Sem ela, não há qualquer diferença significativa entre os subperíodos avaliados no que tange à contribuição de cada componente do choque monetário para explicar descolamentos das ações do BC em relação à componente sistemática da regra do tipo-Taylor. O componente antecipado da regra é mais importante do que o não antecipado em cada subperíodo, com contribuições entre 5% e 23% das explicações para as flutuações das variáveis reais da economia.

Ao discutirem o FG, De Graeve, Ilbas e Wouters (2014) mostram que, sob várias combinações de parâmetros, a reação endógena na taxa curta de juros pode dominar o efeito do choque exógeno (anúncio antecipado) para determinar a resposta das taxas longas, que podem até mesmo subir em resposta ao anúncio futuro de uma expansão monetária. Essa direção dependerá da força relativa de resposta do canal endógeno. Os autores documentam o papel das fricções para explicar o comportamento das taxas longas de juros em modelos DSGE de médio porte. Uma das recomendações de *policy* do trabalho é que as autoridades monetárias devem condicionar a duração do *guidance* ao estado futuro da economia, de modo a evitarem resultados extremos e não realistas, com a obtenção de um ambiente mais estável do ponto de vista macroeconômico.

#### 4. MODELO

O nosso modelo é baseado em Milani e Treadwell (2012). Contudo, ao contrário do que é apresentado pelos autores, que utilizam uma formulação com hiato de produto e desvio de inflação contemporâneos, optamos por uma especificação com a expectativa do desvio médio da inflação em relação à meta de um período à frente, de modo a capturar com maior fidedignidade o arcabouço *forward-looking* do regime de metas de inflação no Brasil. Ademais, à formulação apresentada pelos autores acrescentamos a ETTJ, como é feito por Hirose e Kurozumi (2011) em uma modelagem mais complexa do que a nossa. Por outro lado, esses dois últimos autores utilizam vértices de juros de apenas 1 e 2 anos, enquanto acrescentamos o vértice de 5 anos com dados brasileiros. Consideremos um modelo novo-keynesiano padrão de três equações, de economia fechada e sem acumulação de capital, descrito por:

$$y_t = \frac{h}{(1+h)} y_{t-1} + \frac{1}{(1+h)} E_t y_{t+1} - \frac{(1-h)}{\sigma(1+h)} [i_t - E_t \pi_{t+1}] + z_{y,t} \quad (2)$$

$$\pi_t = \frac{\omega}{(1+\omega\beta)} \pi_{t-1} + \frac{\beta}{(1+\omega\beta)} E_t \pi_{t+1} + \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\theta(1+\omega\beta)} \left( t y_t + \frac{\sigma}{(1-h)} [y_t - h y_{t-1}] \right) + z_{p,t} \quad (3)$$

$$i_t = \rho_i i_{t-1} + (1 - \rho_i) [\chi_\pi (E_t \pi_{t+1}) + \chi_y y_t] + z_{i,t} \quad (4)$$

Onde  $y_t$  é o produto,  $\pi_t$  é a inflação e  $i_t$  denota a taxa nominal de juros de curto prazo, determinada pela autoridade monetária. Todas essas três variáveis estão em termos loglinearizados desviadas de seus valores de *steady-state*. Detalhes da derivação poderão ser encontrados no texto de referência e serão omitidos neste artigo. A curva (2) é a IS, derivada da equação de Euler, obtida pela aproximação linear da escolha ótima das famílias, onde  $h$  é o coeficiente de persistência de hábito, o que cria persistência também no produto, fazendo com que este precise de um tempo maior para retornar ao seu nível de equilíbrio após sofrer um choque. O parâmetro  $\sigma$  é o inverso da elasticidade intertemporal de substituição (ou o coeficiente de aversão ao risco, que costuma estar dissociado nos modelos com preferências recursivas).

A Curva de Phillips Novo-Keynesiana (NKPC), apresentada em (3), descreve a dinâmica da inflação. A produção na economia é realizada por um contínuo de firmas que atuam em competição monopolística, cada qual encontrando uma curva de demanda negativamente inclinada. Considera-se que há rigidez de preços à la Calvo, na qual, a cada período, uma fração  $(1 - \theta)$  das firmas é sorteada para reajustar os seus preços de forma ótima, enquanto a fração  $\theta \in (0,1)$  das empresas utiliza uma regra de indexação que leva em conta a inflação passada, onde  $\omega$  mensura o grau de indexação da economia. O fator de desconto intertemporal é dado por  $0 < \beta < 1$ . Ademais,  $\iota$  é o inverso da elasticidade intertemporal de oferta de trabalho na função utilidade do consumidor.

A equação (4) descreve uma regra de reação da política monetária, na qual  $\rho_i$  é o parâmetro de inércia dos juros e  $\chi_m$  ( $m = \pi, y$ ) é o coeficiente de resposta da política monetária aos desvios da inflação de um período à frente em relação à meta do mesmo período e do produto em relação ao seu nível de longo prazo. Supomos que cada um dos distúrbios evolua de acordo com:

$$z_{y,t} = \rho_{zy}z_{y,t-1} + \varepsilon_{y,t} \quad (5)$$

$$z_{p,t} = \rho_{zp}z_{p,t-1} + \varepsilon_{p,t} \quad (6)$$

$$z_{i,t} = \rho_{zi}z_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} + \sum_{q=1}^Q \varepsilon_{i,t-q}^q \quad (7)$$

Os processos exógenos de cada uma das curvas capturam, respectivamente, choques na demanda ( $\varepsilon_{y,t}$ ), na oferta ( $\varepsilon_{p,t}$ ), na parte sistemática da regra de política monetária ( $\varepsilon_{i,t}$ ) e antecipados de política monetária ( $\varepsilon_{i,t-q}^q$ ). Esses choques têm a interpretação convencional na literatura, de tal maneira que  $\varepsilon_{y,t} \sim i.i.d N(0, \sigma_y^2)$ ,  $\varepsilon_{p,t} \sim i.i.d N(0, \sigma_p^2)$ ,  $\varepsilon_{i,t} \sim i.i.d N(0, \sigma_i^2)$ . Ademais,  $\sum_{q=1}^Q \varepsilon_{i,t-q}^q$  é a estrutura MA que representa os choques antecipados que afetarão a decisão de juros em  $t$ . Seguindo o padrão vigente na literatura, cada  $\varepsilon_{i,t-q}^q \sim i.i.d N(0, \sigma_{\varepsilon_i^q}^2)$ ,  $q > 1$ . Veremos adiante como o horizonte de defasagem foi determinado.

Ainda que muito simples, o nosso modelo incorpora as três fontes básicas de persistência comumente encontradas no arcabouço DSGE: real (através da formação de hábito), nominal (pela indexação da inflação) e de política monetária (via suavização da taxa de juros). O modelo ficará completo com a introdução da ETTJ, que seguirá o arcabouço da Hipótese de Expectativas Racionais (HER). Sob tal arcabouço, os vértices mais longos são formados exclusivamente a partir das expectativas em relação à sequência de taxas curtas ( $i_{1,t}$ ), de tal forma que:

$$i_{n,t} = \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} E_t i_{1,t+j}, n \geq 2 \quad (8)$$

Onde  $n$  é o enésimo vértice da curva de juros. Sob essa abordagem mais simplificada, movimentos na curva serão resultantes de mudanças nas expectativas em relação à trajetória de

taxas curtas. Dessa maneira, choques de política monetária (antecipados ou não) serão incorporados imediatamente na formação de taxas de juros com vértices mais longos. Como juros respondem ao estado geral da economia, a curva de juros responderá, também, ao que se espera para o produto e a inflação no futuro. Escolheremos os vértices de 4, 8 e de 20 trimestres. A ideia é capturarmos, com alguns vértices específicos da curva de juros, maturidades mais associadas à política monetária e também aquelas que sofrem influência de outros fatores, além das ações e sinalizações do BC.

