

Transparência e os efeitos da política monetária no sistema de metas para inflação no Brasil

Transparency and monetary policy outcomes in the Brazilian inflation targeting

Lucas Sabioni Lopes^a

Maurília Leite Felisberto Cabral^b

Resumo: Este trabalho investiga os efeitos da transparência sobre os resultados da política monetária no Brasil no sistema de metas para inflação. Para tanto, definem-se períodos de alta e baixa transparência, com a proposição de um indicador baseado no diferencial das expectativas inflacionárias do banco central e as de mercado, e os modelos VAR com *threshold*. Os resultados mostram uma predominância do regime de maior transparência após junho de 2003. Ademais, encontra-se que os efeitos positivos da transparência se deram principalmente sobre o controle inflacionário, uma vez que aumentos na taxa Selic reduziram tanto a inflação como suas expectativas um ano à frente.

Palavras-chave: Transparência; Sistema de metas para a inflação; Expectativas de inflação; Brasil.

Classificação JEL: E52, E58.

Abstract: We investigate the effects of transparency on the outcomes of monetary policy in Brazil with inflation targeting. To this end, regimes of high and low transparency are defined, by the means of a new indicator that takes account of the differential in inflation expectations of the central bank and the market, and the threshold VAR model. Our results show a predominance of an increased transparency regime after June 2003. Furthermore, our results indicate that the effects of transparency occurred mainly on inflationary control; while positive policy rate shocks (*Selic* rate) reduced both consumer price inflation and inflation expectations in this regime.

Keywords: Transparency; Inflation targeting; Inflation expectations; Brazil.

JEL Classification: E52, E58.

^a Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora, campus de Governador Valadares. E-mail: lucas.lobes@ufjf.br. ORCID: 0000-0001-9059-3134.

^b Bacharela em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Juiz de Fora, campus de Governador Valadares. E-mail: maurilia.cabral@gmail.com.

1. Introdução

Nas últimas décadas, diversos países passaram por um processo exitoso de estabilização inflacionária. Tal fenômeno se deu concomitantemente a uma adesão crescente ao Sistema de Metas para a Inflação (SMI). Dentre as experiências, economias desenvolvidas como Nova Zelândia, Canadá, Reino Unido, Suécia e Austrália e também economias emergentes, como Brasil, Chile, Peru, Israel e África do Sul estão entre os casos bem-sucedidos de maior controle do nível de preços (GIAMBIAGI; MATHIAS; VELHO, 2006).

Desta maneira, o SMI tem recebido atenção de parte considerável da literatura econômica. Segundo Bernanke e Mishkin (1997), o sistema de metas se caracteriza pelo anúncio de uma meta para a inflação em um ou mais períodos à frente, explicitando que o nível inflacionário baixo e estável é o objetivo primário da política monetária. Além disso, de acordo com os autores, uma característica adicional do regime se dá pelo aumento da transparência e das formas de comunicação da autoridade monetária para com o público a respeito de suas intenções, podendo ocasionar ganhos em *accountability*¹, uma vez que o banco central tende a se ater ao que foi previamente divulgado.

Svensson (2010) salienta algumas vantagens em favor da transparência na condução da política monetária. Segundo o autor, o aumento na transparência melhora o nível e a qualidade das informações recebidas pelo público, ocasionando redução da incerteza acerca das ações do banco central e, dessa forma, melhora a tomada de decisões do setor privado; permite uma avaliação mais efetiva dos rumos da política monetária, aumentando o incentivo do banco central a cumprir as metas estabelecidas; e, pode melhorar a execução da política monetária, uma vez que permite ao banco central afetar as expectativas do setor privado de maneira mais efetiva, principalmente nas políticas de longo prazo.

Geraats (2002) define transparência como a ausência de informações assimétricas entre os formuladores de política monetária e os demais agentes da economia, porém, transparência não é sinônimo de informação perfeita. Especificamente, tanto o banco central quanto o setor privado podem enfrentar incertezas a respeito da dinâmica futura da economia, mas, contando que ambos possuam bases similares de informação, a transparência prevalece. De acordo com a autora, duas consequências podem ser associadas à transparência: a primeira sugere que a presença de informação assimétrica gera incertezas para os agentes que possuem menos informações, colocando-os em posição de desvantagem; e, a segunda, se refere ao incentivo dado às autoridades monetárias em se ater às políticas anunciadas (por exemplo, de inflação baixa), uma vez que o público toma conhecimento e responde a elas.

Contudo, a literatura apresenta ressalvas em relação à quantidade de informação que deveria ser divulgada pelos bancos centrais. Por exemplo, para Jensen (2002), o fato de a transparência influenciar as expectativas dos agentes de maneira significativa, demanda

¹ Mishkin (1999) utiliza o termo *accountability* como prestação de contas, isto é, a responsabilização dos administradores da coisa pública por seus atos durante o exercício da função.

que o banco central seja mais cauteloso em suas ações, podendo ocasionar perdas de flexibilidade da autoridade monetária em responder a eventuais choques na economia. Além disso, Morris e Shin (2002) argumentam que devido ao alto peso que os agentes atribuem às informações divulgadas pelas autoridades públicas, um erro de previsão pode afetar a economia como um todo e, como consequência, acarretar uma redução do bem-estar social.

Em termos empíricos, a análise dos efeitos da transparência da política monetária sofre dos problemas comuns de se trabalhar com a medição de um conceito qualitativo. Mishkin (2004), por exemplo, discute evidências indiretas dos efeitos positivos da maior transparência, defendendo que o SMI ocasionou melhorias na condução da política monetária nos países que adotaram esse sistema (presume-se, assim, que o SMI é mais transparente que outras abordagens). Outras *proxies* propostas para a transparência são baseadas no levantamento de características e especificidades da implementação da política monetária em diferentes países, como as desenvolvidas por Eijffinger e Geraats (2006), Fracasso, Genberg e Wyplosz (2003) e Bini-Smaghi e Gros (2001).

Tais propostas refletem conceitos de transparência teoricamente aceitos e captam suas várias perspectivas. Contudo, elas envolvem cálculos difíceis de serem reproduzidos, além de estarem sujeitas a subjetividades. Seu uso em modelos de séries temporais também é limitado. Por fim, uma terceira vertente da literatura (MENDONÇA; GALVEAS, 2013; MENDONÇA; SIMÃO-FILHO, 2007) estima a transparência com base na diferença entre a inflação esperada e sua meta. Argumenta-se que a maior transparência produziria uma convergência entre as duas séries de tempo. A ressalva a respeito dessa metodologia é a de que um banco central sem um histórico de ampla divulgação de informações pode alcançar sua meta sem ser transparente. Portanto, pode ser o caso de que esta *proxy* seja mais adequada às análises de credibilidade da política monetária.

Dessa forma, o objetivo desta pesquisa é apresentar novas evidências acerca dos efeitos da transparência sobre os resultados da política monetária, focando-se no caso do Brasil, desde sua adesão ao SMI. A contribuição para a literatura aqui fornecida passa pela utilização de uma nova *proxy* para a transparência, a qual segue a definição de Geraats (2002) e se baseia no diferencial informacional que possa existir entre o Banco Central Brasileiro e os participantes do mercado financeiro (de acordo com as expectativas inflacionárias de mercado). Assim, comparam-se os períodos em que se detectam regimes de alta e baixa assimetria informacional, com respeito às respostas da macroeconomia frente aos choques da política monetária.

As metodologias utilizadas partem da estimação de modelos de vetores autorregressivos (VAR) em nível, como sugerido por Toda e Yamamoto (1995). Em um primeiro momento, aplica-se o teste de quebras de Bai e Perron (1998) sobre a variável de assimetria informacional, o que permite a identificação de períodos de alta e baixa transparência, estimando-se VARs nas amostras obtidas a fim de se analisar a resposta da economia aos choques monetários quando o banco central opera em diferentes regimes de transparência. Em seguida, como um exercício adicional de robustez, os modelos VAR com *threshold* endógeno (TVAR) de Balke (2000) também são considerados. Este tem a

vantagem de estimar conjuntamente todos os parâmetros relevantes para a análise, inclusive o limiar que irá definir os regimes.

O período estudado compreende o início do funcionamento do SMI no país, em junho de 1999, até o último mês com informações disponíveis para as expectativas inflacionárias do próprio Banco Central do Brasil (BCB) no momento de realização desta pesquisa, em setembro de 2014, em função da defasagem de quatro anos na divulgação dos dados de acordo Lei de Acesso à Informação² (LAI). Tal procedimento possibilitou verificar a importância da transparência na condução da política monetária, que pode variar, inclusive, dentro de um sistema de metas já em operação, tornando o conhecimento desta variável mais apurado.

Além desta introdução, o presente estudo está dividido em mais quatro seções. A segunda seção faz uma revisão de contribuições teóricas a respeito da transparência na condução da política monetária, discute brevemente o posicionamento do BCB acerca da transparência em suas políticas e apresenta alguns resultados empíricos disponíveis na literatura nacional. A terceira seção apresenta a metodologia utilizada e os tratamentos realizados na base de dados. A quarta seção apresenta os principais resultados e discussões. Por fim, a quinta seção faz as considerações finais.

2. Revisão de literatura: transparência dos bancos centrais e o sistema de metas para a inflação

A partir da década de 1990, os bancos centrais passaram por mudanças consideráveis em sua atuação (como exemplo, a adesão ao sistema de metas) e, em meio a essas transformações, o grau de transparência ganhou espaço tanto na literatura econômica como na prática de políticas. Os bancos centrais³, que por muito tempo foram associados ao sigilo, crescentemente têm adotado a transparência em vários aspectos, inclusive na divulgação de previsões internas (GERAATS, 2000). No estudo de Fry *et al.* (2000), por exemplo, no qual é considerado um conjunto de noventa e quatro bancos centrais, a transparência aparece como a terceira variável⁴ mais relevante na condução da política monetária.

Frequentemente, a transparência é tratada como uma característica positiva, pois, remete à maior clareza dos objetivos da autoridade monetária, contribuindo para que o banco central busque atingir o ponto social ótimo e seja menos suscetível a pressões governamentais ou de cunho político (MENDONÇA; INHUEDS, 2010). Bernanke (2008),

² Lei nº 12.527/2011 que regulamenta *acesso às informações* dos órgãos públicos no país. Nota-se também que nesse período se verificam apenas recessões breves na economia brasileira, ocasionadas, em geral, por choques de oferta e, ou, exógenos. Assim, a maior estabilidade macroeconômica do período permite filtrar mais adequadamente os efeitos da transparência do Banco Central, os quais poderiam ser contaminados por elevações nas incertezas advindas do ambiente político, as quais aumentaram bastante após o ano de 2014.

³ Segundo Geraats (2002), vários bancos centrais ao redor do mundo têm aumentado os níveis de transparência e destaca os bancos centrais da Inglaterra, da Suécia e da Nova Zelândia.

⁴ Para Fry *et al.* (2000), a variável que ocupa o primeiro lugar é a independência do Banco Central; e em segundo, a manutenção de expectativas de baixa inflação.

por sua vez, defende que uma boa comunicação por parte do banco central é fundamental para manter sua legitimidade e independência democrática⁵, essenciais no processo de formulação da política monetária. Outro ponto destacado pelo autor é o modo com que a transparência pode melhorar o efeito da política e o desempenho das economias, em que, ao divulgar seus objetivos e estratégias, o banco central reduz a incerteza, permitindo que os agentes econômicos tomem suas decisões com base em mais informações.

Entretanto, trabalhos como os de Morris e Shin (2002) e Morris, Shin e Tong (2006) apresentam ressalvas em relação à quantidade de informação que uma entidade pública (como o banco central) deve fornecer, enfatizando possíveis desvantagens que a provisão de informação pública - conhecimento coletivo a todos os agentes do mercado - pode ocasionar. Segundo estes autores, a avaliação do valor social da informação pública implica em reconhecer suas funções, a saber: a primeira consiste em transmitir informações fundamentais; e, a segunda, servir como um ponto focal para as crenças. Assim, os autores sugerem que, apesar de o aumento da qualidade e da quantidade de informação privada necessariamente impactar a sociedade de maneira benéfica, o efeito do aumento da informação advinda do setor público é ambíguo, em função do alto impacto que ela exerce na economia e, especialmente, se a informação pública é ruidosa ou confusa.

Por sua vez, Mishkin (2004) discute a transparência no contexto do modelo de Svensson (1997), que demonstra que as previsões da inflação são centrais para a condução de política monetária no SMI. O modelo apresentado possui uma curva de demanda agregada, em que o hiato do produto é função da taxa de juros real defasada em um período; e, uma curva de oferta agregada, em que a variação da inflação é afetada pelo hiato do produto com um período de defasagem (ambas as equações contêm, ainda, termos autorregressivos). A política monetária ótima ajusta a taxa de juros de cada período para minimizar a função de perda intertemporal, que pode depender dos desvios da inflação em torno da meta e do produto de seu nível potencial. Como resultado, mostra-se que a configuração ótima da taxa de juros é aquela que segue uma regra de Taylor⁶. Portanto, o instrumento de política monetária buscará alcançar a meta de inflação no horizonte sobre o qual a política surte efeito (dois períodos à frente no modelo de SVENSSON, 1997).

Ainda segundo Mishkin (2004), uma vez que as decisões do banco central são tomadas de acordo com as previsões para a inflação períodos à frente, em sistemas como o de metas para a inflação, o público demanda transparência, pois os prognósticos de inflação baseiam-se em previsões de outras variáveis, como, o estado atual da atividade econômica. O autor argumenta sobre as vantagens na divulgação de tais previsões, destacando três motivações: em primeiro lugar, a divulgação das previsões auxiliam o público e o mercado no entendimento das ações da autoridade monetária e na verificação de seu comprometimento em atingir a meta de inflação; em segundo lugar, permite a avaliação do público sobre a qualidade das informações divulgadas pelo banco, podendo melhorar sua

⁵ Segundo Jensen (2002), a transparência auxilia na responsabilização do banco central por suas ações e pode compensar a “perda democrática” que a sociedade enfrenta por sua independência.

⁶ Taylor (1993) propõe que a autoridade monetária eleve as taxas de juros a um patamar acima do aumento inflacionário para garantir que a inflação convirja para a meta estabelecida.

credibilidade junto à sociedade; e, em terceiro lugar, gera um incentivo para que os formuladores de políticas divulguem previsões cada vez melhores, pois a propagação de informações ruins seria danosa à sua imagem. Devido ao efeito defasado da política monetária, a divulgação de previsões fornece sinalizações imediatas se o banco central está de fato buscando atingir seu objetivo. Caso a sociedade não confie na assertividade das previsões e, ou, estas se distanciem muito da meta estipulada, possibilita-se ao público desaprová-la a conduta do banco. Logo, a transparência pode resultar em ganhos de *accountability*.

Em suma, a maioria das abordagens teóricas e da prática dos bancos centrais atualmente sugere que a transparência seja um elemento importante para que a política monetária alcance resultados melhores. Um maior grau de transparência da política monetária pode reduzir a incerteza e a volatilidade macroeconômicas, introduzir restrições ao comportamento discricionário (reduzindo o viés inflacionário) e melhorar sua prestação de contas para com o público, acelerar a transmissão da política monetária pela economia e blindar a política monetária de pressões advindas de outras esferas da administração pública, entre outras questões. Tais fatores podem explicar a atual tendência de aumento da transparência e da qualidade comunicação dos bancos centrais dos diversos países, incluindo neste grupo, o BCB.