Devemos ter em mente que a ETTJ não está desconectada das demais curvas do modelo. Eggertsson e Woodford (2003), Carlstrom, Fuerst e Paustian (2012) e Del Negro, Giannoni e Patterson (2012), entre outros, argumentam que a trajetória esperada da taxa de juros de curto prazo é incorporada nas taxas de longo prazo, o que influencia as decisões correntes dos agentes de acordo com mudanças nas suas percepções. Generalizações das curvas IS e de Phillips sugerem que as expectativas para as taxas futuras de juros, não somente de um período à frente, são relevantes. É possível relacionarmos variáveis macroeconômicas com taxas de juros de longo prazo, o que nos motiva a incluir tais variáveis financeiras na nossa análise. A literatura de macrofinanças tem enfatizado essa conexão, inclusive apontando *feedbacks* bidirecionais entre a curva de juros e variáveis macro. Essa análise conjunta nos permite, por um lado, avaliar como movimentos na curva de juros são afetados por choques na inflação, no produto ou nos juros e, por outro, verificar como a curva de juros captura as expectativas dos agentes em relação à evolução futura da economia. Nesse sentido, a ETTJ tem contribuições a oferecer como canal de propagação desses choques. Adicionalmente, é possível mostrarmos que as taxas de juros curta e longas estão diretamente associadas ao problema de otimização do consumidor no modelo. De fato, o preço de um ativo é dado pelo fator que representa a taxa marginal de substituição intertemporal do consumo entre dois períodos, também conhecida como Fator de Desconto Estocástico (*Stochastic Discount Factor, SDF*) ou *pricing kernel*.

## 5. ESTRATÉGIA EMPÍRICA

A abordagem econométrica é a da estimação com métodos bayesianos (veja, por exemplo, HERBST; SCHORFHEIDE, 2016). Para isso, utilizamos o software *Dynare* (versão 4.5.7). Como é habitual na estimação de modelos DSGE, alguns parâmetros foram calibrados. Inspirados em Castro et al. (2011), que utilizam um conjunto bem maior de parâmetros, teremos  $\beta = 0,989$  e  $\iota = 1$ . O conjunto de 11 parâmetros a serem estimados são os estruturais da economia  $\{\omega, \theta, h, \sigma\}$ , os de suavização e preferências do BC  $\{\rho_i, \chi_\pi, \chi_y\}$  e os dos coeficientes AR dos três processos exógenos e do erro de medida da ETTJ  $\{\rho_{zy}, \rho_{zp}, \rho_{zi}, \rho_u\}$ .

### 5.1 Dados

As seis variáveis endógenas do modelo são  $\{y_t, \pi_t, i_t, i_t^4, i_t^8, i_t^{20}\}$ . Foram utilizados dados trimestrais para o período entre 1T2000 e 3T2018, o que contabiliza 75 observações. A escolha do período inicial foi condicionada pela opção de excluir os primeiros trimestres após a mudança do regime cambial brasileiro, o que ocorreu em janeiro de 1999, e a adoção do regime de metas de inflação, em junho daquele mesmo ano. As variáveis observáveis  $dy_t^{obs}, \pi_t^{obs}, i_t^{obs}$  foram transformadas de acordo com:

$$I. \quad dy_t^{obs} = \ln(PIB \text{ PER CAPITA}_t) - \ln(PIB \text{ PER CAPITA}_{t-1})$$

Onde  $PIB \text{ PER CAPITA}_t$  foi construído a partir da base de dados do IBGE (<http://www.ibge.gov.br>), considerando a razão entre a série encadeada do Produto Interno Bruto



(PIB) trimestral (a valores constantes de 1995, dessazonalizada) e a força de trabalho (segundo a PNAD Contínua, com ajuste sazonal e retropolação para períodos anteriores a 1T2012).

$$\text{II.} \quad d\pi_t^{obs} = \ln\left(\frac{IPCA_t}{IPCA_{t-4}}\right) - \ln\left(\frac{IPCA_{t-1}}{IPCA_{t-5}}\right)$$

Onde  $IPCA_t$  é o número-índice do IPCA na ponta do trimestre, obtido no IBGE (<http://www.ibge.gov.br>). Dessa forma, a inflação capturada no nosso modelo estará em termos acumulados em quatro trimestres.

$$\text{III.} \quad i_t^{obs} = \left[\frac{Selic_t}{100}\right] - one - sideHP\left[\frac{Selic_t}{100}\right]$$

Onde  $Selic_t$ , obtida na base de séries temporais do Banco Central (<http://www.bcb.gov.br>), é construída a partir da acumulação de dados mensais em cada trimestre, expressando-os em termos trimestrais. Como há uma clara tendência na série de juros no Brasil, optamos por desviar a série observável de sua tendência, dada pelo filtro *one-sided HP* (STOCK; WATSON, 1999). Para as taxas de mercado, utilizamos o Swap Pré-DI (de 360, 720 e 1800 dias), com o mesmo tratamento dado à taxa Selic, para cada vértice utilizado, mas trimestralizando os dados anuais (ou seja, dividindo as taxas por 400).

Dado que o nosso modelo tem uma especificação linear, os valores de *steady-state* são, por definição, iguais a zero. Cada série observável foi subtraída de sua respectiva média histórica, de tal forma que os dados utilizados na estimação têm média igual a zero.

Como tem sido apontado na literatura (CAMPBELL; SHILLER, 1991), a HER não tem boa performance empírica. De fato, a curva de juros é sujeita à influência de outros fatores além das percepções em relação às ações futuras do BC. Nesse sentido, torna-se necessário incorporar um *term premium*, de modo que possamos conectar os dados observados às variáveis teóricas, seguindo De Graeve, Emiris e Wouters (2009), Hirose e Kurosumi (2011), Kulish e Rees (2011) e Jones, Kulish e Rees (2018), a nossa proxy de *term premium*. Nessa abordagem parcimoniosa, portanto, o *term premium* constitui um choque exógeno, variável no tempo. As equações de observação são dadas por:

$$\begin{bmatrix} 100dy_t^{obs} \\ 100d\pi_t^{obs} \\ 100i_t^{obs} \\ 100i_t^{4,obs} \\ 100i_t^{8,obs} \\ 100i_t^{20,obs} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} y_t - y_{t-1} \\ \pi_t - \pi_{t-1} \\ i_t \\ i_t^4 \\ i_t^8 \\ i_t^{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ v_t + \zeta_{4,t} \\ v_t + \zeta_{8,t} \\ v_t + \zeta_{20,t} \end{bmatrix}$$

O *term premium* (ou prêmio de alongamento) é dado pela soma  $v_t + \zeta_{j,t}$  ( $j = 4,8,20$ ), onde  $v_t = \rho_v v_{t-1} + \epsilon_t$  é um processo exógeno comum a todos os vértices da curva de juros, com  $\epsilon_t \sim i.i.d N(0, \sigma_\epsilon^2)$ , enquanto  $\zeta_{j,t} \sim i.i.d N(0, \sigma_\zeta^2)$  representa um choque idiossincrático a cada maturidade, que captura as condições de oferta e de demanda de títulos negociados com vencimento naquele vértice específico.