O BCB adotou formalmente o sistema de metas para inflação em junho de 1999, por meio da edição do Decreto nº 3.088⁷. A partir da sua efetivação, além da melhora na ancoragem das expectativas inflacionárias, o SMI ocasionou ganhos em transparência e responsabilização do Banco pelas políticas utilizadas (BCB, 2015). Desta maneira, o BCB desenvolveu mecanismos para divulgação das informações mais relevantes sobre sua atuação e destaca a transparência como condição necessária para melhora da *accountability*:

Transparência é um dos valores do Banco Central. Mais do que cumprir as exigências da lei e dos órgãos de controle, o BCB vê a transparência como condição necessária para a prestação de serviço eficiente à sociedade. A transparência e a simetria de informações fazem parte da comunicação da política monetária e da manutenção da eficiência do sistema financeiro (BCB, 2015, p.31).

Historicamente, como aponta o documento do BCB (2011), os comunicados da autoridade monetária no início do SMI eram curtos, objetivos e não seguiam um padrão claro. A partir do segundo semestre de 2003, o Comitê de Política Monetária (Copom) buscou uniformizar seus comunicados, além de aumentar seu conteúdo informativo. A mudança de comportamento foi consequência de uma estratégia na condução da política monetária, que buscou melhorar a coordenação das expectativas dos agentes e manter a trajetória esperada da inflação dentro do objetivo do BCB. Bernanke (2004) ressalta a importância dos comunicados, dado que, em várias ocasiões, os mercados reagem mais a

⁷ Com o decreto, ficou determinado ao Conselho Monetário Nacional (CMN) estabelecer o valor numérico da meta inflacionária, enquanto o Copom é responsável por garantir o cumprimento da meta (BCB, 2015).

eles do que às decisões de política monetária, uma vez que buscam nesses documentos indicativos da trajetória futura da economia.

A fim de analisar a questão da transparência do BCB em termos empíricos, Costa-Filho e Rocha (2009), construíram um índice baseado na leitura das atas do Copom e encontraram que a comunicação do Comitê é consistente, uma vez que, ao sinalizar um aumento e, ou, uma redução da taxa de juros, este tende a cumpri-lo. No que tange à reação dos mercados aos comunicados do Comitê, Costa-Filho e Rocha (2010) encontraram que a comunicação da autoridade monetária é eficaz em afetar os preços de variáveis financeiras em nível e em volatilidade e que a expectativa dos agentes é afetada pela comunicação do BCB. Ademais, os resultados encontrados pelos autores indicam que a comunicação do Banco Central pode apresentar diferentes resultados dependendo do período, mas em geral, se mostra efetiva em reduzir a volatilidade da economia.

O presente trabalho se insere nessa linha de pesquisa, a qual procura avaliar os efeitos da transparência sobre os resultados da condução da política monetária. Sua principal contribuição é analisar a questão com base em um indicador objetivo e de fácil cômputo, que tem uma estrutura de série temporal e que é bastante associado à definição formal de transparência, tal como sugerida por Geraats (2002). Nesse sentido, na próxima seção são fornecidos detalhes adicionais da *proxy* de transparência e dos procedimentos metodológicos adotados.

3. Metodologia

3.1. Descrição da proxy para transparência e dos modelos VAR empregados

Geraats (2002) sugere que a transparência da política monetária possa ser avaliada pela existência de diferenciais nas informações disponíveis ao público e aos bancos centrais. Assim, a fim de avaliar o impacto da transparência na condução da política monetária, foi criada uma *proxy* denominada *asym*, em alusão à palavra em inglês para assimetria, a partir da construção de uma medida conforme se indica abaixo:

$$asym_t = |\pi_{BCB,t}^e - \pi_{Focus,t}^e| \times 100 \quad (1)$$

em que $\pi_{BCB,t}^e$ e $\pi_{Focus,t}^e$ representam, respectivamente, a inflação esperada pelo BCB e a inflação esperada pelo setor privado (respondente) no instante t do tempo para um período futuro similar. Procura-se, com a utilização da equação 1, averiguar se houve períodos em que essas medidas de expectativas inflacionárias se distanciaram mais significativamente. Por construção, o indicador proposto é negativamente relacionado com a transparência da

política monetária, isto é, havendo assimetria informacional, espera-se que as expectativas inflacionárias do BCB se distanciem daquelas feitas pelo público⁸.

Inicialmente, para discriminar os períodos de baixa e alta transparência foi realizado um teste de quebras estruturais múltiplas em datas desconhecidas, conforme proposto por Bai e Perron (1998), sobre a variável *asym*. O teste opera de forma sequencial e sempre que identifica uma quebra, os dados são divididos em subamostras. Desta maneira, como abordado por Hansen (2001), o teste continua até que a hipótese de ausência de quebra estrutural nas amostras construídas não seja rejeitada (testa-se a hipótese nula de ausência de quebras).

Tal análise é utilizada quando os dados possuem característica de séries de tempo e, no caso em questão, foi implementado averiguando a existência de quebras em uma regressão da assimetria contra uma constante e um termo de erro aleatório, isto é:

$$asym_t = c + \varepsilon_t, \quad (2)$$

em que, ε_t é um termo de erro estocástico; e, c é o valor esperado (média) da assimetria. Busca-se verificar se este último parâmetro passa por mudanças importantes⁹.

A partir da identificação dos períodos de alta e baixa transparência, foi aplicada a metodologia de Vetores Autorregressivos (VAR) em nível dentro das amostras construídas, conforme Toda e Yamamoto (1995). Tais autores defendem que o uso das variáveis em seu formato original previne a perda de informações ocasionada pela aplicação da primeira diferença e aproxima os resultados empíricos da teoria econômica, a qual tradicionalmente considera as variáveis não diferenciadas.

Segundo Toda e Yamamoto (1995), as propriedades estatísticas permanecem válidas em modelos VAR em nível, uma vez que se considere um número de defasagens mais amplo nas estimações. Para tanto, deve-se utilizar defasagens iguais à soma daquelas sugeridas por algum critério de informação mais a ordem máxima de integração das variáveis. Assim, baseou-se no critério de informação bayesiano (BIC) e as tabelas apresentadas no Apêndice A (Tabela A1 e Tabela A2) sumarizam os resultados. Ademais, realizou-se o teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para verificar a estacionariedade das séries e suas respectivas ordens de integração.

Uma vez selecionado o formato dos modelos VAR, é importante caracterizar sua estrutura dinâmica e para isso foi utilizado a função impulso-resposta (FIR). A identificação dos choques exógenos e das FIRs é feita com a decomposição de Choleski. A

⁸ Não necessariamente, qualquer diferencial de expectativas inflacionárias irá ser reflexo de assimetria informacional. Contudo, nos métodos apresentados à frente, procuram-se valores para essa variável que são importantes (significativos) no contexto da análise da transparência da política monetária. Por isso, a presente pesquisa opta por chamar a variável definida pela equação (1) como *asym*, referindo-se à assimetria informacional.

⁹ Como é convencional na literatura, definiu-se o número máximo cinco de quebras estruturais; 5% como nível de significância do teste sequencial; e, exclui-se a existência de quebras nos primeiros e últimos 7,5% da amostra, isto é, o parâmetro de *trimming* foi fixado em 15%.

ordenação de causalidade adotada no presente trabalho é baseada no modelo proposto por Svensson (1997) e vastamente utilizada na literatura. O arranjo das variáveis se dá da seguinte maneira: hiato do produto, *GAP*, mais exógena; inflação acumulada em 12 meses, IPCA; expectativa de inflação Focus (descrita a seguir); e, taxa de juros Selic, também acumulada em 12 meses. Assim, admite-se que as variações no produto se antecedam ao aparecimento da inflação, hipótese normalmente utilizada em modelos de política monetária. Em seguida, os números da atividade econômica e da inflação interferem nas expectativas inflacionárias dos agentes; e, a taxa básica de juros (Selic) responde contemporaneamente a todas as outras variáveis, sendo escolhida pela autoridade monetária para que a inflação convirja para sua meta nos meses seguintes.

Em seguida à análise com o VAR tradicional, estimam-se modelos vetoriais com *threshold* endógeno, ou TVAR, utilizando a metodologia proposta por Balke (2000). Confere-se, assim, maior robustez aos resultados com uma abordagem que estima os regimes de transparência e as FIRs com base no conjunto completo de dados. Nesse sentido, escreve-se o seguinte modelo estrutural:

$$Y_t = A^1 Y_t + B^1(L) Y_{t-1} + (A^2 Y_t + B^2(L) Y_{t-1}) I(asym_{t-d} > \gamma) + U_t, \quad (3)$$

em que, Y_t representa o vetor de variáveis introduzidas no modelo, a saber, assimetria informacional (*asym*), hiato do produto (*GAP*), inflação (IPCA), taxa de juros (SELIC) e expectativas inflacionárias (FOCUS); $B^1(L)$ e $B^2(L)$ são matrizes de defasagens polinomiais, com os sobrescritos “1” e “2” representando os diferentes regimes de assimetria informacional; A^1 e A^2 denotam as matrizes de coeficientes estruturais em seus respectivos regimes. Assume-se que a estrutura destas matrizes seja recursiva, com a assimetria antecedendo as demais variáveis (volta-se a este ponto a seguir); $I(asym_{t-d} > \gamma)$ é uma função indicador que recebe o valor um quando $asym_{t-d} > \gamma$, e zero caso contrário, em que γ é o valor do limiar da assimetria informacional entre os dois regimes (o *threshold*) e d representa a defasagem com que o *threshold* determina o regime^{10,11}; e, U_t é um vetor de resíduos estruturais.

Alguns pontos adicionais a respeito da metodologia são dignos de nota. Como a variável *asym* define o valor do *threshold* e ela também faz parte do vetor Y_t , os TVAR estimados descrevem tanto a dinâmica das variáveis como dos regimes de transparência. Ademais, a ocorrência de um ou outro regime (1 e 2) também irá depender dos choques na taxa de juros e nas demais variáveis consideradas.

¹⁰ Seguindo Balke (2000), define-se $d = 1$.

¹¹ De fato, o algoritmo de estimação trabalha transformando a variável *asym* em uma média móvel (MA), a fim de impor maior suavização na determinação dos regimes. Portanto, o tamanho da média deve ser determinado a priori. Depois de uma série de pré-testes, definiu-se o modelo MA(4) para a variável *threshold*, pois este modelo foi o mais parcimonioso dentre os que proporcionaram a convergência numérica dos métodos empregados e FIRs coerentes com a teoria da política monetária (como em SVENSSON, 1997; e, CLARIDA; GALÍ; GERTLER, 1999).

Outra questão se refere ao valor estimado de γ . Como seu valor não é conhecido a priori, a abordagem de Balke (2000) passa pela estimação de (3) por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para uma grande quantidade de valores possíveis para o parâmetro. Para cada possível valor do *threshold*, estima-se a estatística de Wald para a hipótese de ausência de mudanças de regime (isto é, $A^2 = B^2(L) = 0$). Calculam-se, a seguir, três estatísticas para o teste de significância de γ : i) *sup*-Wald, que é o maior valor encontrado para as estatísticas Wald, dado o valor do *threshold*; ii) *avg*-Wald, que é a média das estatísticas Wald; e, iii) *exp*-Wald, que é a soma dos exponenciais das estatísticas Wald¹². Os níveis de significância dos testes são obtidos com o método de Hansen (1996), o qual envolve a simulação por *bootstrap* da distribuição empírica das estatísticas *sup*, *avg* e *exp*-Wald (emprega-se 500 repetições).

Por fim, como os modelos TVAR são não lineares, a derivação das FIRs não é trivial. Elas assumem formas complicadas, que dependem de toda história progressa das variáveis, da magnitude e da direção dos choques (se positivo, ou negativo). Assim, sua obtenção é feita por simulações (BALKE, 2000). Basicamente, o algoritmo gera vetores de choques dentro do horizonte de cômputo das FIR, estimando a resposta das variáveis do modelo nos períodos em questão. O processo é repetido várias vezes e, da média das respostas das variáveis aos choques, se calculam as FIR (realizaram-se nesta pesquisa 10⁴ simulações). Dada a não linearidade do TVAR, para cada realização dos choques exógenos (u_i), repete-se a simulação para $-u_i$, para evitar problemas com a assimetria das respostas. Assim, as FIRs relacionadas aos TVAR que constam na seção de resultados representam a dinâmica das variáveis em resposta aos choques positivos e negativos, isto é, u_i e $-u_i$. Em termos de ordenação, a *proxy* para a assimetria é incluída antes do hiato do produto, como a mais exógena do modelo econométrico. Entende-se que a transparência afete contemporaneamente as demais séries de tempo, determinando o contexto (ambiente) em que a política monetária é implementada.

3.2. Tratamentos e base de dados

Os dados utilizados têm periodicidade mensal, com início em junho de 1999, dado a implantação do SMI, e término em setembro de 2014, totalizando 184 observações. Na elaboração das séries de expectativas, foram utilizadas as previsões do BCB coletadas a partir das atas de reunião do Copom, que têm tornado seu conteúdo público desde 2011, após promulgação da Lei de Acesso à Informação (LAI)¹³. Como esta lei estabelece uma defasagem de quatro anos para a divulgação das informações presentes nas atas do Comitê, até a data do presente trabalho havia dados disponíveis até o ano de 2014. Os dados de expectativa de inflação do público foram obtidos nos boletins *Focus* do BCB (expectativas do mercado) e, a inflação, se baseia no índice de preços ao consumidor amplo (IPCA), disponibilizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

¹² Andrews e Ploberger (1994) sugerem o uso das versões “avg” e “exp” da estatística do teste.

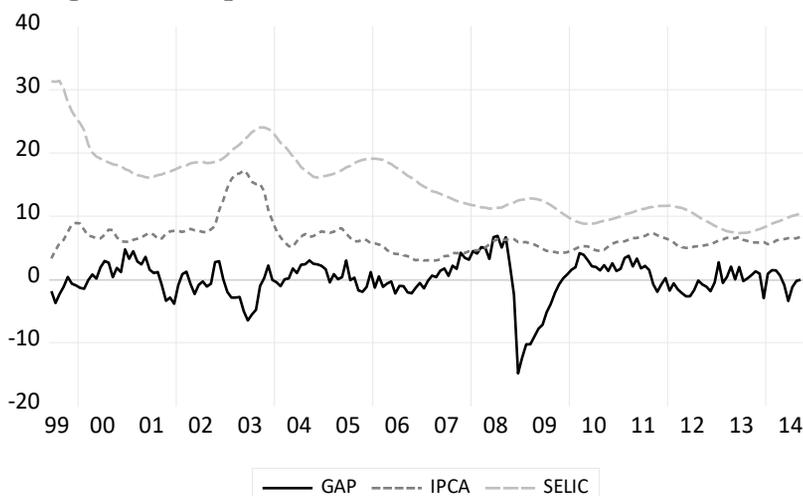
¹³ Lei nº 12.527 de 18 de novembro de 2011. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2011-2014/2011/lei/l12527.htm. Acesso realizado em 09/09/2019.

Assim, foram construídos indicadores anualizados de expectativas para a inflação um período à frente, tanto para o caso do BCB, como para a pesquisa *Focus*. A anualização se deu com a acumulação das inflações mensais observadas nos 11 períodos até o momento de formação das expectativas, além da taxa mensal prevista pelo BCB e pelo mercado para o próximo mês. Na ocorrência de dados faltantes, em função do calendário de reuniões do Copom, foi empregado o método de interpolação linear para determinar os valores intermediários das expectativas.

Como indicador do instrumento de política monetária, utilizou-se a taxa de juros básica da economia, a Selic, acumulada em 12 meses. A variável GAP^{14} foi calculada como o componente cíclico do logaritmo da produção industrial geral, extraído com o filtro HP (HODRICK; PRESCOTT, 1997) com o parâmetro padrão de suavização, isto é, igual a 14400. Todas as estimativas desse trabalho foram obtidas com o *software* Eviews, versão 10.