A escolha do horizonte temporal do choque antecipado é, na literatura, feita majoritariamente de forma arbitrária. Seguindo Milani e Treadwell (2012) e Gomes, Iskrev e Mendicino (2013), optamos por fazer a seleção da extensão do horizonte utilizando as densidades marginais relativas para especificações diferentes e comparando-as entre si. É importante reconhecer que há várias combinações possíveis de defasagens na regra de reação do BC, de

modo que não conseguiremos fugir de alguma discricionariedade na escolha de especificações que serão testadas. Primeiramente, consideramos apenas defasagens individuais, de 0 (sem choque antecipado) até  $Q$ , com  $Q$  máximo de 8. Depois, consideramos horizontes múltiplos, com  $q = \{1, 2\}$ ,  $q = \{1, 2, 3\}$ , e assim por diante, até  $q = \{1, \dots, 8\}$ . Casos intermediários também foram analisados, como  $q = \{1, 4\}$ ,  $q = \{1, 3, 5\}$  e  $q = \{2, 4, 6, 8\}$ , dentre outros. As densidades marginais de 30 especificações possíveis foram calculadas, conforme mostrado na Tabela 1. A melhor é a que apresentou a maior densidade marginal:  $q = \{1, \dots, 7\}$ . Na última coluna da tabela são apresentados os resultados das especificações com choques antecipados nas três curvas, o que constituirá o nosso teste de robustez, como discutiremos adiante.

**Tabela 1 – Comparação de modelos com defasagens distintas**

Defasagem	Modelo Benchmark (news apenas na Regra de Taylor)	Modelo Alternativo (news nas 3 curvas)
q=0 (sem news)	-332.043	-332.043
q=1	-335.023	-334.822
q=2	-319.558	-321.756
q=3	-314.126	-303.328
q=4	-330.866	-330.481
q=5	-322.169	-333.385
q=6	-322.169	-325.003
q=7	-314.982	-322.940
q=8	-322.059	-327.962
q=1, 2	-317.041	-316.917
q = 1, 2, 3	-308.432	-302.082
q = 1, ..., 4	-306.241	-300.432
q = 1, ..., 5	-302.425	-295.962
q = 1, ..., 6	-299.637	-291.762
q = 1, ..., 7	<b>-298.372</b>	-289.460
q = 1, ..., 8	-298.438	<b>-288.557</b>
q=1, 4	-311.852	-312.851
q=4, 8	-319.730	-310.111
q=2, 4	-311.853	-313.497
q= 2, 5	-302.250	-305.838
q = 1, 3	-309.193	-301.512
q = 3, 6	-302.106	-339.973
q=1, 4, 8	-307.616	-305.641
q = 2, 4, 6	-304.067	-304.693
q= 1, 3, 5	-303.036	-296.538
q = 3, 5, 7	-303.363	-294.910
q = 4, 6, 8	-318.048	-308.811
q = 3, 5, 6	-303.471	-295.919
q = 1, 3, 5, 7	-300.350	-334.551
q = 2, 4, 6, 8	-303.396	-302.424

Nota: a tabela mostra a densidade marginal, calculada com o uso da aproximação de Laplace. Em negrito, os valores máximos, indicando a melhor especificação.

Fonte: elaboração própria.

Dessa forma, o nosso modelo básico terá 14 choques presentes  $\{\varepsilon_y, \varepsilon_p, \varepsilon_i, \varepsilon, \xi_4, \xi_8, \xi_{20}, \varepsilon_i^1, \varepsilon_i^2, \varepsilon_i^3, \varepsilon_i^4, \varepsilon_i^5, \varepsilon_i^6, \varepsilon_i^7\}$ . Impusemos, na definição das *priors*, que a variância total dos componentes antecipados seja igual ao do componente contemporâneo do choque contemporâneo, ou seja,  $\sigma_i^2 = \sigma_{\varepsilon^1}^2 + \sigma_{\varepsilon^2}^2 + \dots + \sigma_{\varepsilon^7}^2$ . Assim, o escopo de *news* ficará limitado, de tal forma que os dados precisarão desempenhar um papel maior do que o das *priors* para que essa categoria de choques seja relevante (HIROSE; KUROZUMI, 2011; BEST; KAPINOS, 2016).

## 5.2 Resultados

As distribuições posteriores dos parâmetros estruturais foram obtidas através do algoritmo de *Random Walk Metropolis-Hastings* (RWMH), baseado no procedimento *Monte Carlo Markov Chain* (MCMC). Utilizamos duas cadeias paralelas, cada uma com 500 mil replicações (*draws*), descartando-se as primeiras 250 mil (*burn-in period* de 50%). As taxas de aceitação (*acceptance rate*) foram 33,0% na primeira cadeia e 32,9% na segunda<sup>3</sup>. Ao mesmo tempo, o diagnóstico de convergência multivariada de Brooks e Gelman (1998) mostra que os primeiros momentos da distribuição apresentam convergência.

Os resultados das médias posteriores (*posteriors*) e do *Highest Probability Density* (HPD), com intervalo entre 5% e 95%, são apresentados na Tabela 2. Os dados observados desempenharam um papel relevante (em relação às *priors*) para determinar as estimativas dos parâmetros, ou seja, foram informativos no processo de estimação. A exceção ficou por conta de  $\sigma$ , cuja média posterior, de 1,30, é igual à *prior* que estipulamos.

Alguns resultados que emergiram da estimação são muito informativos. A média posterior do coeficiente de persistência de hábito ( $h$ ) é muito próxima à unidade, apresentando um intervalo bastante estreito. Do ponto de vista teórico, um valor próximo a 1 sugere que o produto (cujo único componente é o consumo, no nosso modelo) reage com bastante persistência a choques. No que tange à probabilidade Calvo ( $\theta$ ), temos um valor também bastante elevado, de 0,98, o que implica, no modelo, reajustes ótimos por parte das empresas ocorrem com intervalos muito elevados de tempo, prevalecendo a indexação ao passado na formação de preços. Esse resultado é superior ao encontrado em outros trabalhos: Castro et al. (2011) encontram 0,74, enquanto Carvalho e Castro (2015) obtêm 0,87, para um arcabouço de economia aberta. O resultado aqui obtido talvez esteja sendo influenciado pela nossa amostra, que considera um longo período de recessão na economia brasileira (2015/2016) e recuperação muito moderada a partir de então, com impactos potenciais sobre os reajustes.

No que tange aos parâmetros da política monetária, as estimativas indicam elevadíssimo grau de suavização da taxa de juros ( $\rho_i$ ), com valor de 0,97. Não descartamos que esse elevado coeficiente esteja refletindo, em alguma medida, a manutenção da taxa de juros por períodos muito longos, como ocorreu entre 2015 e 2017 e de 2018 até o momento de encerramento deste trabalho. Adicionalmente, os parâmetros de resposta ao produto e à inflação corroboram o esperado no que tange ao diferencial de magnitude. Por outro lado, a estimativa do coeficiente AR(1) do choque de juros, de 0,73, é superior à *prior* informada e maior do que os dos outros choques no modelo.

<sup>3</sup> Herbst e Schorfheide (2016) apontam que taxas de aceitação entre 20% e 40% apresentam uma acurácia maior de aproximação de Monte Carlo.