A Figura 1, evidencia o comportamento temporal das variáveis do produto (GAP), da inflação (IPCA) e a da taxa Selic, respectivamente. Nota-se o forte impacto da crise financeira internacional de 2007/2008 sobre a atividade produtiva brasileira e a elevada correlação temporal entre as séries IPCA e Selic, que apresentam dinâmicas parecidas e picos com boa coincidência. Enquanto os gráficos das variáveis de expectativas (do BCB e do mercado) são apresentados na Figura 2, na seção 4.

Figura 1: Comportamento das variáveis GAP , IPCA e Selic



Fonte: Elaboração própria com base em dados do BCB e do IBGE.

¹⁴ Os dados foram retirados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Pesquisa Industrial Mensal - Produção Física - PIM-PF. Rio de Janeiro: IBGE, de 1999 a 2014. Acesso em: 17 de maio de 2019.

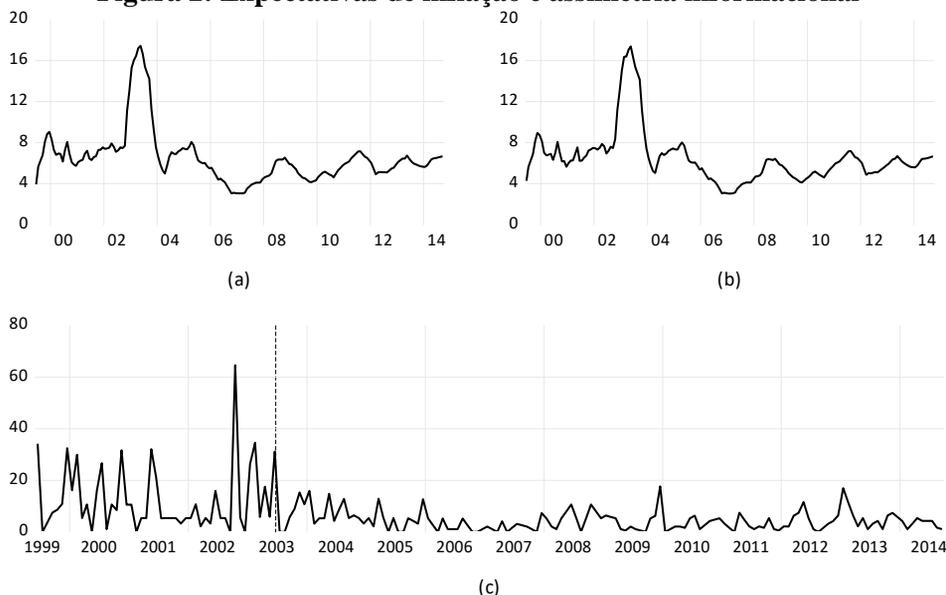
4. Resultados

4.1. FIRs dos modelos VAR tradicional

Na Figura 2 - gráfico “a”, apresenta-se as expectativas de inflação do setor privado (*Focus*); no gráfico “b”, é representada as expectativas de inflação do Departamento Econômico do BCB (*Depec*). Observa-se que ambas as séries de expectativas possuem uma dinâmica muito similar ao longo do tempo, porém, ainda assim, apresentam diferenças relevantes em termos dos valores esperados em pontos específicos da amostra. Isto pode ser observado no gráfico “c”, que representa o indicador de assimetria (*asym*) calculado conforme a equação (1).

Em geral, nos gráficos “a” e “b” da Figura 2, é possível observar que as expectativas (*Focus e Depec*) atingem um pico em 2003, o qual pode ter sido impulsionado pela transição de governos ocorrida neste período. Ademais, percebe-se certa redução no nível e na volatilidade dos valores esperados para a inflação a partir desse ano, movimento que também é verificado nos números da inflação efetiva (conforme Figura 1). No caso do indicador de assimetria informacional (gráfico “c”, Figura 2), este assume valores maiores e mais variáveis no primeiro terço da amostra, reduzindo-se a partir daí. Especificamente, entre 1999 e 2003, o maior valor encontrado para a assimetria ocorreu em outubro de 2002, alcançando o valor de 65 pontos base, aproximadamente. Por outro lado, no restante da amostra, a maior diferença entre os valores esperados chegou a 31 pontos base, isto é, menos da metade do período anterior.

Figura 2: Expectativas de inflação e assimetria informacional



Fonte: Elaboração própria com base em dados do BCB.

Na Figura 2 (gráfico “c”), apresenta-se o resultado do teste de Bai e Perron (1998) aplicado sobre a série de assimetria, em que a linha vertical pontilhada que reparte a amostra indica a única quebra estrutural significativa encontrada pelo procedimento, situada no mês de junho de 2003. Esta discrimina dois regimes claros de assimetria, a saber: alta assimetria (baixa transparência), entre junho de 1999 e maio de 2003; e baixa assimetria (alta transparência), a partir de junho de 2003. Como mostra a Tabela 1, é perceptível uma mudança de comportamento no diferencial das expectativas de mercado e do Banco Central. No regime de baixa assimetria, tanto em termos da média, como da dispersão, as estatísticas calculadas reduzem-se a 1/3 de seus valores observados no regime de maior divergência. Portanto, pode-se dizer que de meados de 2003 em diante, as expectativas quanto à trajetória futura da inflação do mercado e do BCB se tornaram mais alinhadas.

Esta mudança coincide com o período em que houve uma decisão deliberada do BCB de aumentar sua transparência com a divulgação de comunicados mais detalhados, tanto no que se refere às suas ações, quanto à visão do Copom a respeito da dinâmica da economia do país. O braço operacional do Banco Central, ao fundamentar suas decisões de política monetária de maneira mais clara e precisa a partir de 2003, dedicou-se a dar ênfase à ampliação da transparência de sua comunicação (BCB, 2011).

Tabela 1: Estatísticas descritivas da variável de assimetria informacional

Regime de assimetria	Média	Desvio-padrão
Alta	12,5	12,98
Baixa	4,24	3,82

Fonte: Elaboração própria – *Software Eviews*.

Além disso, como esclarece BCB (2011), a divulgação de notas das reuniões do Comitê passou a conter uma série de informações objetivando a redução das assimetrias informacionais entre a sociedade e o Banco e, concomitantemente, esclarecer a estratégia de atuação do Copom, as expectativas para inflação e as possíveis decisões quanto às taxas de juros no futuro. Ademais, as notas do Copom apresentam sua estratégia de atuação diante ao cenário econômico para permitir a antecipação da sociedade frente às decisões do Comitê e, assim, possibilitar uma melhor coordenação das expectativas. É válido destacar, portanto, que os resultados obtidos por esta pesquisa mostram que os esforços exercidos pelo BCB no sentido de melhorar a qualidade de sua comunicação e das informações que ela leva ao público foram bem-sucedidos.

Após a identificação da quebra estrutural da amostra, busca-se verificar se nos regimes de transparência houve diferenciação no desempenho da política monetária. Para tanto, foi utilizada a abordagem VAR em nível como proposto por Toda e Yamamoto (1995). Primeiramente, realizaram-se testes de raiz unitária, do tipo ADF, para cada variável em nível, a fim de verificar se as séries podem ser estacionárias e, ou, suas respectivas ordens de integração, uma vez que tais informações são úteis para determinar

o número de defasagens necessárias nos VAR. A Tabela 2 sumariza os resultados encontrados.

As evidências dos testes apontam que, dependendo da especificação adotada, a variável Selic e as expectativas Focus podem apresentar uma raiz unitária. Dessa maneira, as regressões dos modelos VAR irão incluir uma defasagem a mais do que a sugerida pelo critério de informação bayesiano. Ademais, testes ADF similares aos apresentados na tabela anterior sobre as variáveis em primeira diferença indicaram que se rejeita a hipótese de raiz unitária em todos os casos. Em seguida, estimou-se o número ótimo de defasagens para os VARs nas duas amostras, utilizando o critério bayesiano de Schwarz (BIC) para a definição do número de defasagens. Esses procedimentos indicaram a inclusão de duas defasagens para o regime de alta assimetria e três para o período de baixa assimetria (ver Tabela A1 e Tabela A2). Assim, na Figura 3 são apresentados os resultados das FIRs nos respectivos regimes, com as especificações mencionadas.

Tabela 2: Teste de raiz unitária ADF

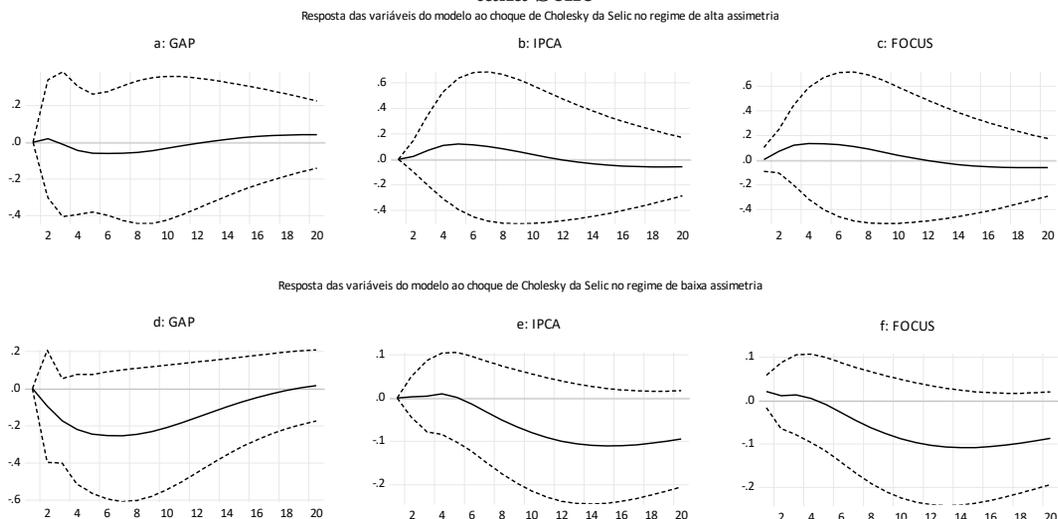
Variável/Especificação	Com constante	Com constante e tendência	Nenhum
Gap (produto)	-3,65*	-3,64*	-3,66*
IPCA	-4,95*	-3,39**	-2,68*
Selic	-2,80***	-2,88	-2,44**
Focus	-4,31	-3,79**	-2,16**

Notas: *, ** e *** indicam a rejeição da hipótese nula de raiz unitária aos níveis de significância de 1, 5 e 10%, respectivamente.

Fonte: Elaboração própria – *Software Eviews*.

Ao observar a Figura 3, é possível constatar que durante o regime de alta assimetria (parte superior da figura), o choque de política monetária reduziu apenas discretamente o hiato do produto (gráfico “a”). Com respeito à inflação (Figura 3, gráfico “b”), a resposta do índice ao choque na Selic foi de uma elevação, indicativo de que nesse período possa ter ocorrido um *price-puzzle*, efeito que acontece quando há elevação da taxa de inflação logo após um choque positivo na taxa de juros. Quanto às expectativas do setor privado (gráfico “c”), percebe-se que o impacto sobre esta variável foi similar ao encontrado para a variável IPCA (Figura 3, gráfico “b”). Tal resultado parece sugerir que, na presença de maior assimetria informacional (baixa transparência), o público observava o choque na Selic como indicativo de aumento inflacionário futuro e, portanto, ajustava suas expectativas baseando-se nesse entendimento. Contudo, as FIRs da parte superior da Figura 3 mostram em termos gerais que, independente da direção das respostas das variáveis ao choque monetário (gráficos “a”, “b” e “c”), elas foram de baixa magnitude e nitidamente incluíram o zero em seus intervalos, denotando uma incapacidade de a taxa Selic afetar as variáveis relevantes para a condução da política monetária no período.

Figura 3: Respostas das variáveis GAP, IPCA e Expectativas Focus ao choque na taxa Selic



Fonte: Elaboração própria – *Software Eviews*.

A partir de 2003, data da quebra estrutural e início do regime de maior transparência, nota-se uma mudança nas respostas das séries de tempo aos choques de política monetária. É possível notar, por exemplo, que o hiato do produto (Figura 3, gráfico “d”) responde negativamente e de maneira mais forte do que no caso anterior. Em termos do produto, o choque recessivo alcança seus maiores efeitos com uma defasagem de seis a oito meses. Com relação à inflação (gráfico “e”), os resultados mostram que a elevação da taxa básica resulta em queda dos preços alguns meses após o choque. Especificamente, os efeitos de uma intervenção recessiva da Selic são maiores após uma defasagem de cerca de um ano e meio, uma vez que a FIR da inflação em resposta aos juros atinge um vale dentro do horizonte de 14 a 18 meses. Um comportamento similar pode ser observado para o índice Focus (gráfico “f”), que reduziu com a elevação da Selic. Dessa forma, ressalta-se aqui um motivo adicional para a elevação da transparência da política monetária. Como os efeitos dos choques na Selic geram efeitos defasados, a comunicação clara por parte dos *policy makers* pode evitar problemas como a sinalização atrasada (BERNANKE; MISHKIN, 1997).

As respostas encontradas empiricamente para a economia durante o regime de baixa assimetria são condizentes com aquilo que se espera do sistema de metas para inflação quando ele opera adequadamente. Pelos fundamentos do SMI, o público cria expectativas recessivas quando há aumentos nas taxas de juros. Dessa forma, a queda na assimetria informacional entre o BCB e o público se associou a um SMI mais funcional no país, com a política monetária alcançando resultados mais relevantes.

4.2. FIRs dos modelos VAR com threshold

Nesta seção, apresentam-se os resultados obtidos com o modelo TVAR. Uma importante diferença para a abordagem anterior se dá no tratamento dos regimes de transparência ao longo do tempo: no VAR tradicional, criam-se períodos de alta e baixa transparência utilizando a intuição de quebras estruturais; no VAR com *threshold*, a economia pode visitar um regime ou outro, de acordo com a dinâmica das variáveis incluídas nas estimações. A Tabela 3 apresenta o valor estimado do parâmetro de *threshold* (γ), isto é, o valor que determina o regime de transparência do BCB em operação.

Como pode ser visto na Tabela 3, o valor do limiar foi estimado em aproximadamente 10 pontos base. Apesar de ser um valor relativamente baixo, ele determina dois regimes de transparência com um elevado nível de significância estatística. Por exemplo, de acordo com os testes *sup* e *exp*-Wald, o valor-*p* foi estimado em um nível inferior ao de 1%. Veja-se, ainda, que esta estimativa está condizente com os valores médios encontrados para a alta assimetria na análise com quebras estruturais (igual a 12,5 pontos base, conforme Tabela 1).

Tabela 3: Valor e testes de significância do parâmetro de threshold

Estatística	Valor	Nível de significância (valor- <i>p</i>)
<i>Threshold</i> (γ)	10,1	-
<i>sup</i> -Wald	192,8	<1%
<i>avg</i> -Wald	68,4	0,35
<i>exp</i> -Wald	91,7	<1%

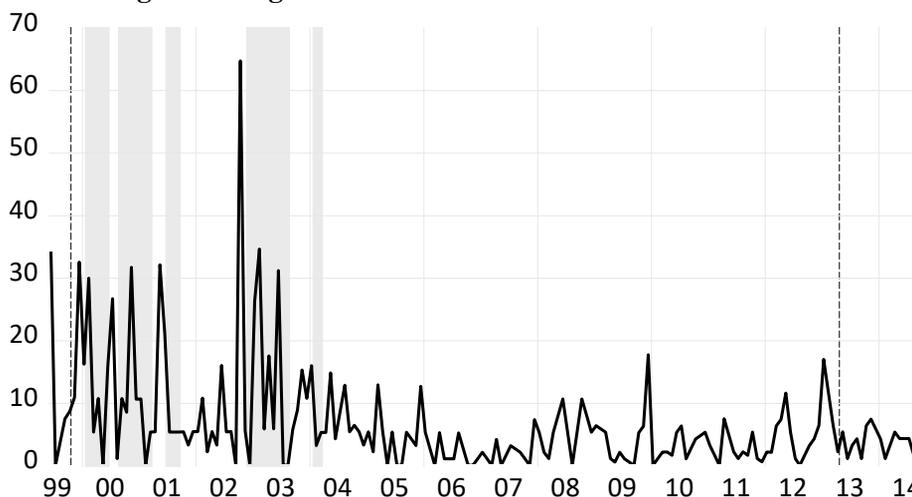
Fonte: Elaboração própria – *Software* Eviews.