Tabela 2 – Estimação dos parâmetros – modelo básico

Parâmetros		Distribuição Prior			Distribuição Posterior			
Notação do Modelo		Notação do Dynare	Distribuição	Média	Desvio-Padrão	Média	Piso do HPD (5%)	Teto do HPD (95%)
h	Persistência de hábito	h	beta	0,85	0,1	0,9824	0,9723	0,9928
$\omega$	Grau de indexação de preços	omega	beta	0,65	0,2	0,5507	0,3938	0,7101
$\theta$	Probabilidade de Calvo	theta	beta	0,65	0,1	0,9772	0,9671	0,9882
$\sigma$	Inverso da elasticidade intertemporal de substituição	sigma	norm	1,3	0,1	1,301	1,1345	1,4613
$\rho_i$	Suavização da taxa de juros	rho_i	beta	0,5	0,15	0,973	0,9574	0,989
$\rho_{zi}$	AR do choque de juros	rho_z_i	beta	0,5	0,2	0,7267	0,6293	0,8227
$\rho_{zy}$	AR do choque de demanda	rho_z_y	beta	0,5	0,2	0,4181	0,2848	0,5542
$\rho_{zp}$	AR do choque de oferta	rho_z_p	beta	0,5	0,2	0,5792	0,4538	0,7084
$\rho_v$	AR do choque da ETTJ	rho_z_et	beta	0,5	0,2	0,4799	0,2661	0,6955
$\chi_v$	Coefficiente produto na Taylor	xi_y	gamm	0,25	0,1	0,3091	0,1402	0,4643
$\chi_\pi$	Coefficiente inflação na Taylor	xi_p	norm	2	0,35	1,6547	1,0518	2,2545
$\varepsilon_y$	Choque demanda	e_y	invg	1	Inf	0,3465	0,2577	0,4311
$\varepsilon_p$	Choque oferta	e_p	invg	1	Inf	0,3171	0,2268	0,4039
$\varepsilon_i$	Choque de juros	e_i	invg	1	Inf	0,1813	0,1505	0,2109
$\varepsilon_i^1$	Choque monetário t-1	en1	invg	0,143	Inf	0,0736	0,0398	0,108
$\varepsilon_i^2$	Choque monetário t-2	en2	invg	0,143	Inf	0,0856	0,0456	0,1225
$\varepsilon_i^3$	Choque monetário t-3	en3	invg	0,143	Inf	0,0683	0,037	0,0973
$\varepsilon_i^4$	Choque monetário t-4	en4	invg	0,143	Inf	0,0519	0,0322	0,0707
$\varepsilon_i^5$	Choque monetário t-5	en5	invg	0,143	Inf	0,0565	0,0339	0,079
$\varepsilon_i^6$	Choque monetário t-6	en6	invg	0,143	Inf	0,0631	0,0363	0,0891
$\varepsilon_i^7$	Choque monetário t-7	en7	invg	0,143	Inf	0,066	0,0387	0,0929
$\varepsilon$	Choque da ETTJ	e_i_ettj	invg	1	Inf	0,2071	0,164	0,2474
$\xi_4$	Choque da taxa de 360 dias	e_i360	invg	1	Inf	0,1381	0,1176	0,1549
$\xi_8$	Choque da taxa de 720 dias	e_i720	invg	1	Inf	0,1389	0,118	0,1564
$\xi_{20}$	Choque da taxa de 1800 dias	e_i1800	invg	1	Inf	0,1843	0,1454	0,2219

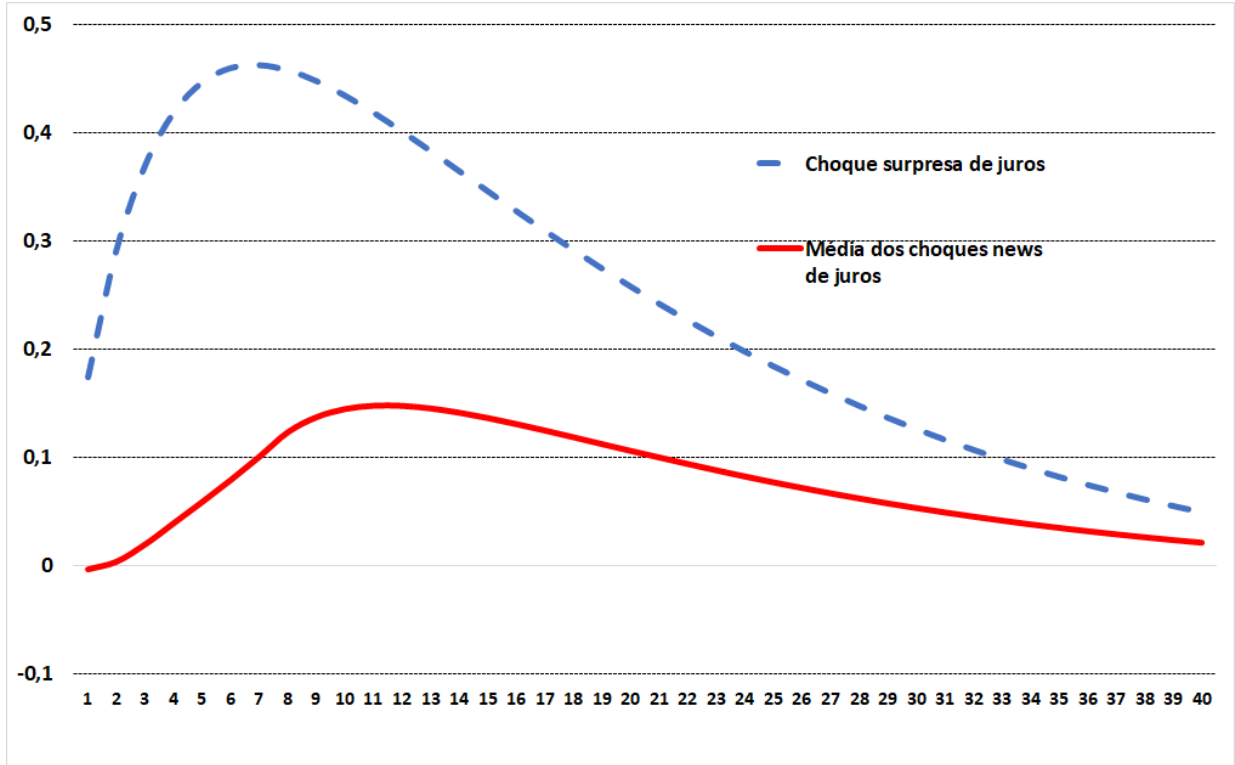
Fonte: elaboração própria.

Dentre os resultados que nos chamaram a atenção, destacamos também a volatilidade mais elevada do choque de juros antecipado em dois períodos, superior à verificadas com suas outras defasagens. Na decomposição da variância dos erros de previsão, que será mostrada a seguir, essa defasagem específica é a que apresenta maior participação na explicação de flutuações de todas as variáveis endógenas do modelo.

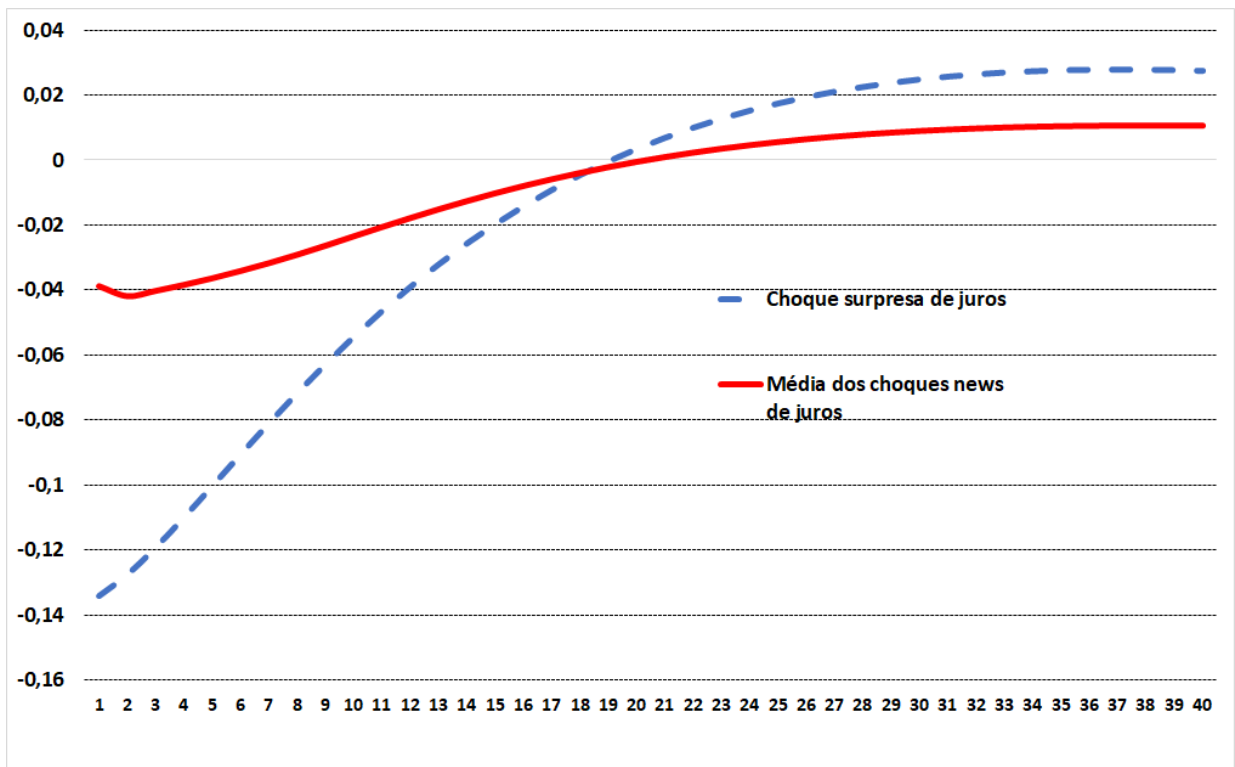
Analisaremos a Função Impulso-Resposta (FIR) das três principais variáveis endógenas observadas do modelo. O objetivo é verificar as respostas de juros curtos, crescimento do produto e variação da inflação anual a choques monetários, antecipados e não antecipados, em termos de desvios em relação aos respectivos estados estacionários. Os choques foram calibrados para 1 desvio-padrão de alta. A invés de somarmos as respostas de cada variável aos 7 choques *news* conjuntamente, como é feito por Milani e Treadwell (2012), optamos em verificar a resposta à média de todos esses 7 choques. O Gráfico 1 mostra que a taxa básica de juros sobe, no máximo, cerca de 46 pontos-base diante de um choque-surpresa de juros. Na média dos choques antecipados, essa resposta é de 15 pontos-base. No caso do crescimento trimestral do produto, essas respostas são negativas, como era de se esperar: respectivamente, 0,14% e 0,04%, no efeito máximo. Já para a inflação, temos também um impacto negativo, com 0,09% e 0,04%, nessa ordem. Como era previsto, as FIRs são *hump-shaped*. Algo que chama a atenção é que não há resposta endógena da política monetária: mesmo com produto e inflação caindo, os juros sobem. Voltaremos a esse ponto adiante. Não apresentamos aqui, mas as respostas das taxas longas são todas na mesma direção da taxa curta.

Gráfico 1 – FIR de choques monetários contracionistas sobre as três principais variáveis observadas, em % (resposta a choques altistas de 1 DP)

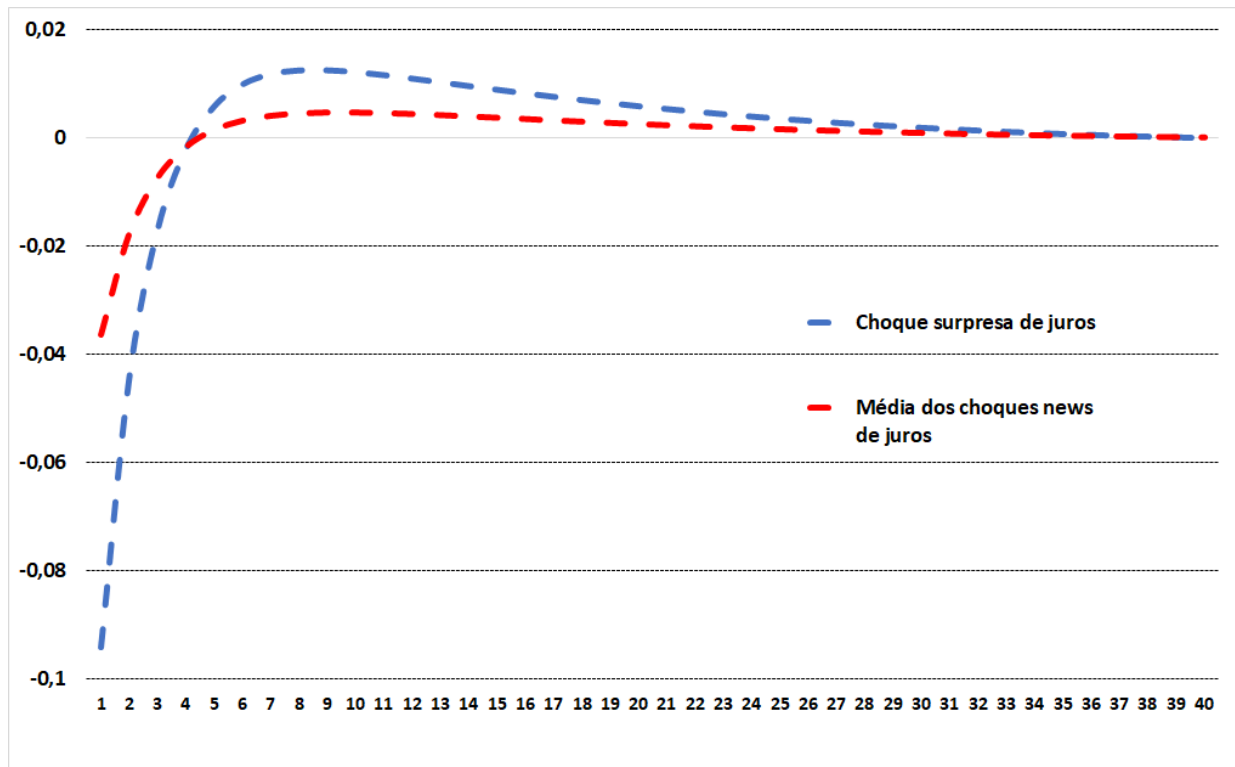
Painel A (resposta da taxa de juros)



Painel B (resposta do PIB)



### Painel C (resposta da inflação)



Fonte: elaboração própria.

A Tabela 3, por sua vez, apresenta a contribuição de cada choque para a variância dos erros de projeção das variáveis endógenas observadas, em diversos horizontes após um determinado choque. Podemos afirmar que os choques antecipados de política monetária, considerados em conjunto: (i) são pouco relevantes logo após a sua materialização, mas têm relevância crescente com o tempo para explicar flutuações nas seis variáveis endógenas; (ii) explicam pouco de flutuações do crescimento do PIB e da variação da inflação anual no longo prazo (7,1% e 0,9%, respectivamente) e (iii) são bastante relevantes para explicar flutuações das taxas de juros no longo prazo, principalmente as que têm maturidade maior. No caso dos choques da nossa proxy de *term premium*, é possível verificarmos que choques específicos a cada maturidade são menos relevantes do que choques comuns na ETTJ, e que quanto maior for a maturidade da taxa de juros, maior será a relevância da soma dos dois choques.