De posse do valor limiar para o diferencial expectacional, é possível identificar os regimes de transparência obtidos no TVAR. A Figura 4 traz esses resultados. Nela, os regimes de alta assimetria (baixa transparência) foram destacados pelas regiões sombreadas e pelas linhas pontilhadas. A linha contínua representa a variável *asym*. Novamente, há boa coerência entre os regimes do TVAR e a análise apresentada na seção 4.1, isto é, a incidência de alta assimetria é mais comum nos anos iniciais da implementação do SMI no país. Ademais, de 2003 até 2014, a economia permaneceu majoritariamente no regime de baixa assimetria (alta transparência).

Na Figura 5, a seguir, ilustram-se as FIRs generalizadas das variáveis *GAP*, *IPCA* e expectativas de inflação (Focus) aos choques da taxa Selic. Os gráficos "a", "b" e "c" referem-se ao regime de alta assimetria. As respostas no regime de maior transparência estão ilustradas nos gráficos "d", "e" e "f". Dadas as questões de simetria das respostas aos choques do modelo TVAR, a Figura 5 traz, para fins comparativos, a dinâmica das variáveis em face aos aumentos (cor preta) e reduções (cor cinza) da Selic. Há ainda duas

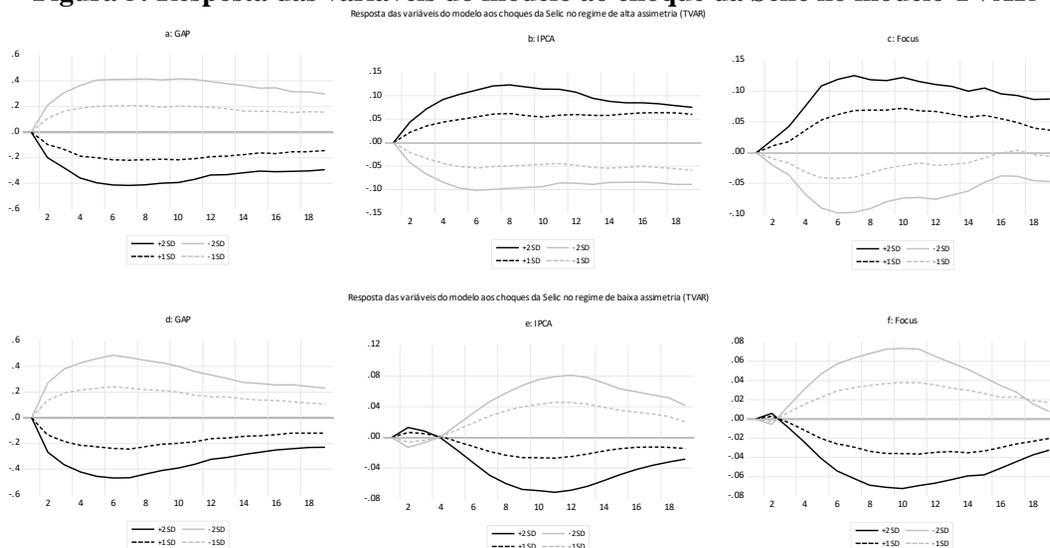
magnitudes de choques da taxa de juros, a saber, um desvio padrão (linha pontilhada) e dois desvios padrão (linha contínua).

Figura 4: Regimes de assimetria informacional do TVAR



Nota: regiões sombreadas e linhas pontilhadas representam o regime maior assimetria informacional (baixa transparência). Fonte: Elaboração própria – *Software Eviews*.

Como mostra a Figura 5, os modelos TVAR indicam que a resposta do hiato do produto é similar em ambos os regimes de assimetria informacional (gráficos "a" e "d"). Isto é, choques positivos nas taxas de juros tendeu a reduzir a atividade produtiva, atingindo um maior efeito com uma defasagem de seis a oito meses. Contudo, percebe-se que as respostas da inflação (IPCA) e das expectativas inflacionárias (Focus) são inteiramente diferentes em cada um dos regimes de transparência. Tal como nos modelos VAR tradicional, as FIRs dos TVAR para a resposta da inflação e das expectativas no regime de alta assimetria (gráficos "b" e "c") mostram a existência de um *price-puzzle*, aumentando quando a Selic se eleva e caindo, caso a taxa de juros se reduza. Essa inversão no sinal esperado das variáveis em resposta aos choques da Selic, parece ser, entretanto, específica do regime de baixa transparência. Nos períodos em que vigorou o regime de alta transparência, as respostas da inflação e das expectativas inflacionárias estão dentro do esperado pela teoria econômica que baliza a adoção do sistema de metas para a inflação. Portanto, os resultados dos TVAR sugerem que os principais ganhos advindos da ampliação da transparência do BCB para com o público nos últimos anos se deram em termos do controle inflacionário e da condução das expectativas dos agentes privados.

Figura 5: Resposta das variáveis do modelo ao choque da Selic no modelo TVAR

Fonte: Elaboração própria – *Software Eviews*.

Considerações finais

O presente trabalho teve como objetivo analisar o impacto da transparência nos efeitos macroeconômicos da política monetária, após a adoção do sistema de metas para inflação no Brasil, entre o período de 1999 até 2014. A elaboração deste estudo foi possível graças à Lei de Acesso à Informação (Lei nº 12.257 de 18 de novembro de 2011), que disponibilizou as expectativas inflacionárias do BCB para o público.

Nesse sentido, utilizou-se um novo indicador de assimetria informacional baseado na diferença entre as expectativas inflacionárias do Banco e as realizadas pelo mercado (na pesquisa Focus). Após a determinação dos períodos em que houve alta e baixa assimetria com um teste de quebras, utilizou-se a metodologia VAR para verificar as diferenças em termos dos impactos da política monetária sobre a economia brasileira, especificamente em relação às variações do hiato do produto, da taxa de inflação observada (IPCA) e de suas expectativas (Focus). Os resultados encontrados indicaram que no regime de alta assimetria informacional, mais comum entre 1999 e meados de 2003, a política monetária não foi capaz de impactar as variáveis de maneira significativa. Enquanto isso, no regime de baixa assimetria, observado principalmente após junho de 2003, verificou-se uma maior resposta da economia aos choques da taxa Selic. Portanto, na amostra de maior transparência, houve relevante influência da taxa de juros sobre as variáveis dos modelos VAR.

A fim de corroborar tais resultados, foram estimados modelos TVAR com a *proxy* para a assimetria informacional determinando os regimes. Com a metodologia TVAR, o valor do *threshold* e os regimes de transparência são estimados endogenamente, sendo

influenciados pelas outras variáveis utilizadas, inclusive a taxa Selic. De maneira geral, as conclusões centrais foram mantidas, mas, o modelo TVAR mostrou que os principais efeitos de uma transparência mais elevada se deram sobre o controle inflacionário no país: nos regimes de baixa assimetria informacional, choques positivos na taxa Selic reduziram tanto a inflação (IPCA), como as expectativas inflacionárias; por outro lado, nos regimes de menor transparência, as elevações dos juros básicos da economia estiveram associadas com um recrudescimento da inflação corrente e futura (efeito *price-puzzle*).