**Tabela 3 – Decomposição da variância dos erros de previsão (%) – modelo básico, variáveis observáveis, por tipo de choque**

	Períodos após o choque			
	1	4	8	Assintótico
<b>Crescimento do PIB</b>				
Demanda	97,46	92,64	89,01	85,12
Oferta	0,02	0,06	0,27	0,54
Juros	1,43	4,02	5,67	7,25
Taxa 360 dias	0	0	0	0
Taxa 720 dias	0	0	0	0
Taxa 1800 dias	0	0	0	0
ETTJ	0	0	0	0
News monetários	1,1	3,27	5,06	7,1
<b>Varição da taxa de inflação</b>				
Demanda	0,3	0,66	0,66	0,68
Oferta	98,25	97,69	97,76	97,58
Juros	0,7	0,79	0,76	0,83
Taxa 360 dias	0	0	0	0
Taxa 720 dias	0	0	0	0
Taxa 1800 dias	0	0	0	0
ETTJ	0	0	0	0
News monetários	0,75	0,87	0,82	0,91
<b>Selic efetiva</b>				
Demanda	0,31	0,57	0,81	2,76
Oferta	9,32	9,89	8,64	6,53
Juros	90,2	77,75	66,32	50,78
Taxa 360 dias	0	0	0	0
Taxa 720 dias	0	0	0	0
Taxa 1800 dias	0	0	0	0
ETTJ	0	0	0	0
News monetários	0,16	11,8	24,22	39,94
<b>Swap Pré-DI 360 dias</b>				
Demanda	0,36	0,65	0,9	2,79
Oferta	6,72	8,68	7,93	6,41
Juros	53,92	66,43	60,98	49,83
Taxa 360 dias	10,46	2,04	0,81	0,31
Taxa 720 dias	0	0	0	0
Taxa 1800 dias	0	0	0	0
ETTJ	23,54	5,93	2,37	0,89
News monetários	4,99	16,26	26,98	39,77
<b>Swap Pré-DI 720 dias</b>				
Demanda	0,61	0,87	1,11	2,99
Oferta	7,11	7,98	7,33	6,25
Juros	55,19	61,4	56,94	48,66
Taxa 360 dias	0	0	0	0
Taxa 720 dias	7,19	1,67	0,77	0,34
Taxa 1800 dias	0	0	0	0
ETTJ	15,99	4,8	2,21	0,98
News monetários	13,91	23,29	31,62	40,79
<b>Swap Pré-DI 1800 dias</b>				
Demanda	1,19	1,59	1,91	3,96
Oferta	5,49	6,4	6,25	5,82
Juros	43,34	50,31	49,16	45,09
Taxa 360 dias	0	0	0	0
Taxa 720 dias	0	0	0	0
Taxa 1800 dias	10,96	3,2	1,73	0,94
ETTJ	13,84	5,23	2,85	1,55
News monetários	25,19	33,25	38,09	42,65

Fonte: elaboração própria.

### 5.3 Robustez

Choques antecipados de demanda e de oferta são, muitas vezes, mais intuitivos do que os de política monetária. No primeiro caso, podemos citar, por exemplo, aspectos fiscais (anúncio de um imposto a vigorar depois de alguns meses) e, no segundo, inovações tecnológicas (produtividade), conflitos geopolíticos (impactos em preços de petróleo) e intempéries climáticas (efeitos sobre preços de alimentos). A nossa hipótese de trabalho é dada pela seguinte questão: será que os choques *news* de política monetária estão, na verdade, capturando os impactos de outros distúrbios antecipados?

Utilizamos o mesmo modelo, mas precisamos reestimar o horizonte ótimo de defasagens de *news*, agora também nas demais curvas. Com três equações e três tipos de choques, há muitas combinações possíveis de especificações para serem testadas, de tal forma que, novamente, adotaremos uma postura um tanto quanto discricionária: testaremos defasagens semelhantes para os choques nas três curvas. A Tabela 1 nos revela que, nesse caso, o horizonte ótimo escolhido é o de 8 defasagens. Vale notarmos que essa especificação apresenta uma densidade marginal superior à utilizada como *benchmark*. Agora, teremos 31 choques no estado de espaço  $\{\varepsilon_y, \varepsilon_p, \varepsilon_i, \varepsilon, \xi_4, \xi_8, \xi_{20}, \varepsilon_i^1, \varepsilon_i^2, \varepsilon_i^3, \varepsilon_i^4, \varepsilon_i^5, \varepsilon_i^6, \varepsilon_i^7, \varepsilon_i^8, \varepsilon_p^1, \varepsilon_p^2, \varepsilon_p^3, \varepsilon_p^4, \varepsilon_p^5, \varepsilon_p^6, \varepsilon_p^7, \varepsilon_p^8, \varepsilon_y^1, \varepsilon_y^2, \varepsilon_y^3, \varepsilon_y^4, \varepsilon_y^5, \varepsilon_y^6, \varepsilon_y^7, \varepsilon_y^8\}$ .

Novamente, utilizamos duas cadeias paralelas para o RWMH, cada uma com 500 mil *draws*, descartando-se as primeiras 250 mil. As taxas de aceitação foram 22,5% e 22,8%, respectivamente, na primeira e na segunda cadeias. Ambas as taxas também estão dentro do

intervalo aceitável na literatura. O diagnóstico de Brooks e Gelman (1998) mostra que há convergência.

**Tabela 4 – Decomposição dos erros de projeção da variância (%) – modelo alternativo, variáveis observáveis, por tipo de choque**

	Períodos após o choque					Períodos após o choque			
	1	4	8	Assintótico		1	4	8	Assintótico
<b>Crescimento do PIB</b>					<b>Swap Pré-DI 360 dias</b>				
Demanda	76,14	51,05	43,78	38,27	Demanda	0,22	0,36	0,48	1,05
News de demanda	18,78	38,1	42,43	45,18	News de demanda	0,47	1,12	2,06	7,04
Oferta	0	0	0,01	0,01	Oferta	0,23	0,2	0,15	0,1
News de oferta	0,07	0,17	0,71	1,17	News de oferta	11,23	16,25	15,73	12,64
Juros	2,91	6,01	7,03	7,86	Juros	50,24	60,72	56,35	44,78
News monetários	2,1	4,65	6,04	7,51	News monetários	3,93	12,76	21,66	32,85
Taxa 360 dias	0	0	0	0	Taxa 360 dias	10,87	2,1	0,87	0,37
Taxa 720 dias	0	0	0	0	Taxa 720 dias	0	0	0	0
Taxa 1800 dias	0	0	0	0	Taxa 1800 dias	0	0	0	0
ETTJ	0	0	0	0	ETTJ	22,82	6,47	2,71	1,17
Total News	20,95	42,92	49,18	53,86	Total News	15,63	30,13	39,45	52,53
<b>Varição da taxa de inflação</b>					<b>Swap Pré-DI 720 dias</b>				
Demanda	0,24	0,52	0,34	0,33	Demanda	0,33	0,46	0,58	1,13
News de demanda	1,15	1,17	1,14	1,23	News de demanda	1,13	1,9	2,87	7,67
Oferta	26,23	25,75	16,84	16,28	Oferta	0,16	0,15	0,12	0,09
News de oferta	68,24	68,9	79,2	79,58	News de oferta	13,12	15,47	14,64	12,27
Juros	1,97	1,73	1,18	1,22	Juros	50,86	56,46	52,59	43,38
News monetários	2,17	1,95	1,3	1,37	News monetários	10,92	18,29	25,69	33,72
Taxa 360 dias	0	0	0	0	Taxa 360 dias	0	0	0	0
Taxa 720 dias	0	0	0	0	Taxa 720 dias	7,83	1,84	0,88	0,44
Taxa 1800 dias	0	0	0	0	Taxa 1800 dias	0	0	0	0
ETTJ	0	0	0	0	ETTJ	15,64	5,42	2,61	1,31
Total News	71,56	72,02	81,64	82,18	Total News	25,17	35,66	43,2	53,66
<b>Selic efetiva</b>					<b>Swap Pré-DI 1800 dias</b>				
Demanda	0,25	0,33	0,43	1,04	Demanda	0,58	0,78	0,92	1,48
News de demanda	0,29	0,78	1,67	6,94	News de demanda	3,18	4,46	5,65	10,55
Oferta	0,65	0,31	0,19	0,11	Oferta	0,09	0,1	0,09	0,08
News de oferta	9,95	17,45	16,82	12,88	News de oferta	10,2	12,34	12,18	11,03
Juros	88,48	71,74	61,36	45,89	Juros	38,2	44,87	43,63	38,32
News monetários	0,37	9,38	19,55	33,17	News monetários	19,78	26,88	31,52	34,91
Taxa 360 dias	0	0	0	0	Taxa 360 dias	0	0	0	0
Taxa 720 dias	0	0	0	0	Taxa 720 dias	0	0	0	0
Taxa 1800 dias	0	0	0	0	Taxa 1800 dias	13,4	4,06	2,29	1,38
ETTJ	0	0	0	0	ETTJ	14,61	6,51	3,71	2,24
Total News	10,61	27,61	38,04	52,99	Total News	33,16	43,68	49,35	56,49