Assim, os resultados desta pesquisa levam à conclusão de que a postura do BCB de aumento na transparência foi importante para a melhora na condução da política monetária. Outro ponto válido a ser ressaltado é que os resultados alcançados podem ser indicativos de que os esforços do BCB para ser mais transparente tenham sido profícuos. Ademais, para futuras pesquisas na área, sugerem-se experimentos que verifiquem a viabilidade de o Banco Central ser ainda mais explícito para com o público, incluindo em suas divulgações suas próprias expectativas para a inflação, ou verificar os efeitos da recente introdução de novas informações, como a taxa de juros neutra e o hiato do produto sobre os resultados da política monetária.

Referências

- ANDREWS, D.; PLOBERGER, W. Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative. **Econometrica**, v. 62, n. 6, p. 1383-1414, 1994.
- BAI, J; PERRON, P. Estimating and testing linear models with multiple structural changes. **Econometrica**, v. 66, n.1, p. 47-78, 1998.
- BALKE, N. S. Credit and economic activity: credit regimes and nonlinear propagation of shocks. **Review of Economics and Statistics**, v. 82, n. 2, p. 344-349, 2000.
- BCB – Banco Central do Brasil. **Dez Anos de Metas para a Inflação - 1999-2009**. Brasília, DF: BCB, 2011.
- BCB – Banco Central do Brasil. **Regime de metas para a inflação no Brasil**. Brasília, DF: BCB, 2015. (Série “Perguntas Mais Frequentes”).
- BERNANKE, B. Central Bank Talk and Monetary Policy. In: **Speech at the Japan Society Corporate Luncheon**, New York, New York, Oct. 2004.
- BERNANKE, B. S. The Fed's road toward greater transparency. **Cato J.**, v. 28, n.2, p. 175-186, 2008.
- BERNANKE, B. S.; MISHKIN, F. S. Inflation targeting: a new framework for monetary policy? **Journal of Economic Perspectives**, v. 11, n. 2, p. 97-116, 1997.
- BINI-SMAGHI, L.; GROS, D. **Is the ECB sufficiently accountable and transparent?** Centre for European Policy Studies (CEPS), Working Document n. 169, 2001.

- CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. The science of monetary policy: a new Keynesian perspective. **Journal of Economic Literature**, v. 37, n. 4, p. 1661-1707, 1999.
- COSTA-FILHO, A. E.; ROCHA, F. Como o mercado de juros futuros reage à comunicação do Banco Central? **Economia Aplicada**, v. 14, n. 3, p. 265-292, 2010.
- COSTA-FILHO, A. E.; ROCHA, F. Comunicação e política monetária no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 63, n. 4, p. 405-422, 2009.
- EIJFFINGER, S. C. W.; GERAATS, P. M. How transparent are central banks? **European Journal of Political Economy**, v. 22, n.1, p.1-21, 2006.
- FRACASSO, A.; GENBERG, H.; WYPLOSZ, C. **How do central banks write?** Geneva Reports on the World Economy, v. 2, 2003.
- FRY, M.; JULIUS, D.; MAHADEVA, L.; ROGER, S.; STERNE, G.. **Key issues in the choice of monetary policy framework**. In: Mahadeva, L.; Sterne, G. (Eds.), *Monetary Policy Frameworks in a Global Context*. Routledge: London, 2000, p. 1-216.
- GERAATS, P. M. Central bank transparency. **The Economic Journal**, v. 112, n. 483, p. F532-F565, 2002.
- GERAATS, P. M. **Why adopt transparency? The publication of central bank forecasts**. Centre for Economic Policy Research (CEPR), Discussion Paper n. 2582, 2000.
- GIAMBIAGI, F.; MATHIAS, A.; VELHO, E. O aperfeiçoamento do regime de metas de debate inflação no Brasil. **Economia Aplicada**, v. 10, n. 3, p. 443-475, 2006.
- HANSEN, B. E. Inference When a Nuisance Parameter Is Not Identified Under the Null Hypothesis. **Econometrica**, v. 64, n. 2, p. 413-430, 1996.
- HANSEN, B. E. The new econometrics of structural change: dating breaks in US labour productivity. **Journal of Economic Perspectives**, v. 15, n. 4, p. 117-128, 2001.
- HODRICK, R.; PRESCOTT, E. Postwar U.S. business cycles: an empirical investigation. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 29, n. 1, p. 1-16, 1997.
- JENSEN, H. Optimal degrees of transparency in monetary policymaking. **Scandinavian Journal of Economics**, v. 104, n. 3, p. 399-422, 2002.
- MENDONÇA, H. F.; GALVEAS, K. A. S. Transparency and Inflation: What is the effect on the Brazilian Economy? **Economic Systems**, v. 37, n. 1, p. 69-80, 2013.
- MENDONÇA, H. F.; INHUEDS, A. Transparência do banco central: uma análise para o caso brasileiro. **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 30, n. 1, p. 159-177, 2010.
- MENDONÇA, H. F.; SIMÃO-FILHO, J. Economic transparency and effectiveness of monetary policy. **Journal of Economic Studies**, v. 34, n. 6, p. 497-514, 2007.

- MISHKIN, F. International experiences with different monetary policy regimes. **Journal of Monetary Economics**, v. 43, n. 3, p. 579-605, 1999.
- MISHKIN, F. S. Can central bank transparency go too far? **National Bureau of Economic Research** (NBER), Working Paper n. 10829, 2004.
- MORRIS, S.; SHIN, H. S. Social value of public information. **American Economic Review**, v. 92, n. 5, p. 1521-1534, 2002.
- MORRIS, S.; SHIN, H. S.; TONG, H. Social value of public information: Morris and Shin (2002) is actually pro-transparency, not con: Reply. **American Economic Review**, v. 96, n. 1, p. 453-455, 2006.
- SVENSSON, L. E. O. Inflation forecast targeting: Implementing and monitoring inflation targets. **European Economic Review**, v. 41, n. 6, p. 1111-1146, 1997.
- SVENSSON, L. E. O. Policy expectations and policy evaluations: The role of transparency and communication. **Sveriges Riksbank Economic Review**, v. 1, n. 2010, p. 43-78, 2010.
- TAYLOR, J. B. Discretion versus policy rules in practice. **Carnegie-Rochester conference series on public policy**, v. 39, p. 195-214. Amsterdam: North Holland, 1993.
- TAYLOR, J. B. The monetary transmission mechanism: an empirical framework. **Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 4, p. 11-26, 1995.
- TODA, H. Y.; YAMAMOTO, T. Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. **Journal of Econometrics**, v. 66, n. 1, p. 225-250, 1995.

Apêndice

Tabela A1: Resultados do teste para critério de seleção do número de defasagens para o regime de alta assimetria

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-333,1	NA	37,8	15,0	15,1	15,0
1	-129,2	362,5	0,008	6,6	7,4*	7,0
2	-103,8	40,7*	0,006*	6,3*	7,7	6,8*
3	-98,1	8,1	0,010	6,7	8,8	7,5
4	-85,6	15,6	0,013	6,8	9,6	7,8

Notas: * indica o melhor critério escolhido pelo teste (cada teste ao nível de 5% de significância). FPE: Critério do erro de predição final; AIC: Critério de Informação Akaike; SC: Critério de informação de Schwarz; HQ: Critério de informação Hannan-Quinn.

Fonte: Elaboração própria – *Software Eviews*.

Tabela A2: Resultados do teste para critério de seleção do número de defasagens para o regime de baixa assimetria

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1050.2	NA	71.3	15.6	15.7	15.6
1	-235.8	1568.5	0.0005	3.8	4.2	4.0
2	-107.0	240.5	9.8e-05	2.1	2.9*	2.4
3	-76.7	54.8*	7.9e-05*	1.9*	3.0	2.4*
4	-64.2	21.8	8.4e-05	2,0	3.4	2.6

Notas: * indica o melhor critério escolhido pelo teste (cada teste ao nível de 5% de significância). FPE: Critério do erro de predição final; AIC: Critério de Informação Akaike; SC: Critério de informação de Schwarz; HQ: Critério de informação Hannan-Quinn.

Fonte: Elaboração própria – *Software Eviews*.