Fonte: elaboração própria.

Entre a estimação original e o teste de robustez, a maioria das estimativas dos parâmetros apresentou poucas oscilações (Tabela 4). De modo geral, as médias posteriores dos parâmetros e dos desvios-padrão na segunda especificação se mantiveram dentro dos intervalos sugeridos na primeira especificação. As exceções se deveram apenas aos coeficientes AR(1) dos processos exógenos das curvas IS (cuja média passou de 0,42 para 0,23) e de Phillips (cuja média oscilou de 0,58 para 0,16). Tais alterações podem ser explicadas à luz da inclusão, no segundo modelo, de choques antecipados exatamente nessas duas curvas. No que tange à decomposição da variância dos erros de previsão do modelo alternativo, as conclusões qualitativas obtidas com o modelo básico não se alteram. Choques antecipados de política monetária continuam explicando pouco de flutuações na taxa trimestral de crescimento do PIB (7,5% no longo prazo) e da variação da taxa de inflação (1,4%). Contudo, *news* específicos às curvas IS e de Phillips são majoritários na explicação de flutuações, da demanda e da oferta, respectivamente. Enquanto choques antecipados de demanda explicam cerca de 45% das flutuações do crescimento do produto no



longo prazo, os de oferta explicam quase 80% da variação da inflação. Trata-se de um resultado que merece investigação em trabalhos futuros, principalmente porque, na categoria de choques de oferta, temos inovações distintas, como produtividade e *mark-up*, cujos impactos sobre a inflação são, naturalmente, diferentes – o nosso modelo não faz essa distinção. No caso dos choques da nossa proxy de *term premium*, é possível verificarmos que choques específicos a cada maturidade continuam sendo menos relevantes do que choques comuns na ETTJ, e que quanto maior for a maturidade da taxa de juros, maior será a relevância da soma dos dois choques (1,5% para taxas de 360 dias; 1,8% para as de 720 dias e 3,6% para as de 1800 dias).

#### 5.4 Discussão

Um ponto a ser discutido refere-se à reação endógena do BC diante de choques antecipados de juros. Como ilustrado no Gráfico 1, essa reação parece estar ausente nos nossos resultados. De fato, a nossa análise aponta que choques antecipados altistas de juros geram elevações das taxas contemporâneas, inclusive as de longo prazo, mesmo com a perspectiva de que o produto e a inflação caiam nos próximos períodos. O resultado mais relevante para essa conclusão é o elevado coeficiente de suavização de juros na curva de reação da política monetária, próximo à unidade ( $\rho_i = 0,97$ ). Tal resultado limita demais a materialização de uma reação endógena da autoridade monetária diante de choques antecipados de juros e leva as taxas longas a seguirem a mesma direção apontada pela taxa básica da economia, determinada pelo BC. Com uma reação endógena muito limitada, o que prevalecerá sobre as taxas longas de juros é a mesma direção apontada pelo movimento de  $i_t$ . O nosso modelo captura essas direções. Sob esse aspecto, trabalhos futuros poderão testar especificações com processos exógenos sem o coeficiente AR(1), de tal forma que choques passados gerem impactos que serão desfeitos muito mais rapidamente.

Vale a pena também enfatizarmos que os processos exógenos utilizados em nosso modelo seguem um processo AR(1), o que está em linha com a maioria dos trabalhos sobre *news* (HIROSE; KUROSUMI, 2011; MILANI; TREADWELL, 2012; SCHMITT-GROHÉ; URIBE, 2012; GOMES; ISKREV; MENDICINO, 2013; BEST; KAPINOS, 2016). Esse tipo de especificação gera um efeito mais duradouro desse tipo de choque. Em outras palavras, choques passados terão impactos prolongados nos juros (ainda mais com um AR(1) na curva de reação da política monetária tão elevado quanto o que encontramos).

### 6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo teve como objetivo primordial verificar a relevância de choques antecipados de política monetária sobre a economia brasileira, utilizando, para isso, a curva de juros na identificação desses choques. Para isso, optamos por utilizar um modelo bastante simples que não captura muitos dos aspectos da realidade, como, por exemplo, o comércio exterior e os fluxos de capitais, o setor financeiro, a existência de preços administrados e todos os componentes do PIB. Por outro lado, impusemos um tratamento bastante geral para o *term premium* na curva de juros.

A nossa principal conclusão é de que choques antecipados de juros, com defasagens de 1 a 7 trimestres – o que corresponde, aproximadamente, ao horizonte da política monetária – são relativamente pouco relevantes para explicar flutuações da taxa trimestral de variação do PIB e da variação da taxa de inflação anual. A literatura internacional foca o papel desse tipo de choque em relação às variáveis reais e não sobre a inflação. Esse foco deve ser interpretado à luz dos efeitos da crise global de 2007/2008, a partir da qual a possibilidade de deflação estava associada exatamente ao risco de depressão econômica das principais economias. Contudo, encontramos

aqui um papel bastante relevante de *news* de oferta para explicar flutuações de juros, o que abre um espaço de pesquisa bastante interessante a ser abordado.

O papel relevante de *news* monetários para as nossas conclusões, sobretudo no que se refere à decomposição da variância, reforça a leitura de que esse tipo de choque deve ser lido não somente como um anúncio exógeno do BC para ações futuras de política monetária, mas também como efeito de percepções dos agentes, que podem ou não serem confirmadas pelo *policymaker*. Neste artigo abordamos apenas o período de antecipação, sem nos preocuparmos com a materialização ou não do choque capturado pelos agentes para decisões futuras de juros. O BC pode corroborar ou não a incorporação de choques antecipados, ainda durante o período de antecipação, de modo a coordenar expectativas e movimentos na curva de juros.

Avaliamos o papel de choques monetários transitórios. Contudo, é possível avançarmos para uma análise com choques monetários antecipados de caráter persistente, o que pode ser capturado com uma especificação na qual a regra de reação do BC considera uma meta de inflação variante no tempo.

Os nossos resultados sugerem, como recomendação de *policy*, que a autoridade monetária deve melhorar cada vez mais a sua comunicação. Dada a relevância de antecipações de mudanças futuras na política monetária, por parte dos agentes, principalmente sobre inflação e a ETTJ, o BC deveria evitar fricções nessa relação comunicacional, de modo que sinais emitidos/percebidos/incorporados não sejam confundidos com ruídos que gerem impactos relevantes e desnecessários sobre as variáveis endógenas da economia.

## BIBLIOGRAFIA

AVDJIEV, S. News Driven Business Cycles and data on asset prices in estimated DSGE models. **Review of Economic Dynamics**, v. 20, p. 181-197, 2016.

BEAUDRY, P.; PORTIER, F. Stock Prices, News, and Economic Fluctuations. **American Economic Review**, v. 96, p. 1293-1307, 2006.

BEN ZEEV, N.; GUNN, C.; KHAN, H. **Monetary News Shocks**, 2016 [mimeo]. Disponível em:

[https://nadavbenzeev.weebly.com/uploads/2/4/2/3/24233684/bgk\\_march\\_2016\\_latest\\_v1.pdf](https://nadavbenzeev.weebly.com/uploads/2/4/2/3/24233684/bgk_march_2016_latest_v1.pdf).

Acesso em: 10 set. 2016.

BERNANKE, B. S. Communication and Monetary Policy. **Speech at the National Economists Club Annual Dinner**, nov. 2013. Disponível em: <https://www.federalreserve.gov/newsevents/speech/bernanke20131119a.htm>. Acesso em: 10 mar. 2017.

BEST, G.; KAPINOS, P. Monetary policy and news shocks: are Taylor Rules forward looking?. **The BE Journal of Macroeconomics**, v. 16, n. 2, p. 335-360, 2016.

BLINDER, A.; GOODHART, C.; HILDEBRAND, P.; LIPTON, D.; WYPLOSZ, C. **How do Central Banks Talk?** Geneva: International Center for Monetary and Banking Studies, 2001. (Geneva Report on the World Economy, n. 3).

CAMPBELL, J. Y.; SHILLER, R. J. Yield spreads and interest rate movements: a bird's eye view. **Review of Economic Studies**, v. 58, n. 3, p. 495-514, 1991.

CAMPBELL, J; EVANS, C. L.; FISHER, J; JUSTINIANO, . Macroeconomic Effects of Federal Reserve Forward Guidance. **Brookings Papers on Economic Activity**, 2012.

CARLSTROM, C. T.; FUERST, T.; PAUSTIAN, M. Inflation and output in New Keynesian models with a transient interest rate peg. **Federal Reserve Bank of Cleveland**, Working Paper, p. 12-34, 2012.

CARVALHO, F. A; CASTRO, M. R. Foreign Capital Flows, Credit Growth and Macroeconomic Policy in a DSGE Model with Traditional and Matter-of-Fact Financial Frictions, 2015. **Working Papers Series**, 387, 2015. Disponível em <http://www.bcb.gov.br>.

CASTRO, M. R.; GOUVEA, S. N.; MINELLA, A.; SANTOS, R. C.; SOUZA-SOBRINHO, N. F. SAMBA: Stochastic Analytical Model with a Bayesian Approach. **Working Paper Series**, 239. Banco Central do Brasil, 2011.

DAVIS, J. **News and the Term Structure in General Equilibrium**. Manuscript. 2007. Disponível em: [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=1022631](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1022631). Acesso em: 10 jan. 2017.

DE GRAEVE, F.; EMIRIS, M.; WOUTERS, R. A structural decomposition of the US yield curve. **Journal of Monetary Economics**, v. 56, n. 4, p. 545-559, 2009.

DE GRAEVE, F.; ILBAS, P.; WOUTERS, R. Forward Guidance and Long Term Interest Rates: Inspecting the Mechanism. **Sveriges Riksbank Working Paper Series**, n. 292, 2014. Disponível em: [http://archive.riksbank.se/Documents/Rapporter/Working\\_papers/2014/rap\\_wp292\\_141217.pdf](http://archive.riksbank.se/Documents/Rapporter/Working_papers/2014/rap_wp292_141217.pdf) Acesso em: 11 jan. 2019.

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

DOEHR, R.; MARTÍNEZ-GARCÍA, E. Monetary Policy Expectations and Economic Fluctuations at the Zero Lower Bound. Federal Reserve Bank of Dallas, Globalization and Monetary Policy Institute. **Working Paper**, n. 240, 2015. Disponível em: <https://www.dallasfed.org/~media/documents/institute/wpapers/2015/0240.pdf>. Acesso em: 3 dez. 2017.

EGGERTSSON, G. B.; WOODFORD, M. The Zero Bound on Interest Rates and Optimal Monetary Policy. **Brookings Papers on Economic Activity**, v. 1, p. 139-211, 2003.

FUJIWARA, I; HIROSI, Y; SHINTANI, M. Can News be a Major Source of Aggregate Fluctuations? A Bayesian DSGE Approach. **Journal of Money, Credit and Banking**, n. 43, p. 1-29, 2011.

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

GÖRTZ, C.; TSOUKALAS, J. News and financial intermediation in aggregate fluctuations. **Review of Economics and Statistics**, v. 99, n. 3, 2016.

HERBST, E. P.; SCHORFHEIDE, F. **Bayesian Estimation of DSGE Models**. Princeton University Press, 2016.

HIROSE, Y.; KUROZUMI, T. Changes in the Federal Reserve Communication Strategy: A Structural Investigation. **Bank of Japan Working Paper Series**, n. 11-E-2, 2011.

ISKREV, N. Are asset price data informative about news shocks? A DSGE perspective. **ECB Working Paper Series**, n. 2161, June 2018.

JONES, C.; KULISH, M.; REES, D. M. **International Spillovers of Forward Guidance Shocks**. International Monetary Fund, 2018. Disponível em: <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2018/05/15/International-Spillovers-of-Forward-Guidance-Shocks-45835>. Acesso em: 8 dez. 2018.

KULISH, M.; REES, D. The yield curve in a small open economy. **Journal of International Economics**, v. 85, p. 268-279, 2011.

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

LEEPER, E. M.; WALKER, T. B.; YANG, S. C. S. Fiscal foresight and information flows. **NBER Working Paper**, n. 14630, 2009.

MALKHOZOV, A.; TAMONI, A. News shocks and asset prices. **SRC Discussion Paper**, n. 34, 2015. Disponível em: <http://eprints.lse.ac.uk/62004/>. Acesso em: 20 maio 2018.

MERTENS, K.; RAVN, M. O. Measuring the Impact of Fiscal Policy in the Face of Anticipation: A Structural VAR Approach. **Economic Journal**, n. 120, p. 393-413, 2010.

MILANI, F.; RAJBHANDARI, A. Expectation Formation and Monetary DSGE Models: Beyond the Rational Expectations Paradigm. **Advances in Econometrics**, v. 28, p. 253-288, 2012.

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

SARGENT, T. J.; WALLACE, N. Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument and the Optimal Money Supply Rule. **Journal of Political Economy**, v. 83, n. 2, p. 241-254, 1975.

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

SIMS, E. What’s News in News? A Cautionary Note on Using a Variance Decomposition to Assess the Quantitative Importance of News Shocks. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 73, p. 41-60, 2016.

SMETS, F.; WOUTERS, R. Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach. **American Economic Review**, v. 96, n. 3, p. 586-560, 2007.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Forecasting Inflation. **Journal of Monetary Economics**, v. 44, n. 2, p. 293-335, 1999.